

**Lauri Kajanoja**

Kansantalouden osasto

17.5.1994

# Spekulatiivisten hyökkäysten teoria ja paineet Suomen markan kurssia kohtaan 1985–1992

ISBN 951-686-407-4  
ISSN 0785-3572

Suomen Pankin monistuskeskus  
Helsinki 1994

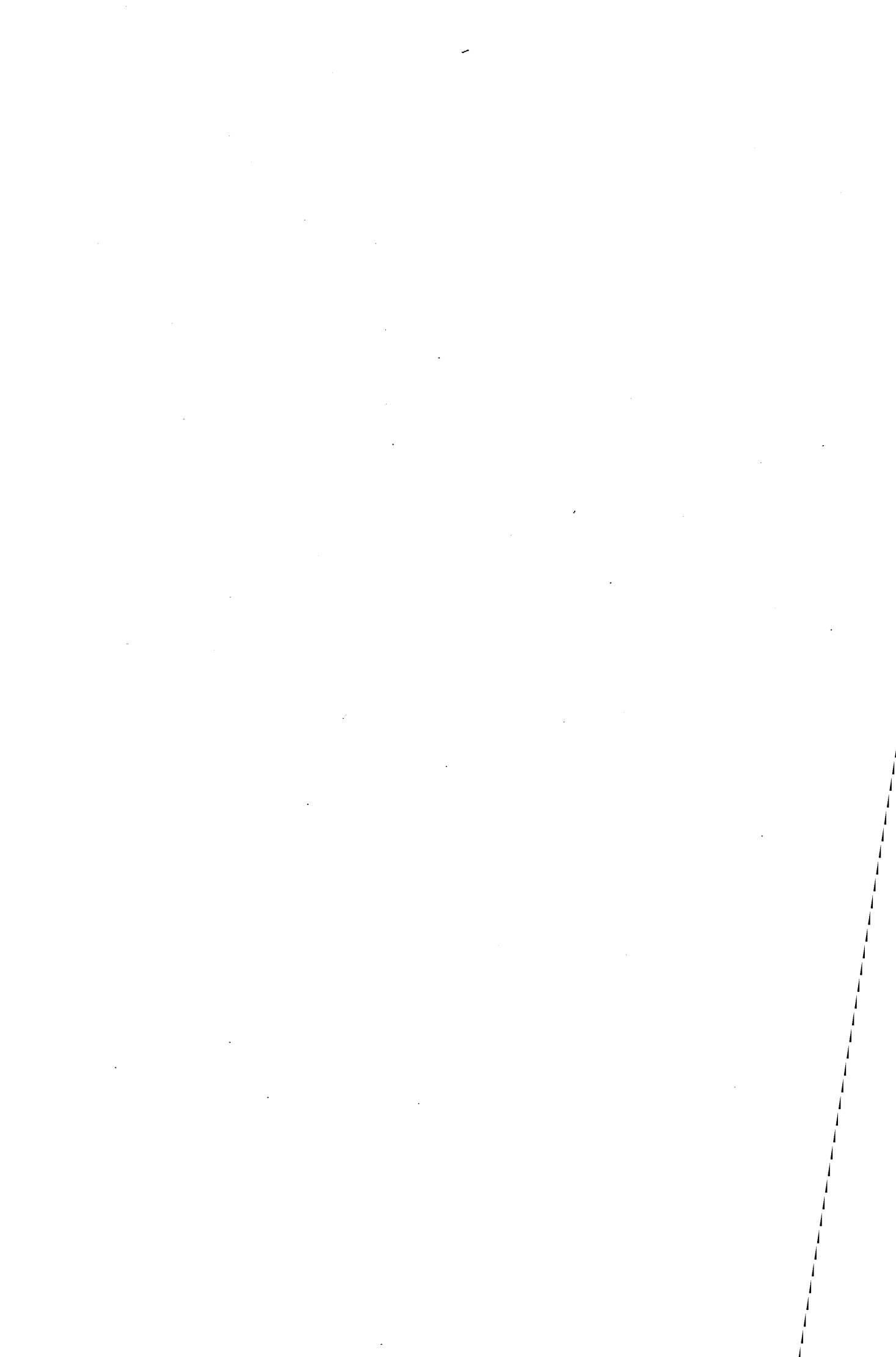
# Tiivistelmä

Tämä tutkimus käsittelee kiinteisiin valuuttakursseihin liittyviä spekulatiivisia hyökkäyksiä teoreettisesti ja empiirisesti. Aluksi esitellään spekulatiivisten hyökkäysten teorian nimellä kulkevaa keskustelua. Esittely on pyritty kirjoittamaan helpotajaiseksi.

Seuraavaksi tarkastellaan Suomen markan kiinnitettyyn kurssiin vuosina 1985 - 1992 kohdistuneita paineita ekonometrisesti yksinkertaisen monetaarisen mallin avulla. Arvioidaan vallinneita odotuksia rahan kysyntään ja tarjontaan vaikuttaneiden tekijöiden kehityksestä ja sitä kautta spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyydestä. Vastaavaa menetelmää ovat aiemmin käyttäneet muiden muassa Herminio Blanco ja Peter Garber artikkelissaan "Recurrent Devaluation and Speculative Attacks on the Mexican Peso". Uutta tässä tutkimuksessa on se, että on tarkasteltu valuuttakurssin devalvoitumisen mahdollisuuden lisäksi myös paineita sen vahvistumiseksi. Saadut tulokset ovat mielekkäitä ja saman suuntaisia kuin niin sanottujen uskottavuustestien antamat tulokset.

Havaitaan, että valuuttamarkkinainterventioiden osittainen sterilointi rikkoo merkittäväällä tavalla käytetyn empiirisen menetelmän perusoletuksia. Saadut tulokset ovat seurausta eri kausaalisuhteista kuin mistä menetelmässä lähdetään liikkeelle. Lisäksi sterilointi tekee tulokset harhaisiksi. Aiemmissä vastaavissa tutkimuksissa tulosten tulkinta on ollut virheellistä, jos ja kun sterilointia on harrastettu.

Valuuttamarkkinainterventioiden steriloinnin merkityksestä käytyä keskustelua esitellään lyhyesti. Lopuksi muunnetaan spekulatiivisten hyökkäysten perusmallia siten, että keskuspankin oletetaan steriloinnin osan valuuttamarkkinainterventioitaan.



# Sisältö

	sivu
Tiivistelmä	
1 Johdanto	7
2 Spekulaatiivinen hyökkäys - mikä se on?	8
3 Maksutasekriisin mallintaminen	10
3.1 Yksinkertainen joustavahintainen monetaarinen malli	11
3.2 Spekulaatiivinen hyökkäys Floodin ja Garberin perusasetelmassa	14
3.3 Perusasetelman puutteita ja laajennuksia	21
3.3.1 Ei ikuista kellutusta	22
3.3.2 Ei täydellistä ennakkotietämystä	23
3.3.3 Valuuttavarannon ylärajasta ja mallin empiirisestä soveltamisesta	26
3.3.4 Itsensä toteuttava maksutasekriisi: useita tasapainoja	28
3.3.5 Muista laajennuksista ja siitä, onko valuuttavarannolla alarajaa	29
4 Odotukset spekulatiivisesta hyökkäyksestä - Suomen markan kurssin kestävyys vuodesta 1985 vuoden 1992 kellutus päätökseen spekulatiivisten hyökkäysten perusmallin näkökulmasta	32
4.1 Tämä koe suhteessa muihin empiirisiin tarkasteluihin	33
4.2 Suomen markan arvon vaihteluvälit ja vaihtelut ja niiden institutionaalinen tausta	34
4.3 Markan kurssin kestävyden mittaaminen	36
4.3.1 Varjovaluuttakurssin yhtälö	37
4.3.2 Oletuksista	38
4.3.3 Tulosten laskemistapa	45
4.3.4 Aineisto	48
4.3.5 Rahan kysyntäregressio ja aikasarjamallit	48
4.4 Tulokset	53
4.5 Tulosten tulkinnasta	60
5 Steriloidut interventiot	65
5.1 Valuuttamarkkinainterventioiden teho	65
5.2 Interventioiden osittainen sterilointi Floodin ja Garberin perusasetelmassa	67
6 Lopuksi	73
Lähteet	75
Liite 1	82



# 1 Johdanto

Kansainvälisille hyödyke- ja rahamarkkinoille integroitunut pieni talous yrittää kiinnittää valuuttansa arvon ja kohtaa siinä vaikeuksia. Kuulostaako tutulta? Se on tilanne, josta spekulatiivisten hyökkäysten teoria lähtee liikkeelle.

Mikä muuttaa kansainvälisillä rahamarkkinoilla toimivan sijoittajan ja vaikkapa suomalaisen kunnan "nimettömiksi markkinavoimiksi", jotka yrittävät saada keskuspankin nöyrytymään ja valuuttakurssin devalvoitumaan? Milloin on kunkin keskuspankin vuoro joutua ahdinkoon? Tällaisiin kysymyksiin spekulatiivisten hyökkäysten teoria yrittää vastata. Tämän tutkielman erityisenä mielenkiinnon kohteena on Suomen marka tammikuusta 1985 elokuun 1992 kellutuspäätökseen asti, minkälaisia paineita kohdistui markan kiinnitettyyn kurssiin, ja kuinka sitkeästi Suomen Pankki rahansa arvoa puolusti.

Koko esitys on pyritty kirjoittamaan siten, että se olisi ymmärrettävä jo kansantaloustieteen alkeet tuntevalle lukijalle. Erityisesti luvut 2 ja 3 on tarkoitettu helpolukaiseksi spekulatiivisten hyökkäysten teorian esittelyksi.

Tämä tutkielma lähestyy spekulatiivisia hyökkäyksiä makrotalousteorian näkökulmasta. Kiinnostus kohdistuu spekulatiiviseen hyökkäykseen ilmiönä. Sen sisäisen logiikan tarkastelemisen kautta tehdään johtopäätöksiä siitä, miten ja miksi spekulatiivinen hyökkäys tapahtuu ja minkälaisia syitä on siihen johtavan kehityksen takana. Teoreettista keskustelua valuuttakursseihin kohdistuvista spekulatiivisista hyökkäyksistä on käyty viitisentoista vuotta. Käydyn keskustelun pohjalta tässä tutkielmassa käsitellään spekulatiivisia hyökkäyksiä teoreettisesti ja empiirisesti.

Ensin esitellään spekulatiivinen hyökkäys yksinkertaisessa teoreettisessa mallissa ja joitakin siitä tehtyjä muunnelmia. Sitten sovelletaan mallia käytäntöön, analysoidaan Suomen valuuttakurssipolitiikkaa ja markan arvon kehitystä vuosina 1985 - 1992. Tehtävänä on arvioida odotuksia rahan kysynnän ja tarjonnan kehityksestä ja sitä kautta spekulatiivisen hyökkäyksen tapahtumisen todennäköisyyttä Suomessa. Saadaan myös informaatiota siitä, mitä spekulatiivisten hyökkäysten perusmalli voi kertoa sitä empiiriseen aineistoon sovellettaessa. Käytetään yksinkertaista monetaarista mallia ja niin sanotun varjovaluuttakurssin käsitettä. Tutkimusasetelma on samanlainen, jota joissain aiemmissä tutkimuksissa on käytetty, muun muassa Blancon ja Garberin (1986) tunnetussa tutkimuksessa. Tämän tutkielman empiirisessä osassa otetaan aikaisemmista vastaavista tutkimuksista poiketen huomioon myös valuutan vahvistumiseen johtavan spekulatiivisen hyökkäyksen mahdollisuus. Empiirisessä työssä törmätään merkittävään ristiriitaan käytettyjen menetelmien ja työn tavoitteena olevien tulosten välillä. Päädytään kritisoimaan aikaisempien vastaavien tutkimusten tapaa tulkita menetelmällä saatuja tuloksia.

Empiiristen tutkimusten kritiikki lähtee liikkeelle sen huomioimisesta, että keskuspankki voi yrittää steriloida valuutainterventioittensa vaikutusta kotimaisten rahamarkkinoiden likviditeettiin. Seuraavaksi tarkastellaan yleisemmin steriloinnin merkitystä siitä käydyn teoreettisen ja empiirisen keskustelun näkökulmasta. Lopuksi tehdään muunnelma spekulatiivisten hyökkäysten teorian perusasetelmaan, otetaan huomioon interventioiden osittaisen steriloinnin vaikutus Floodin ja Garberin (1984) mallissa.

Tämä tutkielma on hyväksytty pro gradu -työksi Helsingin yliopiston kansantaloustieteen laitoksella marraskuussa 1993.

## 2 Spekulatiivinen hyökkäys - mikä se on?

Useat maailman valtiot ovat kytkeneet rahayksikkönsä arvon johonkin toiseen, sen mittana toimivaan yksikköön, eli ilmoittavat pitävänsä sen hinnan omassa rahassaan mitattuna tietyn suuruisena. Tällaisena "arvon mittana" on usein toiminut toisen valtion rahayksikkö tai tietty määrä jotakin jalometallia. Eri rahayksiköitä on sidottu esimerkiksi kultaan, Yhdysvaltain dollareihin ja useasta eri valuutasta koostuviin "koreihin". Rahan arvon kiinnittäminen voidaan toteuttaa siten, että valtiovalta sitoutuu vaihtamaan liikkeelle laskettua rahaa tietyissä vaihtosuhteissa toisen valtion valuuttaan. Jotta valtiovalta tähän kykenisi, sen hallussa täytyy olla varasto tätä toista valuuttaa, niin sanottu valuuttavaranto.

Tarkkoja muotoja ja tapoja kiinnittää valuutan arvo on ollut lukemattomia. Valuutoille on asetettu kiinteitä kurseja ja erikokoisia vaihteluvälejä. Niin sanotuissa crawling peg -kiinnityksissä kurseille on asetettu etukäteen ilmoitetun taulukon mukaan muuttuvia arvoja. Ne tavat, joilla valuuttaa on pyritty pitämään tietyissä arvossa tai vaihteluvälissä, ovat vaihdelleet. Kiinnityksen asteita on nähty erilaisia vaihdellen täysin kiinteästä etukäteen ilmoitetusta kurssista sellaiseen, jossa valuutan arvoon pyritään vaikuttamaan vain ajoittain tavalla, jota ei ole etukäteen ilmoitettu tai edes päätetty. Valuuttakurssin liikkeiden rajoittamisen syy lienee eri tapauksissa erilainen<sup>1</sup>.

Yleinen ilmiö kiinnitettyjen valuuttakurssien yhteydessä on ristiriita valtiovaltan tavoitteiden ja niiden toteuttamiseen käytettävissä olevien keinojen välillä. Useat kiinnitetty valuuttakurssit ovat romahtaneet valuuttavarannon hupertua, jolloin ne on devalvoitu tai laskettu kellumaan. Kiinteän kurssin romahdusta on usein edeltänyt sitä kohtaan tunnetun luottamuksen rapautuminen ja spekulointi sitä vastaan.

Spekulointi valuutoilla tarkoittaa sitä, että kun sijoittaja odottaa jonkin valuutan arvon tulevaisuudessa laskevan, hän myy tätä valuuttaa ja ostaa muita valuuttoja. Jos odotettu muutos valuuttakurssissa tapahtuu, sijoittaja voi vaihtaa rahansa takaisin alkuperäiseen valuuttaan paremmalla kurssilla. Kiinteää valuuttakurssia vastaan spekulointi saattaa olla erityisen houkuttelevaa, sillä yleensä devalvoitumispaineen alla oleva kiinteä valuuttakurssi säilyy ennallaan, jos odotettua devalvaatiota ei tule. Devalvaatiospekulaation jälkeen valuuttakurssi hyvin harvoin revalvoituu voimakkaasti. Siksi devalvaatiospekulointiin osallistuvilla sijoittajilla ei yleensä ole riskiä kärsiä tappioita revalvaation seurauksena. He voivat olla "one sided bet" -tilanteessa: voittaminen on mahdollista ja häviäminen mahdotonta. Tässä mielessä spekulointi kiinteää kurssia vastaan eroaa kaupan tekemisestä esimerkiksi pörssiosakkeilla, antiikkiesineillä tai kelluvilla valuutoilla: niiden arvo voi yleisesti ottaen liikkua kussakin tilanteessa niin ylös- kuin alaskin päin. Samalla tavalla kuin spekulointi yleensä, myös spekulointi kiinteää valuuttakurssia vastaan voi olla itse itsensä palkitsevaa. Devalvaatiospekulointi eli paineen alla olevan valuutan myyminen pienentää kyseisen keskuspankin valuuttavarantoa, kun keskuspankki kurssia tukeakseen joutuu ostamaan omaa valuuttaansa. Itse spekuloinnista voi seurata, että kiinteä kurssi romahtaa valuuttavarannon loppuessa.

---

<sup>1</sup> Valuuttakurssiregiimin valinnan taustoista katso Eichengreen (1993) ja esimerkiksi Krugman - Miller (1992) ja Svensson (1992b, 136 - 139).



Kun valtiovalta yrittää säädellä valuutan arvoa, spekulointi voi tehdä yrityksen mahdottomaksi. Spekulointia kiinnitettyä valuuttakurssia vastaan on usein pidetty "kansallisen edun kannalta" vahingollisena, sillä se voi estää valtiovaltaa saavuttamasta valuuttakurssitavoitteitaan. Lisäksi kiinteän valuuttakurssin epäonnistunut puolustus tulee keskuspankille kalliiksi. Kansainvälisten rahoitusmarkkinoiden kehittymisen seurauksena joka päivä maailman rahamarkkinoilla liikkuu pääomaa valuutasta toiseen yli kaksi kertaa enemmän kuin niin sanottujen G-10 maiden keskuspankkien valuuttavarannoissa yhteensä on vaihdettavia valuuttoja. Spekulatiiviset rahavirrat voivat olla hyvin suuria ja hyvin nopeita. (Svensson 1993, 5.) Mitä suurempi on valuuttaspekulaation koko, sitä vaikeampi on suurenkaan maan keskuspankin puolustautua sitä vastaan. Keskustelussa onkin viime aikoina jälleen nostettu esiin mahdollisuus spekuloinnin hillitsemiseen kansainvälisiä pääomanliikkeitä verottamalla.

Tapahtumien kulku devalvaatiospekulaation tapahtuessa on usein sellainen, että valuuttavaranto pienenee vähitellen, kunnes äkkiä tapahtuva spekulatiivinen hyökkäys tyhjentää nopeasti valuuttavarannon, minkä seurauksena keskuspankki saattaa lopettaa valuutan arvon puolustamisen. Tällaista tilannetta kutsutaan maksutasekriisiksi. Valuutta voidaan laskea kellumaan, tai se voidaan devalvoida. Joskus kiinteä kurssi on romahtanut vasta useiden hyökkäysten ja niitä mahdollisesti seuranneiden luottamuksen palautumisten jälkeen. (Krugman 1979, 312.) Jatkossa spekulatiivisista hyökkäyksistä puhuttaessa tarkastellaan nimenomaan maksutasekriisejä. Tällöin on kyseessä tilanne, jossa valuutta on kiinnitetty toiseen valuuttaan tai useaan valuutan muodostamaan koriin ja keskuspankin valuuttavarannon koon muutokset merkitsevät maksutaseen<sup>2</sup> saman suuruista nettoylijäämää. Jotkin nykyiset kiinteän kurssin valuuttaregiimit perustuvat yhteistyölle, jossa useiden maiden keskuspankit yhdessä osallistuvat kunkin valuutan arvon puolustamiseen.<sup>3</sup>

Monissa Latinalaisen Amerikan maissa koettiin 1970- ja 1980-luvuilla valuuttakursseja romahduttaneita spekulatiivisia hyökkäyksiä korkean inflaation ja suuren julkisen talouden vajeen oloissa. Toisen maailmansodan jälkeinen kehittyneiden teollisuusmaiden kiinteiden valuuttakurssien Bretton Woods -järjestelmä romahti laajamittaisen spekuloinnin ja useiden kriisien jälkeen vuonna 1971. (Blackburn - Sola 1993, 121 - 122.) Euroopan valuuttajärjestelmän EMS:n kokemat muutokset ja osittainen hajoaminen vuosina 1992 ja 1993 ovat myös tapahtuneet spekulatiivisten hyökkäysten edesauttamina. Esimerkkejä maksutasekriiseistä ja kiinteiden kurssien romahduksista ei kuitenkaan tarvitse etsiä edes niin kaukaa. Suomen markan arvo on viime vuosina joutunut useita kertoja spekuloinnin kohteeksi. Ilmoitetusta kiinteän kurssin regiimistä jouduttiin luopumaan syyskuussa 1991 ja uudelleen marraskuussa 1992, kun spekulatiiviset hyökkäykset pienensivät nopeasti Suomen Pankin valuuttavarantoa<sup>4</sup>. (Willman 1992b, 365;

---

<sup>2</sup> Tässä tutkielmassa puhutaan väljästi maksutaseen nettoylijäämästä. Sillä tarkoitetaan tarkasti ottaen niin sanotun yleistaseen nettoylijäämää (the balance of official settlements), joka on määritelmällisesti valuuttavarannon muutoksen suuruinen. Yleistase on yksi maksutaseen eristä.

<sup>3</sup> Ilmeinen esimerkki tällaisesta yhteistyöstä on Euroopan valuuttajärjestelmä.

<sup>4</sup> Katso valuuttakurssin kuvaaja kuviossa 3 luvussa 4.2 ja valuuttavarannon kuvaaja kuviossa 5 luvussa 4.3.2.

Lehmussaari - Suvanto - Vajanne 1992, 12.) Spekuloitiin Suomen markan yhteydessä palataan luvun 4 empiirisessä tarkastelussa.

Toteutuneille maksutasekriiseille voidaan löytää yhteisiä piirteitä. Valuuttavaranto on usein laskenut jo jonkin aikaa ennen varsinaista spekulatiivista hyökkäystä. Kotimaiset korot ovat tyypillisesti korkeat ulkomaisiin verrattuina ennen varsinaista kriisiä, mikä kuvastaa yleistä epäluottamusta ilmoitettua valuuttakurssia kohtaan. Maksutasekriisillä on yleensä suuria vaikutuksia reaalityöelämään sekä ennen mahdollista kurssin romahtamista että sen jälkeen reaalityöelämän muutosten ja korkean korkotason kautta. Usein inflaatio on ennen kriisiä ollut korkea. Korkea inflaatio ja valuuttavarannon vähittäinen pieneneminen voivat olla osaltaan valuuttakurssitavoitteeseen sopimattoman rahapolitiikan seurausta. (Blackburn - Sola 1993, 122.) Toisinaan pelkkä odotus inflaation kiihtymisestä ja ekspansioivisesta rahapolitiikasta tuntuu joskus riittävän spekulatiivisen hyökkäyksen syyksi.<sup>5</sup>

### 3 Maksutasekriisin mallintaminen

Perinteisesti talousteoria ei ole käsitellyt maksutasekriiseihin liittyviä spekulatiivisia hyökkäyksiä. Niitä on pidetty epärationaalisen toiminnan tuloksena, ei mallintamiskelpoisina (Krugman 1979, 312). "Rationaalinen" spekulatiivinen hyökkäys mallinnettiin ensiksi uusiutumattomien luonnonvarojen teoriassa. Kyseessä on tilanne, jossa valtiovalta pyrkii vakauttamaan jonkin uusiutumattoman luonnonvaran hinnan (esimerkiksi kullan) kotimaisessa rahassa mitattuna. Valtiovallalla on käytössään tietyn kokoinen varanto tätä luonnonvaraa. Varannon kokoa säätelemällä pyritään pitämään luonnonvaran hinta tavoitellulla tasolla. Tällöin voi tapahtua spekulatiivinen hyökkäys, joka tyhjentää varannon, ja hintavakautusohjelmasta joudutaan luopumaan.

Paul Krugman näytti analogian spekulatiiviselle hyökkäykselle toisaalta uusiutumattomien luonnonvarojen teorian Hotellingin mallissa ja toisaalta monetaarisessa mallissa valuuttakurssien määräytymisestä. Krugmanin vuonna 1979 julkaistu artikkeli "A Model of Balance-of-Payments Crises" (Krugman 1979) aloitti maksutasekriisien ja spekulatiivisten hyökkäysten nimellä tunnetun teoreettisen keskustelun. Mainitussa artikkelissa Krugman ensimmäistä kertaa osoittaa, kuinka spekulatiivinen hyökkäys kiinteää valuuttakurssia kohtaan voi olla seurausta rationaalisesti toimivien sijoittajien portfolioiden koostumusten muutoksista.

Luvussa 3.1 esitellään yksinkertainen monetaarinen malli. Luvussa 3.2 näytetään, kuinka Robert Flood ja Peter Garber mallinsivat maksutasekriisin tällaisessa mallissa tunnetussa artikkelissaan "Collapsing Exchange Rate Regimes: Some Linear Examples" (Flood - Garber 1984). Luku 3.3 käy läpi joitakin niistä lukuisista muunnoksista, joita Floodin ja Garberin asetelmasta on tehty.

---

<sup>5</sup> Tämä tulee mieleen useiden eurooppalaisten valuuttojen vuosina 1992 ja 1993 kokemien spekulatiivisten hyökkäysten yhteydessä. Tällainen mahdollisuus sopii yhteen luvussa 3 esiteltävän maksutasekriisien teoreettisen mallin kanssa (vertaa esimerkiksi yhtälö (14) luvussa 3.2). Luvussa 3.3.4 esiteltävä monikäsitteisten tasapainojen tilanne soveltunee edellä mainittujen tapahtumien analysointiin.

### 3.1 Yksinkertainen joustavahintainen monetaarinen malli

Tässä ja seuraavissa luvuissa oletetaan valuuttakurssien ja maksutaseen nettoylijä-  
män määräytyvän nyt esiteltävän mallin mukaan<sup>6</sup>. Kyseessä on joustavahintainen  
pienen avoimen talouden monetaarinen malli<sup>7</sup>, jossa on yksi hyödyke ja kolme  
sijoituskohdetta: kotimainen raha sekä kotimaiset ja ulkomaiset arvopaperit.

Kuten yleensäkin monetaarisissa malleissa rahamarkkinoiden tasapaino  
määrää endogeenisten muuttujien arvot. Rahamarkkinoiden tapahtumilla ei ole  
vaikutuksia reaalitalouteen, joka on eksogeeninen, tuotanto oletetaan tarjonnan  
määräämäksi. Endogeeniset muuttujat joustavat sellaisiin arvoihin, että sijoituskoh-  
teiden (muun muassa raha) liikkeellä olevat määrät vastaavat niiden kysyntää.

Tässä tarkastellaan sekä joustavan että kiinteän valuuttakurssin tapausta.  
Oletetaan, että jatkuvasti tasapainossa olevilla rahamarkkinoilla määräytyy  
joustavan valuuttakurssin tilanteessa valuuttakurssi. Kiinteän kurssin vallitessa  
samalla tavalla määräytyy maksutaseen nettoylijä<sup>8</sup>, joka näkyy valuutta-  
varannon koon samansuuruisena muuttumisena. Muita keskeisiä oletuksia ovat,  
että hinnat ovat täysin joustavat, kotimainen talous on pieni ja että kattamaton  
korkopariteetti ja ostovoimapariteetti pätevät jatkuvasti.

Malli voidaan esittää diskreetissä ajassa seuraavilla yhtälöillä:

$$m_t - p_t = a - b \cdot i_t + c \cdot y_t \quad (1)$$

$$p_t = p_t^* + s_t \quad (2)$$

$$i_t = i_t^* + E_t (s_{t+1} - s_t) \quad (3)$$

$m$  on kotimaisen rahan määrä,  $p$  on hyödykkeen hinta kotimaan rahassa ja  $p^*$   
ulkomaan valuutassa.  $i$  ja  $i^*$  ovat koti- ja ulkomainen korkotaso<sup>8</sup>  $y$  on kokonais-  
tuotanto kotimaassa.  $s$  on valuuttakurssi, joka ilmoittaa ulkomaan valuutan hinnan  
kotimaan rahassa mitattuna.  $a$ ,  $b$  ja  $c$  vakioita, joista  $b$  ja  $c$  ovat positiivisia. Pienet  
kirjaimet merkitsevät, että kyseessä on logaritmoitu muuttuja, paitsi korkojen  
kohdalla. Niitä ei ole logaritmoitu.  $E$  on odotusarvo-operaattori ja alaviitteet  
tarkoittavat aikaperiodia.

Kun kyseessä on kahden talouden yksinkertainen monetaarinen malli,  
kotimaisen rahamarkkinatasapainoyhtälön (1) lisäksi esitetään vastaava ulkomainen  
yhtälö. Tässä kuitenkin oletetaan, että kotimaa on pieni avoin talous. Kaikki

---

<sup>6</sup> Spekulatiivisten hyökkäysten teoreettisissa malleissa luvuissa 3 ja 5 rahan reaalkysyntäyhtälön  
muoto on erilainen kuin tässä. Luvussa 3.3 mainitaan myös muita teoreettisia kehikoita, joissa  
maksutasekriisejä on mallinnettu.

<sup>7</sup> Monetaarisista malleista katso esimerkiksi Frenkel (1976) ja Mussa (1976).

<sup>8</sup> Korot ovat yhden periodin korkoja.

ulkomaiset suureet ovat eksogeenisiä, jolloin ulkomaista rahamarkkinatasapainoyhtälöä ei tarvitse esittää.

Kotimaisen rahan reaalityöntä on yhtälön (1) vasen puoli ja reaalityöntä oikea puoli. Kysyntäyhtälö oletetaan stabiiliksi. Kotimainen korkotaso  $i$  pienentää rahan reaalityöntä, sillä se on rahan hallussapidon vaihtoehtokustannus. Vaihtoehtoinen varallisuuden sijoituskohte on arvopaperit, jotka tuottavat korkoa  $i$ . Mitä suurempi on taloudellinen aktiviteetti  $y$ , sitä enemmän taloudessa kysytään reaalityöntä.<sup>9</sup>

Mallissa on yksi kansainvälisesti kaupattava hyödyke. Sen tuotanto on tarjonnan määräämä eli tässä eksogeeninen. Kotimaan ja ulkomaan valuutoissa mitattua hyödykkeen hintaa yhdistää yhtälön (2) mukainen ostovoimapariteettiehto. Tämä tarkoittaa sitä, että hyödykkeen hinta eri maissa on sama, kun sitä mitataan samalla valuutalla. Kotimaiset taloudenpitäjät voivat pitää varallisuuttaan kotimaisessa rahassa, kotimaisissa arvopapereissa ja ulkomaisissa arvopapereissa. Raha- ja arvopaperimarkkinat tasapainottuvat yhtälöiden (1) ja (3) mukaisesti. Yhtälö (3) on kattamaton kansainvälinen korkopariteettiehto. Sen mukaan kotimaisten ja ulkomaisten arvopaperien odotettu tuotto samassa valuutassa mitattuna on sama.<sup>10</sup> Pääoman kansainvälinen liikkuvuus on siis täydellistä, ja kotimaiset ja ulkomaiset arvopaperit täydellisiä substituutteja.

Kotimaisen rahan nimellinen tarjonta koostuu valuuttavarannosta  $R$  ja keskuspankin luotonannon kotimaisesta komponentista  $D$ . Ne on mitattu kotimaan rahassa.

$$m_t = \log(R_t + D_t) \quad (4)$$

$R$  on keskuspankin hallussa olevien ulkomaan arvopapereiden arvo kotimaan valuutassa mitattuna. Näiden arvopapereiden tuottamaa korkoa ja kotimaisessa rahassa mitatun  $R$ :n muutoksia valuuttakurssin muutosten seurauksena ei tässä työssä käsiteltävissä perusasetelmissä oteta huomioon.<sup>11</sup>

Rahan kysyntä ja tarjonta ovat joka hetki tasapainossa. Kun valuuttakurssi kelluu, se on endogeeninen muuttuja, jonka joustaminen tasapainottaa rahamarkkinat. Jos taas keskuspankki pitää valuuttakurssin kiinteänä ostamalla ja myymällä valuuttaa, on kurssi eksogeeninen muuttuja ja valuuttavarannon koko endogeeninen. Silloin muutokset valuuttavarannossa tasapainottavat rahamarkkinat.

Nyt esitellään joidenkin "shokkien" seurauksia yllä olevassa mallissa. Niihin viitataan myöhemmin, ja ne on helppo osoittaa yhtälöiden (1) - (4) avulla komparatiivis-staattisesti. Eri shokkien seuraukset ovat välittömästi tapahtuvia ja "yksioikoisia", koska hinnat ovat täysin joustavat ja hyödykkeitä on vain yksi. Tapahtumat ovat identtiset, kun käytetään diskreetin ajan mallin asemesta jatkuva-aikaista mallia.

---

<sup>9</sup> Eräs tällaisen rahan kysyntäyhtälön mikrotalousteoreettinen perustelu on esitetty McCallumin ja Goodfriendin (1987, 3 - 10) artikkelissa.

<sup>10</sup> Kansainvälisiä korkovirtoja ei huomioida.

<sup>11</sup> Kurssimuutosten vaikutusten huomioon ottaminen  $R$ :n koossa merkitsisi, että keskuspankki automaattisesti muuttelisi rahan tarjontaa valuuttakurssimuutosten mukaan. Oletetaan, että näin ei tapahdu.

Kelluvalla kurssilla kotimaisen rahan reaalikysynnän äkillinen<sup>12</sup> itsenäinen kasvu (korke ei muutu, esimerkiksi kotimainen kokonaistuotanto kasvaa) edellyttää vastaavaa muutosta rahan tarjonnassa. Se tapahtuu, kun valuuttakurssi vahvistuu (laskee). Jos taas keskuspankki lisää äkillisesti kotimaista luotonantoa, nousee nimellinen rahan tarjonta. Nyt valuuttakurssin pitää heikentyä, jotta reaallinen rahan tarjonta ei kasvaisi ja rahamarkkinat pysyisivät tasapainossa. Näissä esimerkeissä valuuttakurssin muutoksen odotusarvo (katso yhtälö (3)) oletetaan muuttumattomaksi.

Kiinteän valuuttakurssin vallitessa valuuttakurssin muutoksen odotusarvon oletetaan pysyvän nollassa. Rahan reaalikysynnän itsenäinen kasvu aiheuttaa valuuttavarannon koon kasvun, kun keskuspankki ostaa ulkomaisia arvopapereita kotimaan rahalla. Keskuspankin kotimaisen luotonannon kasvu aiheuttaa päinvastaisen pääomavirran keskuspankin joutuessa ostamaan "ylimääräistä" kotimaan rahaa ulkomaisilla arvopapereilla. Kun "ylimääräistä" rahaa sijoitetaan kotimaisiin arvopapereihin, se ei luonnollisesti siirry pois taloudesta. Siksi rahan tarjonnan pysyminen muuttumattoman kysynnän suuruisena edellyttää, että kotimaisen luotonannon lisäys "vuotaa" kokonaisuudessaan ulkomaille. Jos taas kiinteän valuuttakurssin arvoa muutetaan diskreetillä devalvaatiolla, aiheuttaa se saman suuruisen muutoksen kotimaisessa hintatasossa. Silloin valuuttavarannon kasvu estää reaali-balanssien alitarjonnan.

Monetaarisia malleja valuuttakurssin ja maksutaseen nettoylijäämän määräytymisestä on kritisoitu monelta eri näkökannalta. Edellä esitetty malli on hyvin yksinkertainen versio monetaarisesta mallista. Sitä käytetään tässä<sup>13</sup> siksi, että tutkittavat ilmiöt vaikuttavat luonteeltaan paljolti monetaarisilta. Pyritään "keskittymään olennaiseen". Oletetaan, että näiden ilmiöiden tarkastelu jo yksinkertaisen monetaarisen mallin pohjalta on kvalitatiivisesti paljastavaa. Kuten myöhemmin esitetään, maksutasekriisejä mallinnettaessa on tämäntapaisten yksinkertaisen mallin oletuksia myös muuteltu (katso myös esimerkiksi Agénor - Bhandari - Flood 1992, 365; Calvo - Guidotti 1991, 3, Willman 1992b, 367).

Ostovoimapariteettia ja kattamatonta korkopariteettia käytetään tässä yksinkertaistavina oletuksina. Niiden eräs intuitio on arbitraasimahdollisuuksien poistumisessa. Jos ostovoimapariteetti ei pätsisi, voisi ajatella olevan mahdollista tehdä rajattomasti voittoa ostamalla hyödykettä siitä maasta, jossa se on halvempaa ja myymällä se toisessa maassa. Ostovoimapariteetti sisältää siis oletukset täysin kilpailullisista hyödykemarkkinoista ja hyödykkeiden vapaasta liikkumisesta valtiollisten rajojen yli.

Jos kattamaton korkopariteetti ei pätsisi, olisivat kotimaanvaluuttamääräisten ja ulkomaanvaluuttamääräisten sijoituskohteiden odotetut tuotot samassa valuutas- sa mitattuna eri suuruiset. Oletetaan, että sijoittajat ovat kiinnostuneita vain sijoituskohteiden tuoton odotusarvosta, eivätkä esimerkiksi ole valmiita hyväksymään alhaisempaa odotettua tuottoa arvopaperille, jonka tuoton oletetaan heilahtelevan vähemmän. Olisi mahdollista tehdä rajattomasti odotettua voittoa laskemalla liikkeelle alhaisemman odotetun reaalitytuon omaavia sijoitusto- distuksia ja sijoittamalla rahat korkeamman odotetun reaalitytuon omaaviin

---

<sup>12</sup> Muutos tulee yllätyksenä ja tapahtuu hetkessä.

<sup>13</sup> Tällaisten mallien käyttäminen on ollut tavallista maksutasekriisikirjallisuudessa.

sijoitustodistuksiin. Kattamaton korkopariteetti sisältää implisiittiset oletukset riskineutraaleista sijoittajista ja vapaista kansainvälisistä pääomanliikkeistä.

Oletukset ostovoimapariteetin jatkuvasta pätemisestä (tässä vielä vahvassa muodossaan<sup>14</sup>) ja kattamattomasta korkopariteetista ovat paljon kritisoituja ja empiirisesti tutkittuja niin sanottuja arbitraasiehtoja.<sup>15</sup> Ostovoimapariteetin pätiessä reaalivaluuttakurssi pysyy muuttumattomana yli ajan<sup>16</sup> ja esimerkiksi devalvaatiolla ei voi lainkaan vaikuttaa kotimaisten vientituotteiden hintakilpailukykyyn kansainvälisillä markkinoilla. Tämä sotii arkikokemusta vastaan, eikä ostovoimapariteetti ainakaan lyhyellä aikavälillä saa juuri tukea empiirisestä tutkimuksestaan (Dornbusch 1987,1; Dornbusch - Giovannini 1990, 1251; Frenkel - Mussa 1985, 739; Levich 1985, 1003). Kattamattoman korkopariteetin empiirisessä testaamisessa on omat ongelmansa, ja arviot sen empiirisestä menestyksestä vaihtelevat. Monet pitävät menestystä kehnona. (Frenkel - Mussa 1985, 739; Froot - Thaler 1990, 181; MacDonald - Taylor 1992, 31.) Kuten edellä todettiin, pariteettiehtoja käytetään yksinkertaistavina oletuksina, ja niiden merkitystä luvun 4 empiirisen sovelluksen kannalta pohditaan siinä yhteydessä lisää.

Avoimen talouden monetaarisia malleja on myös kokonaisuuksina testattu paljon ekonometrisesti. Niiden menestys on vaihdellut eri aikakausia ja erilaisia tilanteita tarkasteltaessa. Nykyään yleinen käsitys lienee, että niiden ekonometrisesti testattava selityskyky valuuttakurssien ja maksutaseen nettoylijäämien määräytymisen suhteen on hyvin kyseenalainen. (MacDonald - Taylor 1992, 9; Levich 1985, 1009; Krugman - Miller 1992, 13; Frenkel - Mussa 1985, 739.)

### 3.2 Spekulatiivinen hyökkäys Floodin ja Garberin perusasetelmassa

Tässä luvussa näytetään, kuinka Flood ja Garber (1984) mallintavat rationaalisen spekulatiivisen hyökkäyksen yksinkertaisessa monetaarisessa mallissa. Seuraavassa luvussa esitetään joitakin muutoksia tähän yksinkertaiseen deterministiseen perusasetelmaan. Siitä käytetään jatkossa nimitystä Floodin ja Garberin perusasetelma.

Floodin ja Garberin vuonna 1984 julkaistun artikkelin luvussa 2 käyttämä yksinkertainen monetaarinen malli on melkein sama<sup>17</sup> kuin yhtälöiden (1) - (4) määrittelemä, mutta he esittävät sen logaritmoimattomilla muuttujilla ja jatkuvassa ajassa (Flood - Garber 1984, 2 - 7). Taloudenpitäjillä on rationaaliset odotukset. He olettavat valuuttakurssin riippuvan sen itsensä tulevaisuuden kehityksestä samalla tavalla, kuin minkä tahansa sijoituskohteen hinnan. Taloudenpitäjät tuntevat talouden toiminnan täydellisesti, eli tietävät, että se toimii yhtälöiden (5) -

---

<sup>14</sup> Katso esimerkiksi Dornbusch - Giovannini 1990, 1252.

<sup>15</sup> Luonnollisesti myös muita edellä tehtyjä ja taustalla olevia oletuksia on kritisoitu ja tutkittu empiirisesti (katso esimerkiksi Levich 1985, 1020; Frenkel - Mussa 1985, 738).

<sup>16</sup> yhden hyödykkeen maailmassa

<sup>17</sup> Ero mallien välillä on reaali-balanssien kysyntäyhtälön muodossa. Se ei tässä ole tavallinen log-linearinen kuten yhtälössä (1) (ks. Flood - Garber 1984, 2, alaviite 3). Lisäksi Flood ja Garber olettavat tuotannon vakioiseksi, eikä se siksi eksplisiittisesti näy yhtälön (5) oikealla puolella.

(9) osoittamalla tavalla. Rationaalisten odotusten lisäksi oletetaan tässä myös se, että malli on deterministinen. Kun taloudenpitäjät tuntevat kaikkien relevanttien muuttujien saamat arvot menneisyydessä ja tällä hetkellä, he voivat laskea niiden toteutuvat arvot äärettömän pitkälle tulevaisuuteen. Taloudenpitäjillä on siis täydellinen ennakkotietämys. (Flood - Garber 1984, 2; Blackburn - Sola 1993, 123; Agénor - Bhandari - Flood 1992, 358 - 359.)

Yhtälöt (5) - (8) vastaavat tulkinnaltaan yhtälöitä (1) - (4)<sup>18</sup>. Asetelman määrittelevät seuraavat yhtälöt:

$$\frac{M(t)}{P(t)} = a_0 - a_1 \cdot i(t) \quad (5)$$

$$P(t) = P^*(t) \cdot S(t) \quad (6)$$

$$i(t) = i^*(t) + \frac{dS(t)}{dt} \cdot \frac{1}{S(t)} \quad (7)$$

$$M(t) = R(t) + D(t). \quad (8)$$

Floodin ja Garberin perusasetelmassa keskuspankki kasvattaa kotimaista luotonantoa tasaisesti yli ajan yhtälön (9) osoittamalla tavalla.

$$\frac{dD(t)}{dt} = \mu \quad (9)$$

Muuttujat, joita logaritmoituina symboloivat pienet kirjaimet yhtälöissä (1) - (4), on yhtälöissä (5) - (8) esitetty isoilla kirjaimilla logaritmoimattomina. Vakiot  $a_1$  ja  $\mu$  ovat nollaa suurempia. Ulkomainen hintataso  $P^*$  ja korko  $i^*$  oletetaan muuttumattomiksi.

Valuuttakurssi on aluksi kiinteä  $S^f$ . Keskuspankin toimintasääntö on, että se pitää kurssin kiinteänä arvossa  $S^f$  sterilioimattomilla interventioilla, kunnes valuuttavaranto saavuttaa tietyn<sup>19</sup> minimiarvon  $R^a$ . Kun tämä minimiarvo saavutetaan, lopettaa keskuspankki interventiot valuuttamarkkinoilla lopullisesti. Silloin valuutta siis lasketaan kellumaan, ja kelluva kurssi tasapainottaa rahamarkkinat. Lisäksi keskuspankin muuttumattomana politiikkana on kasvattaa kotimaista

<sup>18</sup> Poikkeus: katso edellinen alaviite.

<sup>19</sup> Valuuttavarannon alaraja oletetaan Floodin ja Garberin asetelmassa nolllaksi. (Flood - Garber 1984, 3, katso myös alaviite 4.) Tässä se on mikä tahansa vakio (kuitenkin pienempi kuin varannon koko hetkellä nolla). Nollasta poikkeavalla valuuttavarannon alarajalla tuloksia laskevat samantyyppisestä mallista Obstfeld (1984) sekä Blackburn ja Sola (1993, 123 - 126). Valuuttavarannon alarajan asettamisen ongelmaan palataan myöhemmin, teoreettisesti tässä luvussa ja empiirisessä yhteydessä luvussa 4.

luotonantoa yhtälön (9) mukaisesti. Taloudenpitäjät tuntevat nämä keskuspankin toimintasäännöt. (Flood - Garber 1984, 3.)

Tarkastellaan ensin, mitä taloudessa tapahtuu valuuttakurssin ollessa kiinteä ja kotimaisen luotonannon kasvaessa tasaisesti yli ajan. Rahan kysyntä (eli sen määrä taloudessa) voidaan esittää yhdistämällä yhtälöt (5) - (7). Saadaan

$$M(t) = \beta \cdot S(t) - \alpha \cdot \frac{dS(t)}{dt}, \quad (10)$$

jossa  $\beta = (a_0 - a_1 i^*) P^*$  ja  $\alpha = a_1 P^*$ .  $\beta$ :n oletetaan olevan positiivinen.  $\alpha$  ja  $\beta$  ovat molemmat vakioita, koska  $P^*$  ja  $i^*$  on oletettu vakioisiksi. Kiinteän kurssin  $S^f$  vallitessa kurssin muutos on nolla ja yhtälö 10 voidaan kirjoittaa muodossa

$$M(t) = \beta \cdot S^f. \quad (11)$$

Valuuttavarannon koko kiinteän kurssin vallitessa saadaan yhdistämällä yhtälöt (8) ja (11) ja ratkaisemalla  $R$ :n suhteen. Saadaan

$$R(t) = \beta \cdot S^f - D(t), \quad (12)$$

jonka derivaatta ajan suhteen näyttää, että valuuttavaranto pienenee yli ajan samaa vauhtia  $\mu$  kuin kotimaista luotonantoa  $D$  kasvatetaan (katso yhtälö (9)):

$$\frac{dR(t)}{dt} = -\frac{dD(t)}{dt} = -\mu. \quad (13)$$

Kotimaisen luotonannon kasvu "vuotaa" kokonaisuudessaan ulkomaille. Maksutukseen jatkuva vaje johtaa väistämättä lopulta siihen, että valuuttavaranto saavuttaa minimiarvonsa  $R^a$  ja valuutta lasketaan kellumaan. Kiinteä valuuttakurssi ei ole pitkällä aikavälillä mahdollinen, jos jatkuvasti harjoitetaan ekspansiivista rahapolitiikkaa (ja jos oletetaan, että valuuttavarannolla on olemassa alaraja). Seuraavaksi otetaan huomioon spekulatiivinen käyttäytyminen. Sen seurauksena kiinteä valuuttakurssi romahtaa vielä aikaisemmin, kuin yhtälön (13) mukainen valuuttavarannon tasainen pieneminen merkitsisi.

Kaikilla on tiedossa, että valuutta lasketaan kellumaan, kun valuuttavaranto saavuttaa minimiarvonsa  $R^a$ . Taloudenpitäjät (sijoittajat) ovat tietoisia siitä, että valuuttakurssi ei tule kestävään ikuisesti, sillä valuuttavaranto saavuttaa alarajansa ennemmin tai myöhemmin. Jos valuuttavaranto pienenesi yhtälön (13) osoittamalla nopeudella kunnes saavuttaisi minimiarvonsa  $R^a$ , seuraisi silloin valuutan arvon hyppäyksellinen heikkeneminen. Ne sijoittajat, joilla olisi hallussaan kotimaan rahaa tai kotimaanvaluuttamääräisiä arvopapereita, kärsisivät pääomatappioita. Sijoittajat yrittäisivät välttää tällaista tilannetta myymällä kotimaan rahaa hetkeä ennen, kuin kurssin tiedetään romahtavan. Tämä olisi mahdotonta, sillä kaikki muutkin sijoittajat yrittäisivät tehdä samalla tavalla. Näin muodostuva spekulatiivinen



tiivinen hyökkäys tyhjentäisi valuuttavarannon jo hetkeä aiemmin, ja valuutta devalvoituisi diskreetisti silloin. Tähän liittyviä pääomatappioita yritettäisiin välttää samalla tavalla, mikä aiheuttaisi hyökkäyksen vielä hetkeä aiemmin, ja niin edelleen. Kiinteän kurssin romahtaminen siis "siirtyisi ajassa taaksepäin".<sup>20</sup> Se, milloin kurssi romahtaisi, on helppo selvittää niin sanotun varjovaluuttakurssin käsitteen avulla. (Flood - Garber 1984, 4.)

Varjovaluuttakurssi on se kurssi, joka olisi todellinen valuuttakurssi, jos valuutta kelluisi. Varjokurssi on kaikkien tiedossa silloinkin, kun valuutta ei kellu eli kun sen arvo on kiinnitetty. Kuten luvussa 3.1 on esitetty, keskuspankin kotimaisen luotonannon lisäys heikentää kelluvaa valuuttakurssia. Kun nyt kotimaista luotonantoa lisätään tasaisesti, heikkenee varjovaluuttakurssi tasaisesti. Se osoitetaan myöhemmin. Jos spekulatiivinen hyökkäys tapahtuisi niin aikaisin, että valuutta revalvoituisi, kun se hyökkäyksen seurauksena laskettaisiin kellumaan, kärsisivät hyökkäykseen osallistuneet sijoittajat pääomatappioita. Kun siis varjokurssi vielä on kiinteää kurssia vahvempi, ei hyökkäykseen kannata osallistua, ja niinpä se ei vielä tapahdu. Toisaalta hyökkäys ei voi tapahtua, kun varjovaluuttakurssi on kiinteää kurssia heikompi, sillä silloin sijoittajat yrittäisivät edellä esitetyllä tavalla aloittaa sen aina hetkeä aiemmin. Tullaan siihen tulokseen, että spekulatiivisen hyökkäyksen on tapahduttava sillä hetkellä, kun varjovaluuttakurssi on yhtä suuri kuin kiinteä valuuttakurssi. (Flood - Garber 1984, 4.)

Spekulatiivinen hyökkäys tapahtuu sillä hetkellä, kun varjokurssi nousee (heikkenee) kiinteän kurssin arvoon. Tämä tarkoittaa, että kun valuutta lasketaan kellumaan ja varjokurssi muuttuu todelliseksi kurssiksi, valuuttakurssi ei hypää diskreetisti. Näin ollaan päästy samantapaisin perusteluihin samanlaiseen "jatkuvuusehtoon", kuin Calvo (1977) täydentävässä kommentissaan Sargentin ja Wallacen artikkeliin (Sargent - Wallace 1973), jossa he esittävät, millä ehdoilla täydellisen ennakkotietämyksen monetaaristen mallien tasapainot ovat stabiileja. Calvo perustelee, miksi hintataso tällaisessa mallissa ei voi hypätä diskreetisti. Sama "jatkuvuusehto" voidaan laajentaa koskemaan kaikkien sijoituskohteiden hintoja, myös kotimaisen rahan hintaa ulkomaan valuutassa ilmaistuna (Obstfeld - Stockman 1985, 927). Argumentti on se, että jos etukäteen tiedettäisiin jonkin sijoituskohteen hinnan hyppävän diskreetisti, spekulaisivat "forward looking" sijoittajat tämän "yli ajan arbitraasin" mahdollisuuden pois samalla tavalla kuin maksutasekriisin tapauksessa edellä. Ehto, että valuuttakurssi ei spekulatiivisen hyökkäyksen hetkellä voi hypätä, on siis johdettavissa myös yleisemmästä "jatkuvuusehdosta".

Nyt, kun tunnetaan spekulatiivisen hyökkäyksen ajankohdan määräävä ehto, tuo ajankohta voidaan laskea edellä esitetyn perusteella. Merkitään hyökkäysajankohtaa kirjaimella  $z$ . Ensin lasketaan arvo varjovaluuttakurssille. Kun oletetaan, että spekulatiivinen hyökkäys tapahtuu hetkellä  $z$ , on lineaarisen epähomogeenisen

---

<sup>20</sup> Sama asia voidaan ajatella myös siten, että rationaalinen sijoittaja pyrkisi tekemään pääomavoittoa "aika-arbitraasilla", ostamalla ulkomaan valuuttaa juuri ennen kiinteän kurssin romahdusta ja myymällä sen heti romahduksen jälkeen. Kaikki muut yrittäisivät samaa, ja hyökkäys siirtyisi ajassa taaksepäin. Samanlainen käyttäytyminen seuraa sekä voitontekopyrkimyksistä että tappionvälttämisyrykmyksistä. Kumpi selitys on teoriassa relevantti, riippunee siitä, määrittelevätkö sijoittajat varallisuutensa kotimaan vai ulkomaan valuutassa.

ensimmäisen asteen differentiaaliyhtälön (10) yleinen "forward looking"<sup>21</sup> ratkaisu valuuttakurssin suhteen (hetkellä t)

$$S(t) = A e^{\frac{\beta}{\alpha}(t-z)} + \frac{1}{\alpha} \cdot \int_t^{\infty} e^{\frac{\beta}{\alpha}(t-\tau)} M(\tau) d\tau, \quad (14)$$

jossa A on mikä tahansa vakio.<sup>22</sup> (Blackburn - Sola 1993, 125.)

Jälkimmäinen termi yhtälössä (14) kuvastaa niin sanottujen markkinafundamenttien tulevaisuuden arvojen vaikutusta valuuttakurssiin tietyllä hetkellä. Yhtälön (14) ensimmäinen termi on joskus tulkittu niin sanotun rationaalisen kuplan vaikutukseksi valuuttakurssiin. Jos A poikkeaa nolasta, niin ensimmäinen termi "räjähtää", se kasvaa tai pienenee eksponentiaalisesti yli ajan. Tällaisen fundamenteista riippumattoman kuplan on tulkittu merkitsevän sijoittajien itsensä toteuttavaa uskoa, että kurssi loittonee kasvavalla nopeudella pois päin markkinafundamentti-ratkaisun stabiililta polulta. Yleensä ajatellaan kuplan puhkeavan jossain vaiheessa, mikä merkitsee valuuttakurssin palaamista fundamenttien osoittamalle poulle, jossa siis A=0. Fundamenteista riippumattoman kuplan olemassaolo on intuitiivisesti hieman ongelmallinen oletus. Kuplan syntymiselle ei liene esitetty maalaisjärkeen käypää syytä.

Kirjallisuudessa on tapana olettaa, että A=0, eli että rationaalista kuplaa ei ole (Obstfeld - Stockman 1985, 924). Muun muassa Brock (1975) sekä Obstfeld ja Rogoff (1983 ja 1986) ovat argumentoineet teoreettisesti kuplien olemassaoloa vastaan. Nämä argumentit ovat perustuneet malleille, joissa taloudenpitäjät ovat äärettömän pitkään eläviä yksilöitä, jotka maksimoivat intertemporaalista hyötyfunktioitaan (Obstfeld - Rogoff 1983, 676 ja 1986, 350). Rationaalisten kuplien olemassaoloa on tutkittu myös empiirisesti. Flood ja Garber (1980) etsivät tällaista kuplaa Saksan hintatasosta 1920-luvun hyperinflaation ajalta. Heidän tutkimuksensa ei tue kuplan olemassaoloa tuossa tapauksessa. Tämän perusteella Flood ja Garber epäilevät, voisiko muualtakaan löytyä rationaalisia kuplia, ja toteavat, ettei kukaan ole pystynyt osoittamaan sellaisen olemassaoloa (Flood - Garber 1980, 762). Samalla sivulla he kuitenkin pitävät mahdollisena, että tulppaanien hinnan hämmästyttävä heilahtelu 1630-luvun Hollannissa olisi voinut olla tällaisen kuplan ansiota (Flood - Garber 1980, 762, alaviite 22). Yhdysvaltain dollarin kurssin liikkeitä 1980-luvulla on joissakin viime vuosien puheenvuoroissa pidetty kuplan aikaansaamina. Myös esimerkiksi vuoden 1987 pörssiromahdusta on pidetty irrationaaliseen spekulointiin liittyvänä ilmiönä (Krugman - Miller 1993, 20).

Obstfeld ja Rogoff (1986) eivät pidä mielekkäänä kuplien olemassaolon empiiristä tarkastelua, sillä heidän käsityksensä mukaan teoreettiset argumentit

<sup>21</sup> Forward looking -ratkaisu tarkoittaa sitä, että valuuttakurssi riippuu sen itsensä odotetusta tulevaisuuden kehityksestä, kuten sijoituskohteen hinnan tällaisissa malleissa yleensä oletetaan määräytyvän.

<sup>22</sup> Varjovaluuttakurssi voidaan ratkaista myös niin kuin Flood ja Garber (1984, 4) sen tekevät, ratkaisemalla yhtälö (10) valuuttakurssin suhteen käyttäen määräämättömien kertoimien menetelmää. Tässä ratkaistaan varjovaluuttakurssi esittämällä eksplisiittisesti yhtälö (14), sillä se on havainnollinen ja analoginen luvun 4.3.1 empiirisen varjokurssin diskreetin ajan ratkaisun kanssa. Se on esitetty yhtälössä (25).

tällaisten kuplien olemassaoloa vastaan ovat vahvat. Heidän mielestään mahdolliset havainnot kuplasta tulee tulkita tapauksiksi, joissa jotakin hintaan vaikuttanutta markkinafundamenttia ei ole tarkastelussa otettu huomioon (Obstfeld - Rogoff 1986, 358 - 359).

Oletetaan, että  $A=0$ . Kiinteän kurssin romahtamisen jälkeen kotimaisen rahan tarjonta koostuu yhtälön (8) mukaisesti valuuttavarannon jäljelle jääneestä osasta eli minimivarannosta  $R^a$  ja kotimaisesta luotonannosta, jonka hetken  $t$  arvo  $D(t)$  on yhtälön (9) perusteella  $D(0)+\mu t$ . Kun nämä sijoitetaan yhtälöön (14) ja suoritetaan integrointi ositteluintegrointia käyttäen, saadaan varjovaluuttakurssi ilmaistua muodossa

$$S(t) = \frac{\alpha\mu}{\beta^2} + \frac{D(t) + R^a}{\beta} \quad (15)$$

Varjovaluuttakurssin muutos yli ajan saadaan derivoimalla yhtälö (15) ajan suhteen:

$$\frac{dS(t)}{dt} = \frac{\frac{dD(t)}{dt}}{\beta} = \frac{\mu}{\beta} \quad (16)$$

Varjovaluuttakurssi siis nousee (heikkenee) tasaisesti kotimaisen luotonannon kasvaessa tasaisesti.

Spekulatiivisen hyökkäyksen ajankohta saadaan "jatkuvuusehdon" mukaisesti asettamalla yhtälön (15) varjovaluuttakurssi hyökkäyshetkellä  $z$  yhtä suureksi kiinteän kurssin  $S^f$  kanssa:

$$S^f = \frac{\alpha\mu}{\beta^2} + \frac{D(z) + R^a}{\beta} = \frac{\alpha\mu}{\beta^2} + \frac{D(0) + \mu z + R^a}{\beta} \quad (17)$$

Kun yhtälö (17) ratkaistaan  $z$ :n suhteen, saadaan

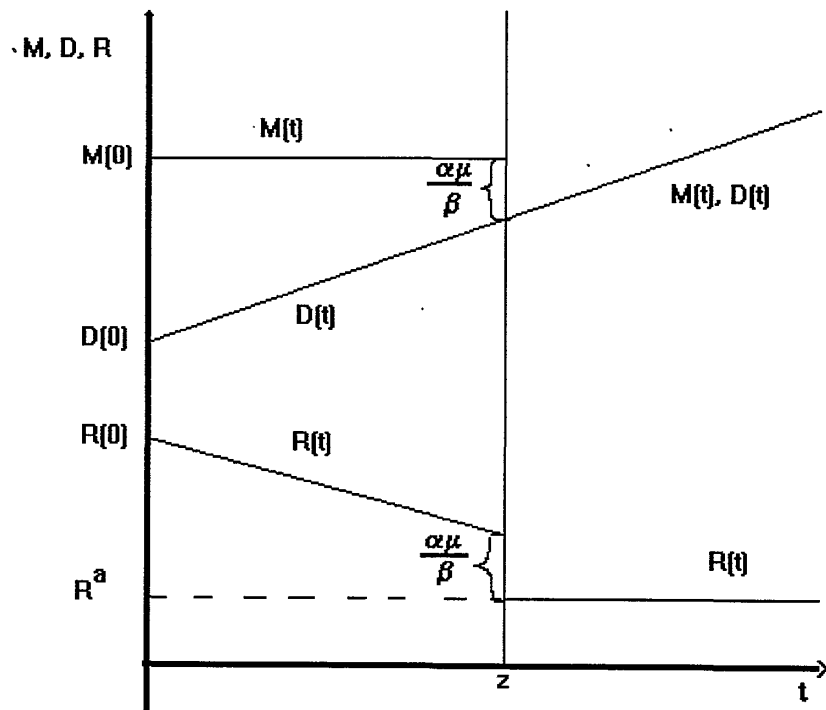
$$z = \frac{\beta \cdot S^f - D(0) - R^a}{\mu} - \frac{\alpha}{\beta} = \frac{R(0) - R^a}{\mu} - \frac{\alpha}{\beta} \quad (18)$$

Tätä tulosta voidaan tulkita sillä tavalla, että spekulatiivinen hyökkäys tapahtuu sitä aikaisemmin, mitä nopeammin kotimaista luotonantoa kasvatetaan, mitä pienempi on valuuttavaranto hetkellä nolla ja mitä korkeammalla on valuuttavarannon alaraja. Tällaiset tulokset vastaavat intuitiota.

Valuuttakurssi ei hyppää diskreetisti. Sen sijaan rahan kysyntä vähenee hyppäyksellisesti, sillä kotimainen korko hyppää ylöspäin. Kotimaisen koron

hyppäys merkitsee korkopariteetin pätiessä valuuttakurssin muutoksen odotusarvon hyppäystä. Tämä nähdäänkin rahan kysynnästä kiinteän kurssin vallitessa (yhtälö (11)) ja valuutan kelluessa (yhtälö(10)). Valuuttakurssin muutosodotus hyppää spekulatiivisen hyökkäyksen tapahtuessa nolosta yhtälön (16) mukaiseen arvoon  $\mu/\beta$ . Yhtälöstä (10) nähdään, että silloin rahan kysynnän diskreetti muutos on  $-\alpha\mu/\beta$ . Tämä on eräs tapa laskea myös spekulatiivisen hyökkäyksen koko. Spekulatiivisen hyökkäyksen koko on yhtä suuri kuin valuuttavarannon pieneneminen hyökkäyshetkellä  $z$ . Rahan kysynnän diskreetti muutos hetkellä  $z$  on siis  $-\alpha\mu/\beta$ . Rahan tarjonnan on muututtava samalla hetkellä saman verran, jotta valuuttakurssi ei muuttuisi diskreetisti.

Kuvio 1 Valuuttavaranto  $R(t)$ , kotimainen luotonanto  $D(t)$  ja rahan kysyntä  $M(t)$



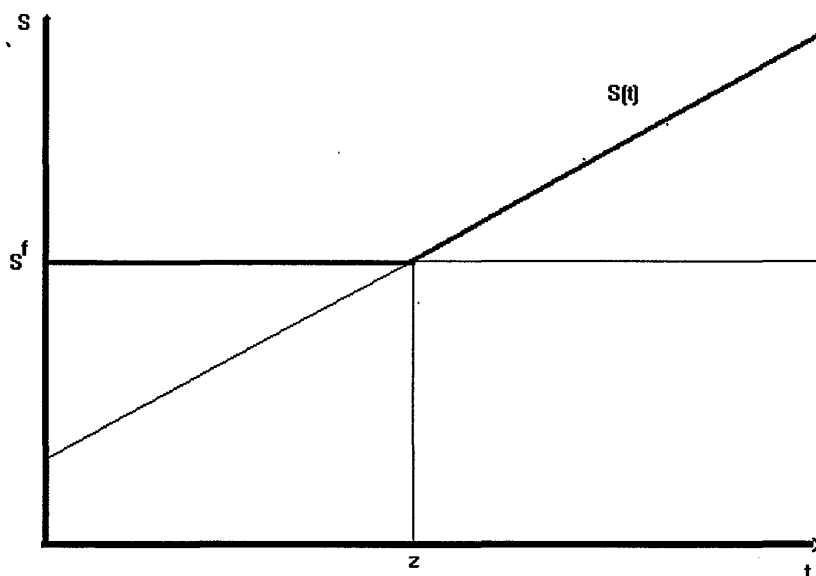
Tässä teoreettisessa tarkastelussa rahakertoimen oletetaan olevan yksi, eli pankkijärjestelmää ei huomioida. Rahan tarjonta on yhtä suuri kuin rahaperusta eli keskuspankin luotonanto. Sen komponentit ovat yhtälön (8) osoittamalla tavalla kotimainen komponentti ja valuuttavaranto. Keskuspankin luotonannon kotimaisesta komponentista käytetään jatkossa nimitystä kotimainen luotonanto. Kotimainen luotonanto  $D$  ei muutu diskreetisti hetkellä  $z$ , vaan kasvaa tasaisesti yli ajan yhtälön (9) mukaisesti. Siispä valuuttavarannon muutos hetkellä  $z$  on yhtä suuri kuin rahan kysynnän muutos, eli

$$R(z_-) - R^a = \frac{\alpha\mu}{\beta}, \quad (19)$$

jossa  $z$  on ajanhetki juuri ennen spekulatiivista hyökkäystä. Spekulaatiivinen hyökkäys siis tyhjentää valuuttavarannon hetkellä  $z$  siten, että valuuttavarannosta  $R(z)$  jää jäljelle vain varantojen minimitaso  $R^a$ . Näiden erotus on spekulatiivisen hyökkäyksen koko  $\alpha\mu/\beta$ . Edellä näytettiin, kuinka spekulatiivisen hyökkäyksen ajankohta riippuu kotimaisen luotonannon kasvattamisen nopeudesta  $\mu$ . Yhtälöstä (19) nähdään, että hyökkäyksen koko on sitä suurempi, mitä nopeammin luotonanto kasvaa.

Rahan määrän  $M(t)$ , kotimaisen luotonannon  $D(t)$  ja valuuttavarannon  $R(t)$  muuttuminen yli ajan nähdään kuviossa 1. Kuvio 2 esittää varjovaluuttakurssin  $S(t)$  ja kiinteän valuuttakurssin  $S^f$ .

Kuvio 2 Varjovaluuttakurssi  $S(t)$  ja kiinteä kurssi  $S^f$



Edellä esitelty Floodin ja Garberin (1984) perusasetelma tavoittaa joitakin maksutasekriisiin oleellisia piirteitä. Tässä asetelmassa spekulatiivisen hyökkäys seuraa sijoittajien rationaalisesta käyttäytymisestä. Jos harjoitettu rahapolitiikka on jatkuvasti ekspansiivisempaa kuin mitä kiinteän valuuttakurssin tavoite edellyttää, spekulatiivinen hyökkäys on väistämätön, mikäli oletetaan, että valuuttavarannolla on alaraja. Luvussa 3.3 käsitellään joitakin sellaisia maksutasekriiseihin liittyviä ilmiöitä, joita Floodin ja Garberin perusasetelma ei käsittele.

### 3.3 Perusasetelman puutteita ja laajennuksia

Paljon maksutasekriiseihin liittyviä ilmiöitä jää luvun 3.2 analyysin ulkopuolelle. Luvussa 2 mainittiin jo joitakin maksutasekriisejä yhdistäviä empiriisiä havaintoja, joista kaikki eivät mahdu perusasetelmaan. Tällaisia olivat kriisiä edeltävä korkoero koti- ja ulkomaisten korkojen välillä, kriisin vaikutukset reaalitalouteen ja usein havaitut kurssin romahdusta edeltävät toisiaan seuraavat spekulatioaallot, joiden välissä luottamus kiinteään kurssiin vaikuttaa ainakin osittain palautuvan.

Lisäksi usein kiinteän valuuttakurssin romahdusta seuraa valuuttakurssin uusi kiinnitys diskreetin devalvaation jälkeen, ei perusasetelmassa oletettu kellutus.

Joitakin perusasetelman epärealistisista implikaatioista on pyritty poistamaan muuntelemalla ja laajentamalla asetelmaa. Teoreettista työtä on tehty myös spekulatiivisten hyökkäysten mallintamiseksi eksplisiittisesti intertemporaalista hyötyään maksimoivien yksilöiden käyttäytymisen kautta.<sup>23</sup> Perusasetelmaa on muunneltu muun muassa seuraavilla tavoilla.<sup>24</sup>

- On luovuttu oletuksesta, että valuutta kelluu ikuisesti kurssin romahtamisen jälkeen. Sen sijaan odotetaan, että valuutta devalvoidaan joko heti tai väliaikaisen kellutuksen jälkeen.
- On luovuttu täydellisestä ennakkotietämyksestä mallintamalla stokastiseksi kotimainen luotonanto tai valuuttavarannon alaraja tai olettamalla epäsymmetrinen informaatio minimivarannoista.
- On luovuttu oletuksesta, että kotimaisen luotonannon kasvuprosessin odotetaan pysyvän samana kiinteän kurssin romahduksen jälkeen kuin mitä se oli sitä ennen.
- On oletettu, että valuuttavarannolla on alarajan lisäksi myös yläraja.
- On käsitelty mahdollisuutta kiinteän kurssin puolustamiseen ulkomaisella lainanotolla tai kansainvälisten pääomanliikkeiden rajoittamisella.
- Malliin on tuotu lisää hyödykkeitä, on oletettu hintajäykkyyyksiä, ja reaalityöntö on muutenkin pyritty endogenisoimaan.

Seuraavassa tarkastellaan lähemmin joitakin edellä lueteltuja laajennuksia.

### 3.3.1 Ei ikuista kellutusta

Maurice Obstfeld (1984) käsitteli Floodin ja Garberin perusasetelmassa tilannetta, jossa kiinteän kurssin romahtamisen jälkeen ei odoteta valuutan ikuista kellumista. Sen sijaan odotetaan valuutan arvon kiinnittämistä uudelleen aikaisempaa kiinteää kurssia heikommalle tasolle. Oletetaan, että valtiiovallan odotetaan reagoivan valuuttavarannon pienenemiseen minimitasolleen devalvoimalla valuutan välittömästi diskreetisti. Obstfeld osoittaa, että jatkuvan ajan täydellisen ennakkotietämyksen maailmassa tästä seuraa spekulatiivinen hyökkäys heti, kun tulee tietoon, että valuuttakurssi ei kestä ikuisesti (Obstfeld 1984, 214). Valuuttakurssin etukäteen tiedetty diskreetti muuttuminen on mahdotonta. Edellä kuvattu tilanne on Obstfeldilla erikoistapaus tilanteesta, jossa valuutta lasketaan kellumaan sijoittajien etukäteen tuntemaksi ajaksi ja kiinnitetään sitten sijoittajien etukäteen

---

<sup>23</sup> Tällaisia ovat muun muassa "money in the utility function" -lähestymistapaa käyttävä Obstfeld (1986b) ja "cash in advance constraint":ia soveltava Calvo (1987).

<sup>24</sup> Kirjallisuuskatsauksia tarjoavat Blackburn ja Sola (1993, 127 - 139), Agénor, Bhandari ja Flood (1992, 363 - 379) ja Willman (1992a, 13 - 30).

tuntemalle tasolle. Jos valuuttaa ei devalvoida diskreetisti, eli jos kellutusaika poikkeaa nolasta, riippuu spekulatiivisen hyökkäyksen ajankohta sekä tuosta kellutusajasta että tulevasta uudesta kiinteästä kurssista. Mitä suurempi on tulossa oleva devalvaatio, sitä aiemmin spekulatiivinen hyökkäys tapahtuu. Hyökkäysajankohta ei yleisesti ole monotoninen funktio kellutusajan pituudesta. (Obstfeld 1984, 213.)

### 3.3.2 Ei täydellistä ennakkotietämystä

Täydellisen ennakkotietämyksen oletuksesta on maksutasekriisikirjallisuudessa luovuttu sekä koskien kotimaisen luotonannon kasvua että valuuttavarannon minimitasoja. Luopuminen näistä oletuksista on intuitiivisesti houkuttelevaa, ja se onkin johtanut joihinkin perusasetelmaa realistisempiin tuloksiin, joita seuraavassa luetellaan.

- Spekulatiivisen hyökkäyksen ajankohtaa ei tunneta varmuudella.
- Hyökkäyksiä voi tapahtua useita ilman, että kiinteästä kurssista luovuttaisiin (Krugman 1979, 312, 323).
- Hyökkäyksen todennäköisyys voi olla joka periodilla nolaa suurempi.
- Valuuttavaranto voi jo ennen hyökkäystä pienentyä nopeammin kuin mitä kotimainen luotonanto kasvaa.
- Kiinteä kurssi voi romahtaa "itsensä toteuttavaan" spekulatiiviseen hyökkäykseen, vaikka toteutunut kotimaisen luotonannon kasvuvauhti ei sinänsä olisi ristiriidassa valuuttakurssitavoitteen kanssa. Näin voi käydä, jos rahapolitiikan odotetaan muuttuvan ekspansiivisemmäksi kiinteän kurssin romahtaessa.

(Blackburn - Sola 1993, 133.)

Valuuttavarannon minimitaso, jonka saavuttamisen seurauksena keskuspankki lopettaa kiinteän kurssin puolustamisen, voidaan olettaa sijoittajille tuntemattomaksi. Krugman (1979) käsittelee tilannetta intuitiivisesti. Krugman argumentoi, että tällaisen epäsymmetrisen informaation näkökulmasta voi tulkita tilanteita, joissa kiinteää kurssia vastaan tehdään useita spekulatiivisia hyökkäyksiä vasta viimeisen hyökkäyksen mahdollisesti kaataessa kurssin. Jokainen epäonnistunut hyökkäys "kokeilee valuuttavarannon todellista pohjaa", kunnes onnistunut hyökkäys paljastaa sen. Sijoittajien kannattaa osallistua hyökkäyksiin aina, kun on mahdollisuus kiinteän kurssin romahtamiselle. Sijoittajat eivät voi hävitä spekuloidessaan, mutta jos he eivät osallistu hyökkäykseen, he voivat kärsiä pääomatappioita. (Krugman 1979, 312, 323.)

Krugman puhuu tilanteesta, jossa keskuspankilla on käytössään "varareservit", joita se spekulatiivisen hyökkäyksen tapahtuessa voi ottaa käyttöön. Vasta hyökkäyksen tapahtuessa sijoittajat näkevät, mitä keskuspankki tekee. Jos keskuspankki ottaa käyttöön varareservit, luottamus kiinteään valuuttakurssin palautuu väliaikaisesti. Kun seuraava spekulatiivinen hyökkäys tapahtuu, sijoittajil-

la on mielessä jo varareserveillä suurennetunkin valuuttavarannon pienentäminen minimiarvoonsa.

Krugmanin teoreettisen analyysin pohjalta voi tarkastella esimerkiksi paineita Suomen markkaa kohtaan kesällä 1992. Korot olivat korkealla ja spekulointi markkaa vastaan käynnissä, kun Suomen Pankki heinäkuun 15. päivänä ilmoitti solmineensa laajat tukiluottosopimukset kaikkien Euroopan yhteisöjen maiden keskuspankkien kanssa. Jännitys valuuttamarkkinoilla hellitti, kun "BuBa tuli apuun". Tiedon julkistaminen laski välittömästi korkoja noin prosenttiyksiköllä. Pian korkoero kuitenkin taas alkoi nousta. (Krugman 1979, 323; Suomen Pankin vuosikirja 1992, 19 - 20.)

Myös Willman (1989) analysoi sijoittajien käyttäytymistä, kun valuuttavarannon minimitaso on heille tuntematon. Willman käyttää luvun 3.2 perusasetelmaa diskreetissä ajassa. Sijoittajat ovat nyt riskiaversiivisia. Willman mallintaa sijoittajien epätäydellistä informaatiota minimivarannon koosta kahdella eri tavalla.

Toinen tapaus vastaa Krugmanin edellä esitettyä intuitiivista analyysia. Valuuttavarannolla on vakioinen mutta sijoittajille tuntematon minimi. Willman suorittaa simulointeja, joissa malli sopivilla parametreilla käyttäytyy Krugmanin olettamalla tavalla. Toisiaan seuraavat spekulatiiviset hyökkäykset "kokeilevat varantojen minimitasoa". Näiden hyökkäysten välillä valuuttavaranto laskee tasaisesti (Willman 1989, 106 - 110 ja kuvio 4).

Toinen Willmanin analysoima tilanne on sellainen, jossa sijoittajat eivät oleta, että on olemassa vakioinen minimivaranto. Sen sijaan he olettavat, että heille tuntematon minimivaranto "arvotaan" uudelleen joka periodilla. Tässä tapauksessa kiinteän kurssin romahtamisen todennäköisyys nousee selvästi nollan yläpuolelle jo hyvissä ajoin ennen varsinaista spekulatiivista hyökkäystä. Hyökkäys ei tapahdu yhtäkkiä, vaan vähitellen kiihtyvänä valuuttavarannon pienenemisenä (Willman 1989, 106 - 110 ja kuvio 3). Willman käsittelee vielä kolmatta tapausta, joka on kahden edellä esitetyn "sekoitus" niin oletuksiltaan kuin implikaatioiltaan (Willman 1989, 110 - 112 ja kuvio 5).

Luvussa 3.3.5 esitellään keskustelua siitä, tarvitseeko valuuttavarannolla yleensä olla olemassa alarajaa. Valuuttavarannon alarajaa käsitellään empiirisestä näkökulmasta luvussa 4.3.2.

Nyt siirrytään valuuttavarannon alarajan stokastisuuden tarkastelusta kotimaisen luotonannon stokastisuuteen. Kotimaisen luotonannon kasvun olettivat stokastiseksi jo Flood ja Garber (1984, 7 - 11) perusasetelmansa diskreetin ajan versiossa<sup>25</sup>. Kotimaisen luotonannon kasvu

$$D_{t+1} = D_t + \mu + \varepsilon_{t+1} \quad (20)$$

sisältää satunnaismuuttujan  $\varepsilon_{t+1}$ , jonka on tunnettu (eksponentiaalijakauma). Yhtälöä (20) voi verrata jatkuvan ajan yhtälöön (9).  $\mu$  on niin suuri, että kotimaisen luotonannon kasvu on positiivinen joka periodilla. Varjovaluuttakurssi voidaan ratkaista kuten edellä.

---

<sup>25</sup> Flood ja Garber esittävät mallin diskreetissä ajassa artikkelissaan yhtälöillä (18) - (22).



$$S_{t+1} = \frac{\alpha\mu}{\beta^2} + \frac{D_{t+1}}{\beta} \quad (21)$$

Yhtälö (21) esittää varjokurssin periodilla t+1 (vertaa yhtälöön (15)<sup>26</sup>). Periodilta t katsottuna se on stokastinen, sillä  $D_{t+1}$  sisältää  $\epsilon_{t+1}$ :n, joka puolestaan sisältää innovaation hetkellä t+1. (Flood - Garber 1984, 7 - 8.)

Floodin ja Garberin perusesityksessä oletettiin täydellinen ennakkotietämys. Siinä kiinteän kurssin romahtamisen todennäköisyys pysyi nollassa, kunnes spekulatiivisen hyökkäyksen tapahtuessa etukäteen tunnetulla hetkellä todennäköisyys nousee arvoon yksi. Nyt todennäköisyys sille, että valuuttakurssi romahtaa spekulatiiviseen hyökkäykseen seuraavalla periodilla, on alusta lähtien nolaa suurempi. Spekulatiivinen hyökkäys tapahtuu silloin, kun siitä on odotettavissa voittoja siihen osallistuville sijoittajille. Voittojahan on luvassa, jos hyökkäyksen jälkeen toteutuva kelluva kurssi on kiinteää kurssia heikompi (eli korkeampi) . Se, että kiinteän kurssin romahduttava spekulatiivinen hyökkäys tapahtuu periodilla t+1 on siis yhtä todennäköistä, kuin että varjovaluuttakurssi on suurempi tai yhtä suuri kuin kiinteä kurssi tuolla periodilla:

$$\pi_t = \Pr_t(S_{t+1} > S^f) . \quad (22)$$

$\pi_t$  on todennäköisyys kurssin romahtamiselle periodilla t+1 katsottuna periodilta t. Pr on todennäköisyysoperaattori. (Flood - Garber 1984, 8 - 9.)

Koska D:n (ja siis myös varjokurssin  $S_t$ ) kasvu on joka periodilla positiivinen, seuraavalla periodilla tapahtuvan spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyys kasvaa yli ajan. Kurssin romahduksen todennäköisyyden kasvaessa kasvaa myös valuuttakurssin odotusarvo (ei-ehdollinen odotusarvo). Periodilta t katsottuna valuuttakurssi periodilla t+1 joko kelluu tai pysyy kiinteässä arvossaan yhtälön (22) mukaisilla todennäköisyyksillä. Valuuttakurssin odotusarvo on varjokurssin ja kiinteän kurssin keskiarvo näiden vaihtoehtojen toteutumistodennäköisyyksien mukaan painotettuina<sup>27</sup>, (Flood - Garber 1984, 8 - 9.) eli

$$E_t(S_{t+1}) = \pi_t \cdot S_{t+1} + (1 - \pi_t) \cdot S^f . \quad (23)$$

Kuten edellä on esitetty,  $S_{t+1}$  ja  $\pi_t$  kasvavat yli ajan, joten myös valuuttakurssin muutoksen odotusarvo  $E_t(S_{t+1}) - S^f$  kasvaa. Koska valuuttakurssin muutoksen odotusarvo on koko ajan nolaa suurempi, kotimainen korko on ulkomaista korkeampi kattamattoman korkopariteettiehdon mukaan. Valuuttakurssin muutosodotuksen kasvaessa joka periodilla kasvaa samalla kotimainen yhden periodin mittainen korko<sup>28</sup>. Sen seurauksena rahan kysyntä laskee yhtälön (5) osoittamalla

<sup>26</sup> Valuuttavarannon minimitaso oletetaan tässä nolaksi ( $R^a=0$ ).

<sup>27</sup> Valuuttakurssin revalvoituminen oletetaan mahdottomaksi.

<sup>28</sup> Koska ulkomainen korko on oletettu vakioiseksi, kotimaisen koron muutos on yhtä suuri kuin korkoeron muutos.

tavalla. Silloin valuuttavaranto supistuu nopeammin kuin mitä kotimainen luotonanto kasvaa (katso yhtälö (8)). Mallin implikaatioihin on saatu samanlaista realistisuutta kuin edellä Willman sai olettaessaan, että valuuttavarannon alaraja on stokastinen ja arvotaan joka periodilla uudestaan. (Flood - Garber 1984, 10 - 11; Willman 1989, 105 - 106.)

Dornbusch (1987) rakentaa hyvin samanlaisen stokastisen asetelman kuin Flood ja Garber. Kotimaisen luotonannon kasvuyhtälö eroaa siinä suhteessa Floodin ja Garberin vastaavasta, että Dornbuschilla kotimaisen luotonannon stokastinen kasvutermi noudattaa tasajakaumaa yli jonkin positiivisen välin.<sup>29</sup> Koska kotimaisen luotonannon kasvulle yhdellä periodilla on yläraja, kiinteän kurssin romahtaminen seuraavalla periodilla on mahdotonta silloin, kun kotimainen luotonanto on tietyn rajan alapuolella. Toisin sanoen ennen kuin tämä raja on ylitetty, tilanne on "turvallinen", ja kotimainen korko (yhden periodin mittainen) ei ole ulkomaista korkoa korkeampi. (Dornbusch 1987, 76 - 81.)

### 3.3.3 Valuuttavarannon ylärajasta ja mallin empiirisestä soveltamisesta

Grillin (1986) stokastisessa asetelmassa kaikkien eksogeenisten muuttujien tulevaisuuden arvot ovat tuntemattomia. Spekulaatiivisen hyökkäyksen ajankohta riippuu odotetun kotimaisen luotonannon lisäksi myös odotetuista ulkomaisesta korosta, ulkomaisesta hintatasosta ja kotimaisesta tuotannosta<sup>30</sup> (Grilli 1986, 144). Edellä käsitellyissä asetelmissä nämä muuttujat kotimaista luotonantoa lukuunottamatta oletettiin vakioisiksi. Kotimainen tuotanto vaikuttaa varjovaluuttakurssiin rahan kysynnän kautta kuten yhtälössä (1). Odotettu varjovaluuttakurssi ja spekulaatiivisen hyökkäyksen todennäköisyys seuraavalla periodilla riippuvat nyt sijoittajien käsityksistä kaikkien eksogeenisten muuttujien tulevasta kehityksestä. Tällaista tilannetta analysoidaan yksityiskohtaisemmin tässä tutkielmassa empiirisen tarkastelun yhteydessä luvussa 4.

Grilli ottaa huomioon mahdollisuuden, että keskuspankin valuuttavarannolla voi alarajan lisäksi olla myös yläraja. Valtiovalta ei salli varannon kasvavan sitä suuremmaksi. Jos keskuspankki joutuu suurilla interventioilla estämään valuutan arvon vahvistumisen, voi valuuttavaranto kasvaa ylärajaansa. Silloin valuutta lasketaan kellumaan. Tämä tilanne johtaa sijoittajien samanlaiseen (käänteiseen) käyttäytymiseen kuin valuuttavarannon pienentyessä. Kun valuuttavarannolla on yläraja, samanlaisilla argumenteilla kuin edellä perusteltiin varannon alarajalleen laskevaa spekulaatiivista hyökkäystä, voidaan perustella myös sen ylärajalleen nostavaa hyökkäystä.

Kun sijoittajat tietävät, että valuuttavarantoa kasvattavaa spekulaatiivista hyökkäystä seuraava kelluva kurssi on kiinteää kurssia vahvempi, kannattaa kaikkien sijoittajien osallistua spekulaatiiviseen hyökkäykseen. Sijoittajat ostavat ulkomaisilla arvopapereilla kotimaista rahaa kasvattaen valuuttavarannon maksimi-arvoonsa. Keskuspankki lopettaa intervenoinnin, kelluva valuuttakurssi asettuu kiinteää kurssia vahvempaan arvoon (tai vähintään yhtä vahvaan). Sijoittajat saavat

---

<sup>29</sup> Floodilla ja Garberilla stokastinen termi oli kotimaisen luotonannon absoluuttinen kasvu. Dornbuschilla tasajakaumaa noudattava kasvutermi on luotonannon suhteellinen kasvu.

<sup>30</sup> sekä rahan kysynnän ja "ostovoimapariteettipoikkeaman" satunnaisista virhetermeistä

pääomavoittoja (tai välttyvät pääomatappioilta) samalla tavalla kuin toisen-suuntaisen hyökkäyksen ollessa kyseessä. Spekulatiivisen hyökkäyksen käynnistävä ehto voidaan osoittaa samanlaiseksi kuin edellä. Hyökkäys tapahtuu, kun varjokurssi<sup>31</sup> on vähintään yhtä alhainen (vahva) kuin kiinteä kurssi. Voidaan siis ajatella, että on olemassa yhtäaikaan kaksi varjovaluuttakurssia, joista toinen liittyy hyökkäykseen, jossa sijoittajat ostavat ulkomaan valuuttaa (buying attack) ja toinen valuutan myyntihyökkäykseen (selling attack). Kun kiinteä kurssi on näiden kahden varjokurssin välissä, sitä vastaan ei tapahdu spekulatiivista hyökkäystä. (Grilli 1986, 145 - 148.)

Valuuttavarannon maksimiarvon olemassaolo voi tuntua oudommalta oletukselta kuin sen minimiarvon olemassaolo. Valuuttavarannon teoreettisen alarajan olemassaolosta täydellisten kansainvälisten rahamarkkinoiden tapauksessa on käyty keskustelua, jota myöhemmin tässä luvussa lyhyesti käsitellään. Alarajalle on joka tapauksessa se luonnollinen käytännön perustelu, että valtiolta ei voi tai ei halua lainata loputtomasti ulkomaan valuuttaa kiinteään valuuttakurssin säilyttämiseksi. Se voi olla mahdotonta esimerkiksi epätäydellisten kansainvälisten rahamarkkinoiden tapauksessa.

Valuuttavarannon ylärajan olemassaolon perustelemiseksi on havainnollista luopua edellä esitetystä eksaktista teoreettisesta asetelmasta. Lähdetään liikkeelle siitä käytännöllisestä tilanteesta, että kiinteään valuuttakurssiin kohdistuu revalvaatiopaineita. Silloin odotukset kurssin vahvistumisesta pakottavat kotimaisen koron ulkomaisen koron alapuolelle. Esimerkiksi kotimaisen kysynnäsääteilypolitiikan näkökulmasta valtiovallan tavoite koroille voi olla korkeammalla kuin mitä kiinteä valuuttakurssi "antaa tilaa". Jos kotimaista korkoa yritetään nostaa kotimaista likviditeettiä kiristämällä, siitä seuraa valuuttavirta maahan, mikä taas laskee korkoa. Tämä on eräs tapa perustella "käytännöllisestä" näkökulmasta valuuttavarannon ylärajaoletusta. Samalla tavalla mutta käänteisesti voidaan perustella valuuttavarannon alarajan olemassaoloa.

Grilli käy läpi esimerkin, jossa hän esittää, kuinka spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyyksiä seuraavalle periodille voi laskea, kun tunnetaan eksogeenisiä muuttujia muodostavat stokastiset prosessit. Grilli käsittelee yksinkertaista tilannetta, jossa hän summaa kaikki eksogeeniset muuttujat yhdeksi muuttujaksi, joka noudattaa AR(1)-prosessia tunnetuilla parametreilla. Kun AR(1)-prosessin residuaalijakauma tunnetaan, voidaan kullekin periodille helposti laskea, kuinka todennäköistä on, että kiinteä valuuttakurssi on seuraavalla periodilla jomman kumman varjokurssin "väärällä puolella". Se on spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyys.

Samaa metodia (ja samoja merkintöjä) käyttävät Blanco ja Garber, kun he laskevat Meksikon pesoon kohdistuvan spekulatiivisen (valuutanosto-) hyökkäyksen todennäköisyyttä vuosina 1973 - 1982. Pääpiirteissään samanlaista metodia<sup>32</sup> on käytetty tämän tutkielman luvussa 4, kun on tutkittu Suomen markkaan kohdistuvan spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyyttä vuosina 1985 - 1992. Luvun 4 ekonometrisessä tutkimuksessa estimoidaan kullekin eksogeeni-

---

<sup>31</sup> Nyt oletetaan valuuttavarannon olevan maksimivarannon suuruinen kurssin kelluessa. "Tavallisen" spekulatiivisen hyökkäyksen tapahduttua valuuttavarannon oletettiin pysyvän minimitasossaan.

<sup>32</sup> Tämä on pääpiirteissään tutkimusasetelma varjokursseja ja spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyyksiä laskevassa empiirisessä kirjallisuudessa. Katso luku 4.

selle muuttujalle oma yhden muuttujan aikasarjamallinsa, joiden mukaisesti sijoittajien oletetaan muodostavan käsityksensä kyseisten muuttujien tulevaisuuden käyttäytymisestä. Näiden mallien ja estimoidun rahan kysyntäyhtälön avulla lasketaan todennäköisyydet sekä osto- että myyntihyökkäykselle kuukausittain. Tätä käsitellään tarkemmin luvussa 4. (Grilli 1986, 148 - 151; Blanco - Garber 1986, 148 - 157.)

### 3.3.4 Itsensä toteuttava maksutasekriisi: useita tasapainoja

Obstfeld (1986a) käsittelee samantapaista asetelmaa kuin edellä Flood ja Garber mallintaessaan kotimaisen luotonannon kasvun stokastiseksi diskreetissä ajassa. Ensin Obstfeld käsittelee tilannetta, jossa kotimaisen luotonannon stokastisen kasvutermien (kuten yhtälössä (20)) saamat arvot on rajoitettu siten, että kiinteän kurssin romahtaminen on mahdotonta (Obstfeld 1986a, 73 - 74). Sitten Obstfeld luopuu oletuksesta, että sijoittajat odottaisivat kotimaisen luotonannon kasvuprosessin pysyvän samana kiinteän kurssin romahtamisen jälkeen kuin minkäläinen se oli romahdusta ennen. Sijoittajat odottavat, että jos spekulatiivinen hyökkäys tyhjentää valuuttavarannon ja valuutta lasketaan kellumaan, niin kotimaista luotonantoa ruvetaan kasvattamaan aiempaa nopeammin.<sup>33</sup> (Obstfeld 1986a, 76 - 78.)

Tällainen asetelma ei arkikokemuksen perusteella tunnu lainkaan mahdottomalta. Luovutaan hetkeksi käytetystä ahtaasta teoreettisesta mallista. Ajatellaan esimerkiksi viime vuosilta tuttua tilannetta, jossa pieni avotalous pyrkii pitämään kiinni kiinteästä valuuttakurssista laskusuhdanteessa ulkoisen tasapainon horjuessa. Talouden huonot näkymät aiheuttavat devalvoitumispaineita kiinteää kurssia kohtaan, korkoero ulkomaiseen korkoon kasvaa. Korkea kotimainen korko ei sovi yhteen suhdannepoliittisten tavoitteiden kanssa. Tällaisessa tilanteessa voi olla luonnollista odottaa, että kiinteän kurssin romahtaessa kotimainen korkopolitiikka muuttuu. Korko on kiinteän kurssin tilanteessa sidottu valuuttakurssitavoitteeseen. Kun tämän tavoitteen saavuttaminen osoittautuu mahdottomaksi, kotimainen korkopolitiikka voidaan valjastaa uuteen käyttöön: suhdannepoliittikkaan.

Palataan Obstfeldin kehikkoon. Sijoittajat odottavat kotimaisen luotonannon kasvun hyppäävän korkeampaan arvoon, jos valuutta lasketaan kellumaan. Tästä seuraa yhtälön (21) osoittamalla tavalla, että kellutuksen alkaessa valuuttakurssi on korkeampi kuin mitä se olisi, jos kotimaisen luotonannon kasvuvauhti pysyisi entisellä "kestävällä" tasollaan. Jos kotimaisen luotonannon kasvuvauhdin nousu oletetaan riittävän suureksi, on yhtälön (21) mukaan laskettu varjovaluuttakurssi kiinteää kurssia heikompi (ja heikkenee kelluessaan). Onnistuneessa spekulatiivisessa hyökkäyksessä mukana oleminen on kannattavaa, koska kellutus päätöksen jälkeen toteutuva kurssi on kiinteää kurssia heikompi. Toisaalta spekulatiivisen hyökkäyksen tapahtuminen ei ole välttämätöntä, sillä myös kiinteä kurssi on ikuisesti kestävä, jos sitä vastaan ei hyökätä riittävällä voimalla.

Floodin ja Garberin perusasetelmassa lähdettiin sellaisesta tilanteesta, jossa kiinteä kurssi olisi lopulta romahtanut ilman spekulatiivista hyökkäystäkin, minkä seurauksena spekulatiivisen hyökkäyksen tapahtuminen on välttämätöntä.

---

<sup>33</sup> Obstfeldin kiinnostavat tulokset eivät riipu oletuksesta kotimaisen luotonannon kasvun stokastisuudesta. Kasvu voisi yhtä hyvin olla mallinnettu deterministisesti. Oleellista on se, että kasvun oletetaan hyppäävän suuremmaksi onnistuneen spekulatiivisen hyökkäyksen seurauksena.

Obstfeldin asetelmassa voi olla kaksi tasapainoratkaisua yhtäaikaan. Toinen on valuuttakurssin pysyminen kiinteänä, mikä voi jatkua ikuisesti. Toinen mahdollinen tasapaino on spekulatiivisen hyökkäyksen seurauksena toteutuva kelluminen ja valuutan devalvoituminen. Tämä tasapaino voi toteutua vain, jos varjokurssin odotetaan olevan kiinteää kurssia heikompi. Obstfeld heittää noppaa siitä, kumpi tasapaino toteutuu. Jos spekulatiivinen hyökkäys tapahtuu, se on itsensä toteuttava siinä mielessä, että kiinteäkin kurssi olisi voinut kestää ikuisesti, jos hyökkäystä ei olisi tapahtunut. (Obstfeld 1986a, 76 - 78.)

Barry Eichengreen ja Charles Wyplosz selittävät vuoden 1992 Euroopan valuuttaspekulaatioita osaksi Obstfeldin (1986a) itsensä toteuttavan spekulatiivisen hyökkäyksen mallin näkökulmasta. Maastrichtin sopimuksen lisäpöytäkirjassa Euroopan rahaliiton jäseniksi pyrkiviltä edellytetään valuuttakurssin pitämistä EMS-vaihteluvälinsä sisällä vähintään kahden vuoden ajan ennen jäsenyyttä. Monelle maalle se lienee ollut tärkeä syy pitää yllä kiinteää valuuttakurssia kireän rahapolitiikan avulla. Jos valuuttakurssitavoite ei toteudu, maa menettää mahdollisuutensa EMU-jäsenyyteen (ainakin periaatteessa ja ainakin lyhyellä aikavälillä). Sen jälkeen ei enää välttämättä ole syytä harjoittaa kireää rahapolitiikkaa, joten sitä on mahdollisuus löysätä. Markkinat voivat siis odottaa, että onnistuneen spekulatiivisen hyökkäyksen jälkeen rahapolitiikka löysätään. Itsensä toteuttava hyökkäys on mahdollinen. (Eichengreen - Wyplosz 1993, 52 - 53 ja 92 - 94.) Maastrichtin sopimuksen konvergenssikriteerit ovat voineet sisältää oman tuhonsa siemenet joidenkin EMUun pyrkivien maiden osalta.

Svensson (1993, 9) pitää kahden yhtäaikaisen tasapainon tilannetta relevanttina ainakin Italian, Iso-Britannian, Ruotsin ja Suomen osalta syksyllä 1992. Kiinteän kurssin romahtamisen jälkeen rahapolitiikassa on tapahtunut selvä muutos.

Obstfeldin (1986a) analyysin merkitystä voi ajatella ottamalla huomioon talouspolitiikan "aikajohdonmukaisuuden" ongelma. Valtiovallan voi olla hankalaa tai mahdotonta merkittävällä tavalla sitoa käsiään etukäteen talouspolitiikan suhteen. Esimerkiksi tulevaisuudessa harjoitettavan rahapolitiikan voidaan hyvin odottaa poikkeavan siitä, mitä hallitus on ilmoittanut aikovansa noudattaa. Pitkällä aikavälillä rakennettu luottamus on usein ainoa keino saada markkinat uskomaan hallituksen sanaa tulevaisuuden politiikasta.

### 3.3.5 Muista laajennuksista ja siitä, onko valuuttavarannolla alarajaa

Maksutasekriisin perusmallissa valuuttavarannolla on jokin tietty alaraja. Keskuspankki puolustaa kiinteää kurssia ainoastaan steriloimattomilla valuuttamarkkinainterventioilla. Todellisuudessa valtiolla on useita erilaisia keinoja käytettävissään kiinteän kurssin puolustamiseen. Niitä on pyritty huomioimaan maksutasekriisikirjallisuudessa perusasetelman joissakin laajennuksissa.

Valtiollinen yksi keino taistella valuutan devalvoitumisepäilyjä vastaan on kasvattaa valuuttavarannon kokoa lainaamalla ulkomaan valuuttaa. Buiter (1987) yhdistää julkisen sektorin intertemporaalisen budjettirajoitteen maksutasekriisin perusmalliin. Buiterin mukaan korkoa tuottamattoman ulkomaan valuutan lainaaminen "kertasummana" voi lykätä spekulatiivista hyökkäystä, jos se toteutetaan riittävän vähän aikaa ennen ajankohtaa, jolloin hyökkäys uhkaa tapahtua. Toisaalta jos sama summa valuuttaa lainataan liian aikaisin, voi

spekulatiivinen hyökkäys tapahtua aikaisemmin kuin ilman lainaamista. (Buiter 1987, 227.) Tämä johtuu siitä, että lainan hoitamisen rahoittamisen oletetaan edellyttävän kotimaisen luotonannon kasvattamista, mikä nopeuttaa valuuttavarannon vähittäistä pienenemistä.

Maksutasekriisien kirjallisuuden yhteydessä on käyty teoreettista keskustelua siitä, onko valtion periaatteessa mahdollista velkaantua ulkomaille loputtomasti. Tämän keskustelun ehkä tunnetuimmassa puheenvuorossa Obstfeld (1986b) esittää, että julkisen sektorin intertemporaalinen budjettirajoite ei rajoita tasoa, jolle ulkomainen velkaantuminen voi kasvaa. Tämä pätee hänen mallissaan olettaen että ei-vääristävä verotus on mahdollista, koska sillä voidaan kerätä julkisen ulkomaisen velan hoitokulut. Valtion lainaama valuutta siirtyy yksityiselle sektorille valuuttavarannon pienenemisen kautta, kun kotimaista luotonantoa kasvatetaan. Yksityinen sektori saa tällä tavalla niin paljon ulkomaisia arvopapereita, että sen on mahdollista niiden koroilla maksaa verot, joiden tuotolla valtio rahoittaa lainan hoitokulut. Mallissa kotimaisen luotonannon kasvun (josta varannon pieneneminen ja velkaantumistarve johtuu) nopeus ei kuitenkaan saa ylittää ulkomaista korkotasoa. (Obstfeld 1986b, 7 - 12; Calvo - Guidotti 1991, 5.)

Silloin, kun valtion ulkomaista velkaa voidaan kasvattaa loputtomasti, eivätkä spekulatiivisten hyökkäysten teorian keskeiset implikaatiot päde, jos valtio suojelee kiinteää valuuttakurssia pitämällä valuuttavarannon riittävän suurena ulkomaisella lainaamisella. Oletus valuuttavarannon minimirajasta on keskeinen. Jos alarajaa ei ole, kiinteä valuuttakurssi on mahdollista säilyttää ikuisesti, vaikka kotimaisen luotonannon kasvattamispolitiikka poikkeaisi merkittävästi ulkomaisesta. (Agénor - Bhandari - Flood 1992, 374.)

Valtion ulkomaisen lainanoton ikuinen kasvattaminen on vain teoreettinen mahdollisuus. Täydellisiä kansainvälisiä rahamarkkinoita ei ole olemassa, ja varsinkin kehitysmaiden tapauksessa valtion ulkomaisessa velkaantumisessa tulee nopeasti raja vastaan. Edellä esitetyssä teoreettisessa argumentissa on epärealistisesti oletettu myös mahdollisuus kerätä yksityisen sektorin ulkomaisien arvopapereiden tuotto valtiolle ei-vääristäväällä verotuksella. Pitkällä tähtäyksellä käyttökelpoista tapaa verottaa edes lähestulkoon ei-vääristävästi ei liene missään otettu käyttöön. Calvo ja Guidotti (1991) huomauttavat, että valtion yritykset jatkuvasti koventaa ulkomaisien arvopapereiden verotusta törmäisivät tosielämässä pääoman pakenemiseen maasta. Kun valuuttojen liikuttaminen valtiollisten rajojen yli on riittävän vapaata, pienentää ulkomaisen rahan poistuminen maasta veropohjaa niin, että ulkomaisen lainan hoitokustannuksia ei enää saataisi kerättyä veroina.<sup>34</sup> (Calvo - Guidotti 1991, 5; Blackburn - Sola 1993, 138.)

Käytännössä valuutan lainaaminen lisää entisestään kiinteän valuuttakurssin puolustamiseen liittyvää valtion välitöntä taloudellista riskiä. Jos keskuspankki häviää "puolustustaistelun", se (ja sitä kautta valtio) kärsii usein hyvin suuria pääomatappioita. Lainavaluutan käyttö voi lisätä valtiolle valuuttakurssin puolustamisesta koituvia välittömiä kustannuksia entisestään. Vaikka keskuspankki voisikin lainata suuria summia valuuttaa kiinteän kurssin puolustamiseksi, sillä ei välttämättä ole halua siihen. Näin lienee varsinkin, jos epäillä kiinteän kurssin säilyttämisen mahdollisuutta pidemmällä aikavälillä. Valuuttavarannon alarajaan

---

<sup>34</sup> Tässä tilanteessa kansainvälisten pääomanliikkeiden vapaus tavallisessa merkityksessä ei sinänsä ole keskeistä. Kyse on siitä, pystyykö kotimaan yksityinen sektori välttämään valtiovallan sille asettamat verot esimerkiksi siirtämällä ulkomaisissa arvopapeissa olevan varallisuutensa jonkin muun maan verojärjestelmän piiriin.

liittyvään problematiikkaan palataan luvussa 4.3.2 empiirisen tarkastelun yhteydessä.

Valuutan lainaamisen lisäksi valtiolta voi yrittää estää tai lykätä uhkaavaa maksutasekriisiä asettamalla rajoituksia pääoman viennille. Spekulaatiivisten hyökkäysten teoriassa keskeinen oletus on, että sijoittajat voivat vapaasti valita, kuinka suuren osan varallisuudestaan he sijoittavat ulkomaisiin arvopapereihin. Kansainvälisten pääomanliikkeiden kieltäminen kokonaan tekee spekuloinnin mahdottomaksi. Teoreettisissa tarkasteluissa tämä on todettu, ja pääomanliikkeiden rajoittamisen on osoitettu olevan keino tarvittaessa estää spekulatiivinen hyökkäys. Toisaalta on huomioitu, että jos sijoittajat pitävät valuutan devalvoitumista mahdollisena ja epäilevät valtiovoimien rajoittavan pääomanliikkeitä, he saattavat pyrkiä siirtämään varallisuutensa ulkomaisiin arvopapereihin jo ennen kuin pääomanvientirajoitukset tulevat voimaan. Rajoitusten vaikutus saattaakin olla kiinteän kurssin romahdusta nopeuttava, ainakin mikäli rajoituksia käytetään toistuvasti tai niitä muuten osataan odottaa. (Agénor - Bhandari - Flood 1992, 376; Blackburn - Sola 1993, 138.)

Perinteisesti kansainvälisten pääomanliikkeiden säätely on vallitseva käytäntö Euroopassa. Suurin osa EMS:n jäsenmaista oli kuitenkin luopunut säätelystä ennen vuotta 1990 (Eichengreen - Wyplosz 1993, 58). Espanja, Portugali ja Irlanti käyttivät väliaikaisia pääomanvientirajoituksia viimeisimpien valuuttamyrskyjen yhteydessä (Svensson 1993, 10). Luvussa 4.2 selostetaan lyhyesti, miten Suomessa pääomanliikkeiden vapauden aste on vaikuttanut mahdollisuuksiin spekuloida markkaa vastaan. Huomataan, että Suomessa spekulatiota markan kiinnitettyä kurssia vastaan on esiintynyt silloinkin, kun kansainväliset pääomanliikkeet ovat olleet hyvin rajoitetut (Lehmussaari 1991, 5).

## 4 Odotukset spekulatiivisesta hyökkäyksestä - Suomen markan kurssin kestävyys vuodesta 1985 vuoden 1992 kellutuspäätökseen spekulatiivisten hyökkäysten perusmallin näkökulmasta

Teoreettinen keskustelu maksutasekriiseistä ei ole ollut suorana lähtökohtana suurelle määrälle empiiristä tutkimusta. On julkaistu joitakin tutkimuksia koskien muutamia lähinnä Latinalaisen Amerikan maiden valuuttaregiimejä. Tutkimuksissa on arvioitu valuuttakurssia kohtaan tehtävän spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyyden vaihtelua yli ajan. Teoreettisena lähtökohtana on käytetty luvussa 3.1 esiteltyä pienen avoimen talouden yksinkertaista monetaarista mallia, jossa spekulatiivinen hyökkäys voidaan käsitellä samalla tavalla kuin luvussa 3.2. On pyritty arvioimaan sijoittajien käsityksiä kotimaisen rahan kysynnän ja tarjonnan kehityksestä ja sitä kautta kelluvasta tasapainovarjovaluuttakurssista. Kotimaisen rahan tarjonnan eksogeeninen komponentti on keskuspankin kotimainen luotonanto. Tällaista tutkimuksista mainittakoon Blanco - Garber (1986), Cumby - Van Wijnbergen (1989), Grilli (1989) ja Goldberg (1988 ja 1990).<sup>35</sup>

Tässä luvussa suoritetaan edellä mainittujen tutkimusten kaltainen empiirinen arvio Suomen valuuttakurssipolitiikasta tammikuusta 1985 vuoden 1992 elokuuhun asti. Tarkoituksena oli arvioida sitä, milloin spekulatiivinen hyökkäys Suomen markkaa vastaan on ollut lähellä, minkälaisia tekijöitä valuuttaspekulaatioihin on liittynyt ja myös sitä, miten spekulatiivisten hyökkäysten teoreettinen malli sopii yhteen suomalaisen empirian kanssa.

Suoritettu tarkastelu tuottaa spekulatiivisen hyökkäyksen tapahtumisen odotuksia kuvaavan aikasarjan. Kullekin periodille (kuukaudelle) pyrittiin arvioimaan se, kuinka todennäköisenä edustava sijoittaja pitää spekulatiivisen hyökkäyksen tapahtumista seuraavalla periodilla. Koska spekulatiivisen hyökkäyksen oletetaan tapahtuvan silloin, kun edustava sijoittaja odottaa itse sen tapahtuvan, kuvaa saatu odotusaikasarja samalla sekä odotuksia hyökkäyksen tapahtumisesta että sen tapahtumisen todennäköisyyttä. Kurssin devalvoitumiseen johtavan spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyys on se todennäköisyys, jolla varjovaluuttakurssi on vähintään yhtä heikko kuin toteutunut kurssi.<sup>36</sup> Varjovaluuttakurssit lasketaan yksinkertaisen monetaarisen mallin mukaan siten, että pyritään arvioimaan sijoittajien odotukset kotimaisen rahan kysyntään ja tarjontaan vaikuttavien tekijöiden kehityksestä tulevaisuudessa.

Tässä tutkimuksessa muodostetaan varjovaluuttakurssi ja lasketaan hyökkäystodennäköisyydet olettaen, että keskuspankin valuuttavarannon koolla on alarajan lisäksi myös yläraja. Siksi tavanomaisen valuutanostohyökkäyksen lisäksi myös luvun 3.3.3 "selling attack" on mahdollinen.

---

<sup>35</sup> Blanco ja Garber (1986) tutkivat Meksikon peson kurssia periodilla 1973 - 1982, Cumby ja Van Wijnbergen (1989) Argentiinan pesoa 1979 -1981, Goldberg (1988) Argentiinan ja Meksikon pesoja 1978 - 1983 ja (1990) Meksikon pesoa 1980 - 1986. Grilli (1989) tutkii Yhdysvaltain dollarin kultaan sidotun arvon kestävyyttä 1894 - 1896. Spekulatiivisten hyökkäysten teoriaa käyttäviä empiirisiä tarkasteluja ovat myös Garber - Grilli (1986), Connolly (1986) ja Connolly - Fernández-Perez (1987).

<sup>36</sup> Varjokurssin käsite esiteltiin luvussa 3.2.



## 4.1 Tämä koe suhteessa muihin empiirisiin tarkasteluihin

Suomen markan kurssille tarkasteltavalla ajanjaksolla on viime vuosina tuotettu valuuttakurssin uskottavuutta kuvaavia aikasarjoja, jotka ovat perustuneet korkoeroihin ja termiinikursseihin. Niillä on pyritty analysoimaan sitä, milloin korkoero (tai termiinikurssi) markan ja "korivaluuttojen" korkojen välillä on merkinnyt markkinoiden odottavan markan arvon sijaitsevan tietyn ajan päässä tulevaisuudessa vaihteluvälinsä sisällä ja milloin sellainen, että markan on odotettu siirtyvän vaihteluvälinsä ulkopuolelle. Näissä tutkimuksissa on tarkasteltu valuuttamarkkinoiden käsitystä vaihteluvälille rajatun valuuttakurssin uskottavuudesta (credibility). Tässä luvussa taas tarkastellaan kurssin kestävyyttä spekulatiivisen hyökkäyksen yksinkertaisen mallin näkökulmasta. Arvioidaan sijoittajien kiinnostusta spekuloida kiinnitettyä kurssia vastaan, kun keskuspankin mahdollisuudet puolustaa kurssia oletetaan rajallisiksi. Tässä ei tarkastella valuuttakurssin vaihteluvälin uskottavuutta, vaan valuuttakurssia verrattuna varjokurssiin, jonka odotettaisiin toteutuvan seuraavalla periodilla, jos valuutta silloin kelluisi.

Edellä mainituista uskottavuustesteistä ovat nimensä mukaisesti yksinkertaisimpia niin sanotut "simplest tests", joissa tarkastellaan ainoastaan korkoeroa ja valuuttakurssin asemaa vaihteluvälinsä reunoihin nähden. Olettaen kattamaton korkopariteetti voidaan laskea, siirtääkö korkoeron implikoima valuuttakurssin muutoksen odotusarvo kurssin vaihteluvälinsä ulkopuolelle. Samaa asiaa voidaan tarkastella valuutan termiinikurssin avulla. Tällaisia tarkasteluja koskien Suomen markan kurssia 1980- ja 1990-luvuilla on esitetty artikkeleissa Kontulainen - Lehmussaari - Suvanto (1990) ja Geadah - Saavalainen - Svensson (1992).

Niin sanotuissa Bertola - Svensson -tyyppisissä uskottavuustesteissä<sup>37</sup> on yritetty ottaa huomioon valuutan vaihteluvälin olemassaolon vaikutus kurssin muutosodotukseen. Korkoero kotimaisen ja ulkomaisen koron välillä on jaettu kahteen osaan. Korkoero muodostuu (kattamattoman korkopariteetin kautta) valuuttakurssin odotetusta muutoksesta vaihteluvälinsä sisällä ja koko vaihteluvälin siirtymisen odotusarvosta. Ensin kurssin muutos vaihteluvälinsä sisällä on ollut selitettävä muuttuja regressiossa, jonka yksinkertaisimmassa versiossa ainoa selittävä muuttuja on kurssin poikkeama vaihteluvälin keskivälistä. On siis oletettu, että toisaalta kurssin asema vaihteluvälinsä sisällä ja toisaalta kurssin odotettu muutos vaihteluvälinsä sisällä ovat stabiilissa yhteydessä toisiinsa. Mielekkäänä tuloksena on pidetty sitä, että kurssin odotetaan siirtyvän kohti vaihteluvälinsä keskustaa.<sup>38</sup> Kun korkoeron implikoimasta valuuttakurssin kokonaisuutoksen odotusarvosta vähennetään kurssin muutosodotus sen vaihteluvälin sisällä, saadaan valuuttaputken siirtymisen odotusarvo eli devalvaatio-(tai revalvaatio) odotus. Suomen markan vaihteluvälin uskottavuutta 1980- ja 1990-luvuilla on tällä tavalla tarkasteltu artikkeleissa Pikkarainen - Vajanne (1993), Vajanne (1993) ja Lehmussaari - Suvanto - Vajanne (1992). Näiden tarkastelujen tulokset ovat olleet keskenään hyvin samanlaisia, niihin palataan luvussa 4.4.

---

<sup>37</sup> Katso esimerkiksi Bertola - Svensson (1991).

<sup>38</sup> Bertola - Svensson -menetelmä ammentaa niin sanotusta target zone -teoriasta. Sen kirjallisuuskatsaus löytyy Svenssonin (1992b) artikkelista.

Uskottavuustestit eivät pohjaudu millekään kokonaistaloudelliselle makromallille, vaan muutamalle oletukselle valuutan arvon ja korkojen määräytymisestä ja yhteyksistä. Tässä luvussa sitävästoin oletetaan, että yksinkertainen monetaarinen malli määrää kiinteän kurssin oloissa maksutaseen nettoylijäämän kehityksen ja kelluvan kurssin oloissa valuuttakurssin arvon. Se on hyvin rajoittava lähtökohta varsinkin, kun monetaaristen mallien empiiristä selityskykyä yleensä vähintäänkin epäillään, kuten luvussa 3.1 esitettiin. Toisaalta se, että tarkastelu perustuu yleensä johonkin valuuttakursseja ja maksutasetta selittävään teoreettiseen malliin, antaa ainakin periaatteessa mahdollisuuden tehdä suoraan mallista johtopäätöksiä siitä, mitä makrotaloudellisia ilmiöitä on ollut kiinnostuksen kohteina olevien tapahtumien takana.

Tämän luvun empiirisessä tarkastelussa spekulatiivisten hyökkäysten todennäköisyys on ensisijaisesti tutkittava aihe. On tehty myös tutkimuksia, joissa on nimenomaan pyritty etsimään devalvaatioihin ja devalvaatio-odotuksiin vaikuttaneita makrotaloudellisia tekijöitä. Edin ja Vredin (1993) sekä Pikkarainen (1988) ovat muodostaneet Suomen tapauksessa regressiomalleja, joissa selitettävänä muuttujana on ollut devalvaation toteutuminen ja selittävinä on kokeiltu erilaisia makrotaloudellisia muuttujia. Vajanne (1993) muodostaa ensin valuuttakurssin vaihteluvälin siirtymisen odotusaikasarjan edellä kuvatulla Bertola - Svensson -metodilla ja selittää sitten saatuja odotuksia eri makrotaloudellisilla muuttujilla. Vajanteen metodi on sama, jota Lindberg, Svensson ja Söderlind (1991) käyttivät Ruotsin kruunun kurssia analysoidessaan.

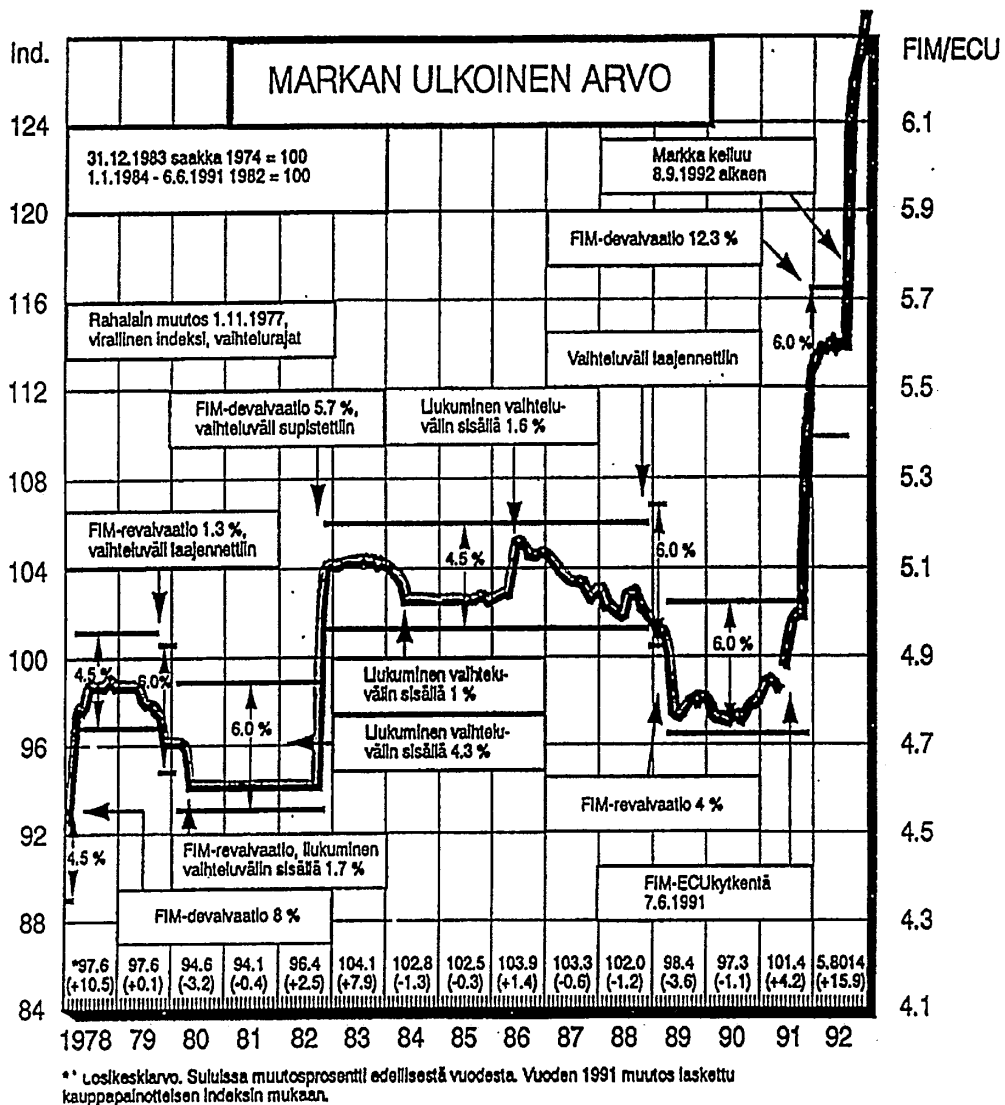
## 4.2 Suomen markan arvon vaihteluvälit ja vaihtelut ja niiden institutionaalinen tausta

Koko tarkastelujakson ajan tammikuusta 1985 elokuuhun 1992 Suomen markan arvolle oli voimassa virallinen vaihteluväli lukuunottamatta yhden päivän kestänyttä kellumista marraskuussa 1991. Aluksi markan arvon vaihteluvälin rajat määriteltiin vuodesta 1984 lähtien käytössä olleen ulkomaankauppapainoisen valuuttaindeksin arvoina. Kesäkuussa 1991 siirryttiin käyttämään markan ja ECU:n välistä kurssia vaihteluvälit määrittelevänä virallisena kurssina eli tapahtui niin sanottu ECU-kytkentä. Tässä tutkimuksessa markan kurssi esitetään koko ajanjaksolla valuuttaindeksinä.

Markan vaihteluväliä siirrettiin kaksi kertaa tarkasteluajanjakson aikana, ja jakso päättyy markan kellutuspäätökseen. Maaliskuussa 1989 markka revalvoitiin 4 %:lla, marraskuussa 1991 devalvoitiin 12.3 %:lla ja elokuussa 1992 laskettiin kellumaan, mistä seurasi heti voimakas devalvoituminen. Vaihteluvälin kokoa laajennettiin marraskuussa 1989 vähän ennen revalvaatiota  $\pm 2.25$  %:sta  $\pm 3$  %:iin. Silloin tällöin markan arvo vaihteli nopeasti muutamalla prosentilla ilmoitetun vaihteluvälin sisällä (katso kuvio 3). Maaliskuusta 1985 lähtien markan kurssin on annettu vaihdella päivittäin huomattavasti vaihteluvälin sisällä (Åkerholm 1987, 31; Lehmuusaari 1991, 6). Ainakin vuosien 1991 ja 1992 devalvaatio- ja kellutus-päätöksiä on pidetty "pakon edessä tehtyinä", eli niitä edelsivät suuret rahan ulosvirtaukset ja Suomen Pankin vaikeudet pitää markan arvo ilmoitetussa vaihteluvälissään. Markkaa vastaan on spekuloitu myös vuonna 1986 sekä lyhyin väliajoin syksystä 1989 lähtien (Lehmuusaari 1991, 6 - 7; Lehmuusaari - Suvanto - Vajanne 1992, 10 - 12). (Suomen Pankin vuosikirjat 1985 - 1992.)

Bretton Woods -valuuttakurssijärjestelmän loppumisen jälkeen vuonna 1971 Suomi kiinnitti yksipuolisesti valuuttansa Yhdysvaltain dollariin. Tästä luovuttiin vuonna 1973 dollarin kurssin heilahdellessa suuresti eurooppalaisiin valuuttoihin nähden. Vuodesta 1973 vuoteen 1977 markan arvo ei virallisesti ollut kiinnitetty mihinkään, mutta sen arvoa suhteessa erilaisiin valuuttakoreihin käytettiin valuuttakurssipolitiikan ohjenuorana. (Åkerholm 1987, 26) Marraskuussa 1977 valuuttakorijärjestelmä kirjattiin lakiin, joka astui voimaan vuoden 1978 alussa. Lain mukaan markan arvon sallittiin vaihdella ulkomaankauppapainoista valuuttakoria vastaan kulloinkin voimassa olevan vaihteluvälin sisällä. Valuuttaindeksin laskemistapaa muutettiin vuonna 1984 (Puro 1984). Kesäkuusta 1991 lähtien markan vaihteluväli määriteltiin ECUissa.

Kuvio 3. (Lähde: Suomen Pankki)



Päätöksiä koskien valuuttakurssipolitiikkaa ei Suomessa tehdä vain yhdessä päätöksentekoaikana toisin kuin teoreettisissa asetelmissä usein yksinkertaista oletetaan. Eduskunta asettaa lainsäädännöllisesti raamit koko järjestelmälle. Kun markan arvo on viime vuosikymmeninä ollut määriteltynä vaihteluvälille, toimeenpanevia päätöksiä on tehty karkeasti ottaen seuraavasti. Valtioneuvosto on päättänyt valuuttakurssin vaihteluvälistä Suomen Pankin tekemien ja Eduskunnan pankkivaltuuskunnan hyväksymien esitysten pohjalta. Suomen Pankin tehtävä on ollut huolehtia valuuttakurssin pysymisestä vaihteluvälillään. (Lehmussaari 1991, 3.)

1970-luvulla ja vielä 1980-luvun alussa valuuttakurssipolitiikan keskeinen tavoite oli pitää suomalaisten tuotteiden kansainvälinen hintakilpailukyky hyvänä. Tähän pyrittiin toistuvilla devalvaatioilla, jotka tapahtuivat usein suunnilleen samaan aikaan muiden Pohjoismaiden devalvaatioiden kanssa. Nämä maat kilpailivat paljolti samoilla vientimarkkinoilla. Valuuttakurssipolitiikalla pyrittiin myös estämään ulkomaisen inflaation leviämistä Suomeen. Vuosien 1979 ja 1980 revalvaatioilla oli tämä tavoite. Vielä 1980-luvun alussa kotimainen korkotaso voitiin pitkälti eristää muiden maiden koroista kansainvälisten pääomanliikkeiden rajoitusten ja kotimarkkinoiden rahamarkkinoiden sääntelyn takia. 1980-luvulla kotimaiset rahamarkkinat ja kansainväliset pääomanliikkeet vapautettiin vaiheittain melko täydellisesti. Sen seurauksena itsenäisen rahapolitiikan harjoittamisen mahdollisuus kiinnitetyn valuuttakurssin järjestelmässä on tullut rajoitetummaksi. Valuuttakurssipolitiikka on keskittynyt kotimaisen hintatason vakauttamiseen ja kotimaisen korkotason säätelyyn (Lehmussaari 1991, 6; Åkerholm 1987, 30 ja 1991, 8; Aaltonen - Aurikko 1989, 9 - 10.)

Toistuvat devalvaatiot ovat johtaneet toistuviin devalvaatiospekulaatioihin. Näitä koettiin Suomessa jo ennen kansainvälisten pääomanliikkeiden vapauttamista. Tällöin spekulointi tapahtui muun muassa ulkomaankauppaan liittyviä valuutakauppoja viivyttämällä tai aikaistamalla. Terminivaluuttamarkkinoiden vapautuminen Suomessa vuonna 1980 mahdollisti niiden käytön valuuttaspekuloinnissa. Ennen kansainvälisten pääomanliikkeiden vapauttamista valuuttaspekuloijien lukumäärä oli pieni. Rajoituksista johtuen vain lähinnä suurilla yrityksillä oli mahdollisuus spekuloida valuutalla. Pääomanliikkeiden rajoitusten "porsaanreikiä" mittava käyttö kansainvälisten pääomamarkkinoiden integroitua oli eräs tekijä, joka vaikutti kansainvälisten pääomanliikkeiden ja kotimaisten rahamarkkinoiden rajoitusten nopeaan purkamiseen 1980-luvun puolivälistä lähtien. Tämä kehitys yhdessä kansainvälisten rahamarkkinoiden kehittymisen ja vapautumisen kanssa on 1980-luvun puolivälistä lähtien tehnyt mahdolliseksi entistä nopeammat ja suuremmat spekulatiiviset hyökkäykset. (Lehmussaari 1991, 5; Suvanto 1991, 70; Starck 1988; Svensson 1993, 5.)

### 4.3 Markan kurssin kestävyysmittaaminen

Edellä mainituissa aikaisemmissa tämän työn tapaisissa empiirisissä tutkimuksissa on lähdetty liikkeelle melko suoraan Floodin ja Garberin (1984) esittämästä pienen avoimen talouden yksinkertaiseen monetaariseen malliin perustuvasta spekulatiivisen hyökkäyksen mallintamistavasta. Niin tehdään tässäkin. Oletetaan, että Suomen Pankin odotetaan puolustavan kiinnitettyä valuuttakurssia steriloiduilla spot-valuuttamarkkinainterventioilla siihen saakka, kun sen valuuttavaranto saavuttaa jonkin kaikille tunnetun alarajan, minkä jälkeen valuutta lasketaan

kellumaan ikuisiksi ajoiksi. Kun valuutta kelluu, sen arvo määräytyy siten, että vapaasti kelluva kurssi tasapainottaa kotimaisen valuutan kysynnän ja tarjonnan. Devalvoitumiseen johtavan spekulatiivisen hyökkäyksen odotetaan tapahtuvan diskreetin ajan tarkastelussa silloin, kun varjovaluuttakurssi on sama tai heikompi kuin edellisen periodin toteutunut kurssi. Varjokurssia verrataan siis vain toteutuneeseen valuuttakurssiin, jonka asemalla vaihteluvälinsä sisällä ei sinänsä ole tässä merkitystä. Spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyys seuraavalla periodilla voidaan laskea, kun oletetaan tunnetuiksi ne stokastiset prosessit, joiden perusteella sijoittajien oletetaan muodostavan käsityksensä eksogeenisten muuttujien tulevaisuuden arvoista.

### 4.3.1 Varjovaluuttakurssin yhtälö

Käytetään luvussa 3.1 esitettyä pienen avoimen talouden yksinkertaista monetaarista mallia diskreetissä ajassa. Malli on määritelty luvussa 3.1 yhtälöillä (1), (2), (3) ja (4). Kun yhtälöt (1), (2) ja (3) yhdistetään<sup>39</sup>, saadaan ensimmäisen asteen differenssiyhtälö<sup>40</sup>

$$s_{t+1} - \frac{1+b}{b} \cdot s_t = -m_t + p_t^* - b \cdot i_t^* + c \cdot y_t. \quad (24)$$

Kuten luvussa 3.2 oletetaan tässäkin, ettei valuuttakurssissa ole kuplaa. Ratkaistaan yhtälö (24) valuuttakurssin periodilla  $t+1$  suhteen.<sup>41</sup> Oletetaan valuuttakurssin riippuvan omasta arvostaan tulevaisuudessa tai toisin sanoen siihen vaikuttavien tekijöiden tulevaisuuden kehityksestä. Käytetään siis "forward looking" ratkaisua<sup>42</sup> yhtälölle (24):

$$s_t = -a + \frac{1}{1+b} \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{b}{1+b} \right)^j (m_{t+j} - p_{t+j}^* - c \cdot y_{t+j} + b \cdot i_{t+j}^*). \quad (25)$$

Yhtälön (25) avulla lasketaan seuraavan periodin varjovaluuttakurssin odotusarvo ja varianssi. Yhtälössä (25) rahan tarjonta  $m_t$  voidaan ilmaista yhtälön (4) avulla muodossa  $m_{t+j} = \log(D_{t+j} + R^a_z)$ , jossa  $z$  on se periodi, jolla valuutta lasketaan kellumaan. Koska nyt on kyse kiinteän valuuttakurssin regiimin jälkeisestä kulluvasta kurssista, niin valuuttavaranannosta on jäljellä vain vakioinen minimivarananto  $R^a$ .  $R^a$ :n paikalle sijoitetaan maksimivarananto  $R^y$ , kun lasketaan varjokurssia ehdolla "selling attack".

<sup>39</sup> Yhtälöä (3) käytetään nyt hetken aikaa deterministisessä muodossaan  $i_t = i_t^* + s_{t+1} - s_t$ .

<sup>40</sup> Yhtälö (24) vastaa luvun 3.2 jatkuvan ajan yhtälöä (10), jossa  $p^*$ ,  $i^*$  ja  $y$  oli oletettu vakioisiksi.

<sup>41</sup> Tällaisten differenssiyhtälöiden ratkaisemisesta katso esimerkiksi Sargent (1987, 176 - 179.)

<sup>42</sup> "Forward looking" -tasapaino on stabiili ja mielekäs (Sargent - Wallace 1973; Sargent 1987, 176 - 179).

Yhtälöstä (25) nähdään, että varjovaluuttakurssi riippuu siitä, miten rahan tarjonnan, ulkomaisen hintatason ja korkotason sekä kotimaisen tuotannon oletetaan tulevaisuudessa käyttäytyvän. Nämä ovat ne eksogeeniset muuttujat, jotka määräävät yksinkertaisessa monetaarisessa mallissa rahan kysynnän ja tarjonnan ja ne tasapainottavan kelluvan valuuttakurssin. Tässä tutkimuksessa oletetaan, että markkinat muodostavat käsityksensä näiden eksogeenisten muuttujien tulevaisuuden arvoista mukaisesti aikasarjojen toteutuneiden arvojen perusteella tiettyjen yhden muuttujan aikasarjamallien<sup>43</sup> mukaisesti. Kun estimoidaan tällaiset aikasarjamallit ja rahan kysyntäyhtälö, voidaan laskea odotusarvot ja varianssit varjovaluuttakurssille seuraavalla periodilla.

Varjovaluuttakurssin määräytyminen on yksinkertaisessa monetaarisessa mallissa yksinkertaista. Rahataloudella ei oleteta olevan minkäänlaista vaikutusta reaalitytönteeseen, jossa hinnat ovat täysin joustavat ja siten tuotanto jatkuvasti täystyöllisyystasolla, eikä rahatalouden ilmiöillä ole lyhyelläkään aikavälillä vaikutusta vaihtotaseen tai suhteellisiin hintoihin. Toisin sanoen tarkastelun ulkopuolelle jää monia sellaisia asioita, joita voisi intuitiivisesti pitää keskeisinä valuuttakurssien liikkeissä. Tällaisia ovat esimerkiksi kotimainen palkkakehitys, vaihtotase ja vaihtosuhte. Maksutaseen nettoylijäämää ja valuuttakurssia tarkastellaan puhtaasti monetaarisina ilmiöinä. Toisaalta kuten edellä on todettu, monetaarinen malli voi valottaa maksutasekriisin keskeisiä piirteitä. Esimerkiksi se, että tuotanto on eksogeeninen, voi tässä olla perusteltavissa oleva oletus. Spekulatiiviset hyökkäykset ovat usein hyvin nopeita tapahtumia, ja rahatalouden vaikutuksia reaalitytönteeseen pidetään yleensä hitaina.

### 4.3.2 Oletuksista

Käytettävät teoreettisten muuttujien empiiriset vastineet esitellään luvussa 4.3.4.

Oletetaan, että yhtälön (25) eksogeenisiä muuttujia muodostavat prosessit ja rahan kysyntäyhtälö eivät muutu, jos kurssi romahtaa. Ulkomaiselle hintatasolle ja kotimaiselle kokonaistuotannolle muodostetaan tarkasteluperiodin havaintojen perusteella aikasarjamallit, joiden avulla niille lasketaan ennusteet ja varianssit. Ulkomaisen koron oletetaan noudattavan satunnaiskulkua "without drift". Oletuksen paikkansapitävyyttä testattiin suorittamalla Dickey - Fuller -testi, jossa yksikköjuurihypooteesi jäi selvästi voimaan. Testituloksista tukee oletusta.

Rahan tarjonta eli yhtälön (25)  $m_t$  koostuu edellä esitetyllä tavalla siitä valuuttavarannosta, joka keskuspankillä on jäljellä hyökkäyksen tapahduttua (eli minimivarannosta tai maksimivarannosta) sekä kotimaisesta luotonannosta. Kotimainen luotonanto lasketaan<sup>44</sup> rahan määrän ja valuuttavarannon koon erotuksena.<sup>45</sup> Tällainen koko rahapolitiikkaa kuvastava keskuspankin luotonannon kotimainen komponentti on luonnollisesti hyvin aggregatiivinen. Kuten

---

<sup>43</sup> Yhden muuttujan aikasarjamalli on malli, jossa muuttujan kullakin periodilla saamaa arvoa selitetään samaisen muuttujan aiemmin saamista arvoilla. Tällaisista malleista katso esimerkiksi Harvey (1993).

<sup>44</sup> Katso luku 4.4.

<sup>45</sup> Samalla tavalla muodostavat kotimaisen luotonannon myös Cumby ja Van Wijnbergen (1989, 126) ja Goldberg (1988, 159 ja 177), katso luku 4.7 (lopussa).

ulkomaiselle hintatasolle ja kotimaiselle tuotannollekin, myös kotimaiselle luotonannolle muodostetaan aikasarjamalli.

Kotimainen luotonanto oletetaan eksogeeniseksi siten, että sama prosessi, joka on sen aikaan saanut ennen kurssin romahdusta, jatkuu muuttumattomana myös romahduksen jälkeen. Tämä oletus on merkityksellinen ja vahva. Kotimaisen luotonannon muutokset osoittautuvat varjovaluuttakurssiin ratkaisevasti vaikuttavaksi suureeksi. Olisi hyvä syy olettaa, että valuuttakurssiregiimin muutos vaikuttaisi rahan tarjontasääntöön. Lisäksi on kyseenalaista, voiko keskuspankin luotonannon kotimaista komponenttia mitenkään pitää täysin eksogeenisena, kun ainakin Suomessa keskuspankki näyttää paljolti pyrkineen estämään valuuttamarkkinainterventioidensa vaikutukset kotimaiseen likviditeettiin eli käytännössä steriloineensa interventionsa suurimmaksi osaksi.<sup>46</sup> Toisin sanoen näyttää siltä, että keskuspankin luotonannon kotimainen komponentti on riippuvainen valuuttavarannon muutoksista.

Eksogeenisille muuttujille muodostetaan yksinkertaiset Box - Jenkins - aikasarjamallit, jotka esitellään tarkemmin luvussa 4.3.5. Malleja muodostettaessa muuttujien havaintoajanjakso on sama kuin se ajanjakso, jolle lasketaan spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyydet. Tällaista menettelyä voidaan kritisoida siitä, että näin lasketut tarkasteluajanjakson alun ennusteet perustuvat tulevaisuuden havaintoihin. Goldberg (1988, 149 ja 1990, 10) estimoikin aikasarjamalliensa parametrit kullekin periodille liukuvan edellisten 18 kuukauden<sup>47</sup> havaintojen perusteella.<sup>48</sup> Tällä tavalla Goldberg välttää myös sen yksinkertaistavan oletuksen, että joka periodilla ennusteet muodostava prosessi on sama. Edellämainittuja lukuun ottamatta kaikissa muissa vastaavissa tutkimuksissa aikasarjamallit muodostetaan kuten tässä tutkimuksessa, eli stabiileina koko tutkimusajanjakson havaintojen perusteella. Muuten tässä tutkimuksessa ei käytetä yhtä yksinkertaistettuja menetelmiä kuin muissa vastaavissa tutkimuksissa. Blanco ja Garber (1986, 152) summaavat kaikki eksogeeniset muuttujat yhdeksi muuttujaksi, jolle he sitten muodostavat AR(1)-mallin. Grilli (1989, 9) muodostaa kotimaiselle luotonannolle AR(1)-mallin ja kaikkien rahan kysyntään vaikuttavien eksogeenisten muuttujien summalle yhteisen MA(1)-mallin. Cumby ja Van Wijnbergen (1989, 119) muodostavat kotimaisen luotonannon ensimmäiselle differenssille Holt-ennusteet, muita aikasarjamalleja he eivät muodosta. Monimutkaiset aikasarjamallit monimutkaistavat tulosten laskemista.

Oletetaan, että valuuttavarannon odotetaan pysyvän vakioisena minimiarvonsa kokoisena spekulatiivisen hyökkäyksen tapahduttua. Tuloksia laskettiin useilla eri valuuttavarannon minimiarvoilla (ja maksimiarvoilla). Mitään tiettyä käyttökel-poista alarajaa ei ole määriteltävissä teoriasta eikä empiriasta, kuten muun muassa Goldberg (1988, 45, 141) toteaa<sup>49</sup>. Sen takia tarkastellaan erikokoisten oletettujen minimivarantojen (ja maksimivarantojen) implikoimia varjokursseja.

---

<sup>46</sup> Tähän viittaavat myös Aaltonen ja Aurikko (1989, 55).

<sup>47</sup> Väitöskirjassaan Goldberg (1988) käyttää liukuvaa edellisiä 12 kuukautta.

<sup>48</sup> Goldberg dokumentoi menettelynsä sen verran epäselvästi, että lukija ei voi olla aivan varma, millä tavalla hän aikasarjamallinsa muodostaa.

<sup>49</sup> Katso myös esimerkiksi Vajanne (1993, 8).

Tässä työssä tarkasteltiin empiirisesti tilannetta, jossa keskuspankin valuuttavarannolle oletetaan alarajan lisäksi myös yläraja, jonka saavuttaminen merkitsee valuutan laskemista kellumaan tai sen revalvoimista. Grilli (1986) esittelee tällaista tilannetta teoreettisesti.<sup>50</sup> Luvussa 3.3.3 käsitellään yksityiskohtaisemmin maksimivaluuttavarannon olemassaolon mahdollisuutta. Vakioiset minimi- ja maksimivarannot määriteltiin ulkomaanvaluutassa "kiinteähintaisina". Toisin sanoen sekä valuuttakurssin muutokset että ulkomainen inflaatio vaikuttavat varannon minimi- ja maksimiarvoihin Suomen markkoissa mitattuna. Tietty minimi- tai maksimivaranto Suomen markkoissa laskettuna vaihteli yli ajan, se laskettiin seuraavasti:

$$R_t^a = S_t \cdot P_t^* \cdot RR^a . \quad (26a)$$

$$R_t^y = S_t \cdot P_t^* \cdot RR^y . \quad (26b)$$

$R_t^a$  ( $R_t^y$ ) on Suomen Pankin vapaan valuuttavarannon oletettu minimiarvo (maksimiarvo) markkoissa ilmaistuna.  $RR^a$  ( $RR^y$ ) on oletettu Suomen Pankin vapaan valuuttavarannon vakioinen reaalinen alaraja (yläraja).  $RR^a$ :lle kokeillaan myöhemmin esitettäviä tuloksia laskettaessa esimerkinomaisesti arvoja 25 ja 40 ja  $RR^y$ :lle vastaavasti arvoja 125 ja 140. Nämä arvot ovat suhdelukuja, joiden absoluuttisilla suuruuksilla ei ole merkitystä.

Kuviossa 6 on esitetty toteutunut Suomen Pankin vapaa valuuttavaranto tällä tavalla "reaalisena". Vaakasuorat viivat tarkoittavat vastaavia  $RR^a$ :n ja  $RR^y$ :n arvoja. Kuvion 6 reaalista valuuttavarantoa voi verrata markkamääräisiin valuuttavarantoihin, kuvion 4 viralliseen ja kuvion 5 vapaaseen valuuttavarantoon, joka on muodostettu vähentämällä virallisesta valuuttavarannosta Suomen Pankin termiinasema. Kuvioista 6 ja 7 näkyvät oletetut reaaliset valuuttavarantominimit ja -maksimit (suhdeluvut 25, 40, 125 ja 140) verrattuina toteutuneeseen vapaaseen valuuttavarantoon. Kuviossa 7 suureita tarkastellaan markkoissa mitattuina. Markkoissa mitatut minimi- ja maksimivarannot 25 ja 140 muuttuvat yli ajan. Ne vastaavat yhtälöiden (26a) ja (26b) muuttujia  $R_t^a$  ja  $R_t^y$ .

On selvää, että todellisuudessa päätös valuuttakurssin laskemisesta kellumaan ei synny pelkästään "reaalisen" valuuttavarannon koon perusteella. Periaatteessa regiimin muutokselle (tai yhtä hyvin minimi- ja maksimivarannoille) voisi ajatella konstruoitavaksi funktiota, jossa olisivat mukana esimerkiksi ulkomaankaupan määrä, kansantulo ja vaikkapa jonkinlainen mitta keskuspankin ulkomaisen luoton saatavuudelle. Tämäntapaisia funktioita itse asiassa onkin muodostettu Edinin ja Vredinin (1993) sekä Pikkaraisen (1988) devalvaatiopäätöksiä selittämään pyrkivissä tutkimuksissa. Regiimin muutosta selittävän funktion ei välttämättä periaatteessa tarvitsisi olla kovin monimutkainen, vaikka sen taustalla oleva todellisuus onkin. Voihan ajatella, että valuuttakurssin muutospäätökset tehdään lähinnä esimerkiksi valuuttavarannon koon ja korkoeron perusteella. Ne puolestaan

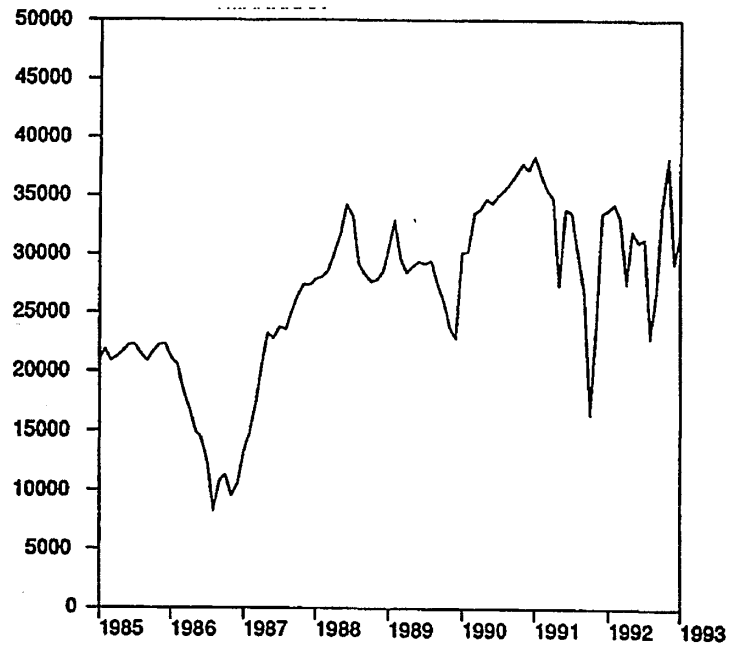
---

<sup>50</sup> Aikaisemmissa empiirisissä tutkimuksissa valuuttavarannon maksimiarvon olemassaolon mahdollisuutta ei ole otettu huomioon.

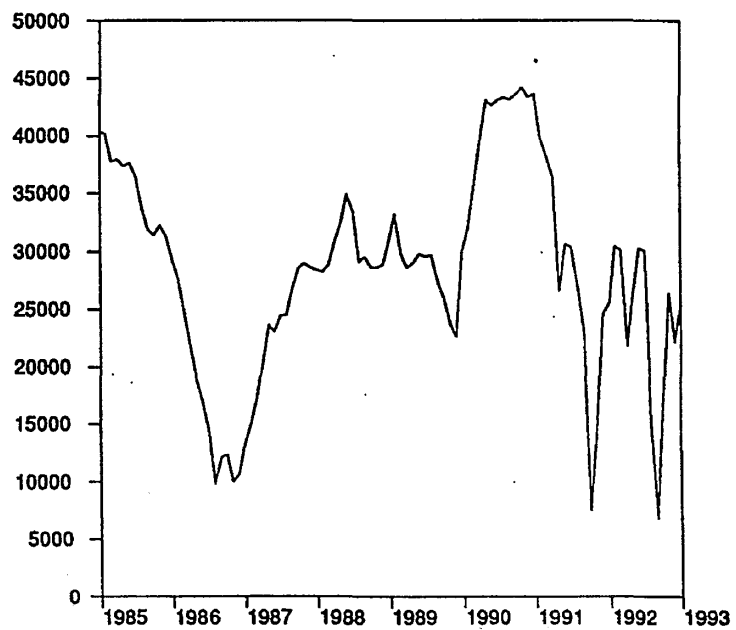


määräytyvät markkinoiden toiminnan seurauksena sen valtavan informaatiomäärän perusteella, joka markkinoilla on.

Kuvio 4. Suomen Pankin valuuttavaranto, milj. markkaa

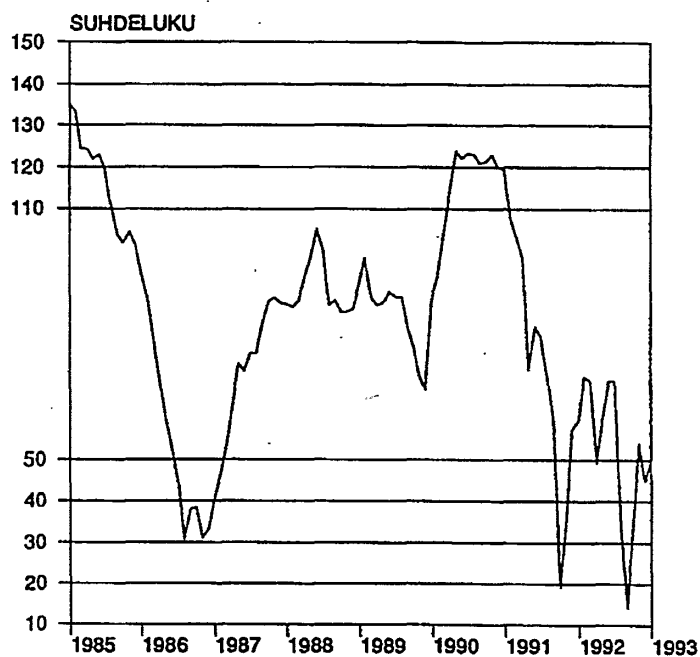


Kuvio 5. Suomen Pankin valuuttavaranto (terminipositio vähennetty), milj. markkaa



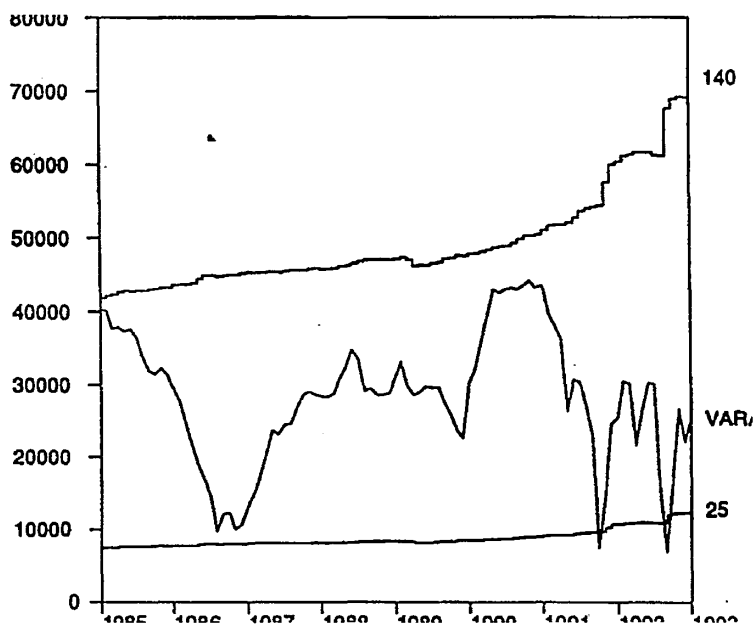
Kuvio 6

"Reaalinen valuuttavaranto", kiinteähintainen ulkomaan valuutassa



Kuvio 7

Suomen Pankin vapaa valuuttavaranto ja sen oletetut "reaaliset" rajat 25 ja 140, miljoonaa markkaa



Minimivaranto olisi luonnollisesti mahdollista määrittellä sijoittajien näkökulmasta stokastisena, kuten Cumby ja Van Wijnbergen (1989, 118) tekevät. Heidän käyttämänsä yksinkertainen tapa määrittellä minimivaranto tuskin muuttaisi kvalitatiivisesti asetelmaa tässä tarkastelussa, jossa eksogeenisia muuttujia muodostavat prosessit ovat stokastisia. Sen sijaan tulosten kannalta voisi olla

kiinnostavaa määritellä valuuttavarannon rajat siten, että sijoittajat oppisivat jotakin valtiovallan reaktioista. Tällaista tilannetta esitteli teoreettisesti jo Krugman (1979, 323). Sen voisi mallintaa esimerkiksi samantapaisesti kuin Willman (1989, 106 - 110) tekee, katso luku 3.3.2.

Oletetaan, että kelluttamispäätöksen asemesta valuuttaa ei odoteta devalvoitavan tai revalvoitavan ennen seuraavaa periodia johonkin muuhun arvoon, kuin mihin se kelluessaan asettuisi.<sup>51</sup> Uuden kiinteän kurssin täytyy luonnollisesti olla devalvaation tapahduttua varjokurssia heikompi ja revalvaation tapahduttua vastaavasti vahvempi. Muussa tapauksessa valuutan arvon uusi kiinnitys ei pysäyttäisi spekulatiivista hyökkäystä, vaan valuutan arvo muuttuisi väistämättä vähintään varjokurssia vastaavaksi.

Mahdollisuus siirtää kiinteää kurssia "yli tarpeen" ei ole tässä mahdollinen oletus siksi, että se muuttaisi spekulatiivisen hyökkäyksen tapahtumisen todennäköisyyksiä kellumisratkaisuun nähden. Tämä johtuu siitä, että jos esimerkiksi odotettaisiin suurta devalvaatiota (valuuttavarannon saavuttaessa minimiarvonsa), niin spekulatiivisesta hyökkäyksestä saatavan voiton odotusarvo voisi olla positiivinen, vaikka tässä laskettava varjokurssi olisi toteutunutta kiinteää kurssia heikompi, sillä varjokurssi on nimenomaan kelluva kurssi.

Jo Obstfeld (1984) totesi teoreettisesti kellutusoletuksen ja devalvaatiooletuksen eron, kuten luvussa 3.3.1 kerrottiin.<sup>52</sup> Oletus kiinteän kurssin siirtämisestä varannon tyhjentyessä olisi luonnollisesti mahdollinen lähtökohta empiirisesäkin tutkimuksessa. Odotetun devalvaation pitäisi silloin olla kooltaan tunnettu tai tunnetun stokastisen prosessin tuottama, kuten Blanco ja Garber (1986, 153) olettavat.

Kuten luvussa 3.1 esitettiin, yksinkertaisessa monetaarisessa mallissa oletetaan, että ostovoimapariteetti pätee. Tässä kuten myös Grillin (1989) sekä Cumbyn ja Van Wijnbergenin (1989) tutkimuksissa oletetaan poikkeamien ostovoimapariteetista olevan valkoista kohinaa. Blanco ja Garber (1986, 150) sekä Goldberg (1988, 148 ja 1990, 12) ennustavat systemaattista poikkeamaa ostovoimapariteetista aikasarjamalleilla samalla tavalla kuin muitakin eksogeenisiä muuttujia. Tämä vaikuttaa oudolta ja ainakin Suomen tapaukseen täysin sopimattomalta menettelyltä, sillä poikkeama ostovoimapariteetista ei ole tässä valuuttakurssista riippumaton muuttuja. Esimerkiksi Goldberg (1988, 149) laskee poikkeaman ostovoimapariteetista muodossa  $P(t)/S(t) - P^*(t)$ . Poikkeamaan ostovoimapariteetista vaikuttaa siis kotimaisen ja ulkomaisen hintatason lisäksi valuuttakurssi. Ei liene perusteltua varjokurssia laskiessa olettaa tällaisen muuttujan määräytyvän jonkin muuttumattoman itsenäisen prosessin mukaisesti. Valuuttakurssin muutos muuttaa määritelmällisesti poikkeamaa ostovoimapariteetista, siis yleensä myös valuuttakurssiregiimin muutos.

Kuviossa 8 näytetään poikkeama ostovoimapariteetista laskettuna Suomen kuluttajahintaindeksin, valuuttaindeksin ja valuuttakoripainoisen ulkomaisen kuluttajahintatason seuraavanlaisena funktiona:  $P(t)/[S(t) \cdot P^*(t)]$ . Suuret hyppäykset

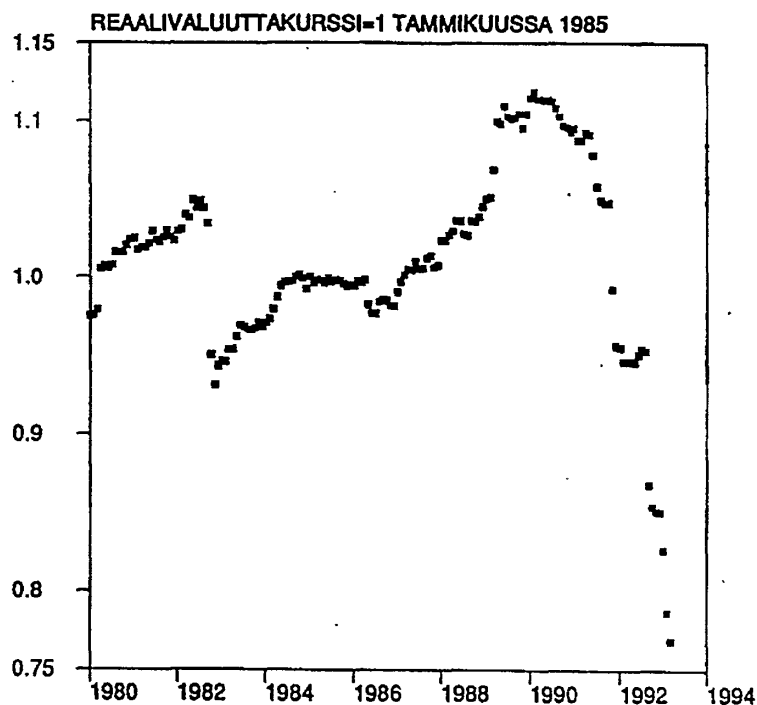
---

<sup>51</sup> Kuten edellä todettiin, valuutan vaihteluvälillä ei tässä analyysissä ole merkitystä, kun hyökkäystodennäköisyyksiä lasketaan. Nyt mainittu devalvaation tai revalvaation mahdollisuus ei siis välttämättä tarkoita vaihteluvälin siirtämistä vaan yleensä kiinnitetyn valuuttakurssin muuttumista, esimerkiksi valuuttakurssin arvon siirtymistä vain vaihteluvälinsä sisällä.

<sup>52</sup> Obstfeld (1984) kylläkin analysoi jatkuva-aikaista tilannetta. Hänen tuloksiaan ei voi suoraan yleistää jatkuvan ajan tarkasteluun.

poikkeamassa ostovoimapariteetista ovat luonnollisesti tapahtuneet juuri silloin, kun valuutan vaihteluväliä on siirretty. Systemaattisen poikkeaman ennustaminen tavallisen aikasarjamallin perusteella aiheuttaisi harhan varjovaluuttakurssiesitimaattiin. Jos ennustettavissa oleva poikkeama ostovoimapariteetista haluttaisiin tässä ottaa huomioon varjovaluuttakursseja laskettaessa, se pitäisi tehdä mallintamalla kotimainen hintataso jäykäksi sticky prices -tyyppisellä mallilla, mikä monimutkaistaisi analyysiä huomattavasti.<sup>53</sup>

Kuvio 8 Poikkeama ostovoimapariteetista (suhdeluku, ei yksiköitä)



Tässä tutkimuksessa käytetty ostovoimapariteettioletus on seuraavanlainen. Ulkomainen hintataso -muuttuja skaalattiin siten (annettuina kotimainen kuluttajahintaindeksi ja valuuttaindeksi), että edellisessä kappaleessa esitetty poikkeama ostovoimapariteetista oli tarkasteluajanjaksolla keskimäärin nolla. Varjovaluutta-

<sup>53</sup> Eräs näkökulma 1990-luvun alun valuuttakurssimuutoksiin saadaan tarkastelemalla kuviossa 8 esitettyä poikkeamaa ostovoimapariteetista kuvaavaa aikasarjaa, jota voisi kutsua myös reaalivaluuttakurssiksi. Tämä tarkastelu ei tietenkään sovi tässä tutkimuksessa käytettyyn teoreettiseen lähtökohtaan, jossa ostovoimapariteetin oletetaan pitävän. "Korimaita" korkeampi inflaatio oli 1980-luvun lopussa vahvistanut reaalivaluuttakurssia huomattavasti. Revalvaatio 1989 vahvisti sitä entisestään. Vuoden 1991 devalvaatio palautti reaalivaluuttakurssin "normaalitasolle", mutta se ei riittänyt. Vuonna 1992 alkaneen kellumisen aikana markka on heikentynyt voimakkaasti lisää. Eräs selitys, minkä tälle voi antaa, on ulkoisen tasapainon vaatima reaalisen valuuttakurssin heikkeneminen epäsymmetrisen negatiivisen reaali-shokin kohdatessa taloutta. Tällaisena tapahtumana muun muassa Svensson (1993, 8) pitää Suomen osalta Neuvostoliittoon suuntautuneen viennin romahtamista. Pelkästään vuonna 1991 Neuvostoliiton osuus Suomen viennistä laski 13 %:sta 5 %:iin.

kurssia laskettaessa oletettiin poikkeaman odotusarvon pysyvän kurssin romahdet-  
tua arvossa ikuisesti arvossa nolla.

Toinen tässä käytettävä oletus, jota perusteltiin ja arvioitiin luvussa 3.1, on kattamaton korkopariteetti. Eräs argumentti kattamattoman korkopariteetin käyttämisen puolesta on Svenssonin (1992a) arvio siitä, että korkoeroon sisältyvä riskipremio tuskin voi yleensä olla kovin suuri, kun kyseessä on valtio, joka on sitonut valuuttansa tietylle vaihteluvälille. Svensson jakaa riskipreemion kahteen osaan. Riskipreemion oletetaan johtuvan toisaalta valtuutan liikkeistä sen vaihteluvälin sisällä ja toisaalta vaihteluvälin muuttumisen odotuksista. Vajanne (1993, 102 - 106) arvioi riskipreemion kokoa Suomen markalle 1987 - 1991 Svenssonin tapaan. Vajanne toteaa, että riskipremio on ollut pieni, ellei odotusarvo markan vaihteluvälin siirtymiselle ole olleet huomattavan suuri tai/ja elleivät sijoittajat ole olleet hyvin riskiaversiivisiä. Kattamattoman korkopariteetin suorassa ekonometri-  
sessä testaamisessa ongelmaa tuottaa muun muassa niin sanottu peso-ongelma. Mainittakoon kuitenkin, että Holdenin, Kolsrupin ja Vikørenin (1993, 17) ekonometrinen tarkastelu tukee kattamattoman korkopariteetin oletusta Suomen markan ja valuuttakorin välillä vuosina 1978 - 1990. Tutkittu maturiteetti oli tässäkin tutkimuksessa käytetty yksi kuukausi.

### 4.3.3 Tulosten laskemistapa

Tässä luvussa esitetään empiirisen tutkimuksen tulosten laskeminen pääpiirteis-  
sään. Tarkemmin sitä jatketaan liitteessä 1.

Odotusarvo varjokurssille seuraavalla periodilla laskettiin siten, että oletettiin rahan tarjonnan tulevaisuudessa olevan valitun minimi- tai maksimivaluuttavarannon ja odotetun kotimaisen luotonannon summa (kotimainen luotonantoprosessi oletetaan muuttumattomaksi, kuten edellä on kuvattu). Seuraavalla periodilla tapahtuvan spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyyden laskemiseksi tarvitaan myös seuraavan periodin varjokurssin varianssi tarkasteluperiodilta katsottuna. Toisin sanoen eksogeenisten muuttujien arvojen ennustamiseen käytettyjen aikasarjamallien ja muiden oletettujen ennustusmenetelmien muodoista täytyy johtaa approksimaatit sille, kuinka paljon kyseisten eksogeenisten muuttujien tulevaisuuden odotusarvojen oletetaan keskimäärin muuttuvan seuraavalle periodille tullessa eli kuinka paljon varjokurssin oletetaan yleensä muuttuvan kahden peräkkäisen periodin välillä.

Eksogeenisiä muuttujia generoivien prosessien oletetaan olevan sellaisia, että niissä innovaatiot ovat normaalisesti jakautuneita.<sup>54</sup> Myös rahan kysyntäyhtälön

---

<sup>54</sup> Tämä oletus on periaatteessa ristiriidassa niiden oletusten ja mallinrakentamismetodin kanssa, joita on käytetty muodostettaessa aikasarjamallia keskuspankin luotonannon kotimaiselle komponentille. Estimoidessa rahan kysyntäyhtälöä ja aikasarjamalleja kaikille muille eksogeenisille muuttujille käytettiin muuttujia logaritmoituina (paitsi tietysti ulkomaista korkoa). Kotimaisen luotonannon aikasarjamalli piti muodostaa logaritmoimattomalle kotimaiselle luotonannolle, koska rahan tarjontamuuttuja laskettiin yhtälön (4) mukaisesti kotimaisen luotonannon ja minimi- tai maksimivaluuttavarannon summan logaritmina. Summan logaritmile ei voitu muodostaa aikasarjamallia, sillä sen logaritmi ei ole kaikilla  $t$ :n arvoilla määriteltä (silloin kun  $D < R^a$ ). Lisäksi tällä tavalla meneteltäessä olisi pitänyt estimoida oma aikasarjamallinsa jokaiselle minimi- ja maksimivaranto-oletukselle.

Yhtälöstä (4) nähdään, että jos logaritmoimattoman kotimaisen luotonannon arvoja muodostavassa prosessissa innovaatiot ovat normaalisesti jakautuneita, kuten aikasarjamallia muodostettaessa oletettiin, ei rahan tarjonnan logaritmin innovaatio ole normaalisesti jakautunut,

residuaalien oletetaan olevan normaalisesti jakautunutta valkoista kohinaa. Näistä oletuksista seuraa, että eksogeenisten muuttujien ennusteet ja niiden summana saatava varjokurssi seuraavalla periodilla ovat normaalisesti jakautuneita. Kun on laskettu varjokurssin odotusarvo ja varianssi edellä esitettyllä tavalla ja kun sen oletetaan olevan normaalisesti jakautunut, tunnetaan siten seuraavan periodin varjokurssin todennäköisyysjakauma. Siitä nähdään se todennäköisyys, jolla varjokurssi on heikompi ("selling attack" -tapauksessa vahvempi) kuin tämän periodin toteutunut valuuttakurssi. Tämä todennäköisyys on spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyys.

Estimoitu rahan kysyntäyhtälö oli muotoa

$$m_t - p_t = a - b \cdot i_t + c \cdot y_t + \sum_{q=1}^{11} k_q \cdot D1(q)_t + \sum_{r=1}^6 h_r D2(r)_t + \varepsilon_t \quad (27)$$

$D1(j)_t$ :t ovat kuukausi-indikaattorimuuttujia,  $D2(j)_t$ :t muita additiivisia indikaattorimuuttujia ja  $\varepsilon_t$  residuaali. Varjokurssin odotusarvoja ja variansseja laskettaessa periodin  $t$  varjokurssia käsitellään yhtälön (28) esittämässä muodossa.

$$s_t = -a + \frac{1}{1+b} \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{b}{1+b} \right)^j \left[ \log(D_{t+j} + R_t^a) - p_{t+j}^* - c \cdot y_{t+j} + b \cdot i_{t+j}^* + \sum_{q=1}^{11} k_q \cdot D1(q)_{t+j} + h_6 \cdot D2(6)_{t+j} \right] \quad (28)$$

Yhtälössä (28) näkyy muista indikaattorimuuttujista kuin kuukausivaihteluun liittyvistä vain  $D2(6)$ , joka huomioi lähdeveron vaikutusta rahan kysyntään. Kun joku muu  $D2$ :sista poikkei nolasta, siitä aiheutui sellainen hyppy kotimaisessa luotonannossa, että kyseisellä ja seuraavalla periodilla kotimaiselle luotonannolle ei voitu muodostaa perusteltuja ennusteita, sillä kotimainen luotonanto -muuttuja muodostettiin rahan määrän ja valuuttavarannon erotuksena luvussa 4.3.4 esitettä-

---

sillä "välissä" on logaritmointi. Tästä seuraa, että seuraavan periodin varjokurssi ei ole normaalisesti jakautunut vastoin spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyyttä laskettaessa käytettyä oletusta. Lasketut hyökkäystodennäköisyydet ovat tässä mielessä harhaisia. Varjokurssiestimaateissa harhaa ei ole. Harha tuloksissa ei liene kvalitatiivisesti merkittävä.

Tulosten laskemista esittelevässä liitteessä 1 näytetään, miten varjokurssien odotusarvot ja varianssit tarkalleen ottaen lasketaan. Rahan tarjonnasta otetaan Taylor-approksimaatio, kun tuloksia ryhdytään laskemaan. Tästä johtuu, että rahan tarjonnan varianssitermissä innovaation varianssista ei oteta logaritmia. Myös ainakin Cumby ja van Wijnbergen (1989, 120) käyttävät vastaavassa tilanteessa Taylor-approksimaatiota, vaikka laskevat tulokset muuten hieman tästä tutkimuksesta poiketen. Linearisaatio aiheuttaa heidän tuloksiinsa samanlaisen harhan kuin mitä tässä on. He eivät kommentoi asiaa. Blanco ja Garber (1986) sekä Goldberg (1988 ja 1990) laskevat tuloksia toisenlaisilla metodeilla eivätkä törmää tässä esitettyyn ongelmaan.

vällä tavalla. Tällaisille periodeille ei varjokursseja ja hyökkäystodennäköisyyksiä laskettu ollenkaan.<sup>55</sup> Tästä johtuvat niiden kuvioissa 9 - 12 näkyvät puuttuvat periodit (kuviot luvussa 4.4). D2(6) saa arvon yksi jokaisella periodilla lähdeverolain tultua voimaan, joten se aiheutti "epäjatkuvuuskohdan" kotimaisen luotonannon aikasarjaan vain ensimmäisellä periodilla, kun D2(6) saa arvon yksi. Indikaattorimuuttujat esitellään luvussa 4.3.5.

Varjovaluuttakurssien odotusarvot laskettiin ottamalla joka periodilla  $t$  odotusarvo  $E_t(s_{t+1})$  yhtälön (28) mukaisesta seuraavan periodin  $t+1$  varjokurssista  $s_{t+1}$ . Periodin  $t+1$  varjokurssin varianssi periodilta  $t$  tarkasteltuna  $\text{var}_t(s_{t+1})$  laskettiin myös yhtälön (28) perusteella. Varianssin poikkeaminen nolasta seurasi siitä, että muuttujien  $D$ ,  $p^*$ ,  $y$  ja  $i^*$  ennusteet hetkellä  $t+1$  eivät olleet vielä tiedossa hetkellä  $t$ , vaan niihin vaikuttivat käytettyjen aikasarjamallien osoittamalla tavalla niitä tuottamaan oletettujen prosessien innovaatiot myös periodilla  $t+1$ . Nämä innovaatiot olivat luonnollisesti periodilta  $t$  katsottuina stokastisia.

Periodilta  $t$  tarkasteltuna todennäköisyys sille, että spekulatiivinen hyökkäys tapahtuu seuraavalla periodilla  $t+1$ , laskettiin devalvoivan hyökkäyksen osalta seuraavasti:

$$\pi_t = \Pr_t(s_{t+1}^a > s_t^f) \quad (29)$$

ja revalvoitumiseen johtavan hyökkäyksen osalta seuraavasti:

$$\lambda_t = \Pr_t(s_{t+1}^y < s_t^f) . \quad (30)$$

Yhtälöissä (29) ja (30)  $\pi_t$  kuvaa sitä, kuinka todennäköisenä periodilla  $t$  pidettiin sitä, että periodilla  $t+1$  spekulatiivinen hyökkäys pienentää valuuttavarannon alarajalleen ja valuutta lasketaan kellumaan. Vastaavasti  $\lambda_t$  kuvaa periodilla  $t+1$  tapahtuvan valuuttavarannon maksimiarvoonsa kasvattavan spekulatiivisen hyökkäyksen tapahtumisen todennäköisyyttä periodilta  $t$  katsottuna.  $\Pr$  on todennäköisyysoperaattori.  $s_t^f$  on periodilla  $t$  toteutunut (ilmoitetun vaihteluvälin sisällä sijaitseva) kurssi. Yhtälössä (29)  $s_{t+1}^a$  on se varjovaluuttakurssi, joka on laskettu olettaen, että valuuttavaranto on pienentynyt alarajalleen. Vastaavasti yhtälössä (30)  $s_{t+1}^y$  on varjovaluuttakurssi, joka on laskettu siten, että yhtälössä (28) on  $R_t^a$ :n paikalla  $R_t^y$  eli oletettu maksimivaluuttavaranto. Yhtälöiden (29) ja (30)  $s_{t+1}$ :t ovat siis keskenään eri lukuja jokaisella periodilla  $t$ . Lisäksi kun  $\pi_t$ :lle laskettiin arvoja useilla erilaisilla oletuksilla koskien valuuttavarannon koon alarajaa, sijoitettiin varjovaluuttakurssia laskettaessa yhtälöön (28)  $R_t^a$ :n paikalle eri kokoisia valuuttavarannon alarajoja. Näin lasketut  $s_{t+1}$ :t olivat luonnollisesti nekin keskenään eri kokoisia.

---

<sup>55</sup> Yhden periodin "viive" aiheutui siitä, että kotimaisen luotonannon ennusteiden laskemiseen käytettiin sille estimoitua ARIMA(0,1,1)-mallia, jolla muodostettuihin ennusteisiin vaikuttaa muuttujan kahden viimeisimmän havainnon arvot.

#### 4.3.4 Aineisto

Ellei toisin ole mainittu, data on saatu Suomen Pankin tietokannoista. Työ tehtiin käyttämällä kuukausiaineistoa, sillä tiheämpifrekvenssistä dataa ei ollut saatavissa kaikista muuttujista. Tiheämmästä frekvenssistä olisi ollut hyötyä, sillä valuuttavarannon ja korkotason hyvinkin nopeat heilahtelut ovat keskeisiä ja tavallisia elementtejä spekulatiivisten hyökkäysten tarkastelussa. Kotimainen hintataso on kuluttajahintaindeksi. Kokonaistuotantoa kuvattiin reaalisen kokonaistuotannon kuukausikuvaajalla. Valuuttakurssi on Suomen Pankin virallinen valuuttaindeksi ECU-kytkentään asti ja sen jälkeen Suomen Pankin tilasto-osaston vastaavalla tavalla laskema ECU-koripainoinen indeksi. Kotimaisena korkona on käytetty yhden kuukauden termiinikorkoa, sillä HELIBOR-korkoa ei noteerattu vielä tarkasteluperiodin alussa. Termiinikorot ovat seuranneet hyvin tiiviisti sijoitusto-distusmarkkinoiden korkoja (Aaltonen - Aurikko 1989, 63.)

Ulkomainen korko on Suomen Pankin laskema valuuttaindeksin painokertoimilla painotettu yhden kuukauden niin sanottu korikorko. Koska korikorkoa ei ollut saatavissa ajalle ennen vuotta 1987, käytettiin tämän suureen asemesta vuosille 1985 ja 1986 valuuttaindeksin neljän tärkeimmän valuutan koripainojen mukaan painotettua lyhyiden markkinakorkojen aritmeettista keskiarvoa. Korkojen keskiarvo oli aritmeettinen, sillä valuuttaindeksi laskettiin bilateraalisten valuuttakurssien geometrisena keskiarvona (Åkerholm 1987, 31; Puro 1984, 29 - 30). Lähteenä käytettiin IMF:n julkaisua International Financial Statistics. Ulkomainen hintataso on Suomen Pankissa laskettu korivaluuttojen kuluttajahintaindeksien painotettu keskiarvo. Sen skaalaus on esitetty luvussa 4.3.2.

Reaalinen rahan kysyntä estimoitiin raha-aggregaatille M1. Valuuttavarantona käytettiin niin sanottua vapaata valuuttavarantoa, eli Suomen Pankin virallista valuuttavarantoa, josta on vähennetty samaisen pankin termiinipositio. Valuuttavarannon likviditeettivaikutusta "M1-tasolla" approksimoitiin kertomalla se yli ajan vaihtelevalla rahakertoimella, joka muodostettiin siten, että M1 jaettiin virallisella rahaperustalla. Virallinen rahaperusta on kansainvälisen standardin mukaan laskettu "base money" (Jokinen 1991, 8; Kuosmanen - Suvanto 1991, 18). Kotimainen luotonanto "M1-tasolla" laskettiin M1:n ja rahakertoimella kerrotun vapaan valuuttavarannon erotuksena. Virallisen rahaperustan paikalla kokeiltiin myös Kuosmanen ja Suvannon (1991, 18 - 20) esittämää "vaihtoehtoista rahaperustaa", joka ei sisällä kassavarantotalletuksia. Koska Kuosmanen ja Suvannon rahaperusta on virallista rahaperustaa pienempi, oli saatu rahakerroin vastaavasti suurempi. Tämän seurauksena näin lasketun varjovaluuttakurssin vaihtelut olivat selvästi suurempia kuin virallisella rahaperustalla lasketun. Tulokset eivät kvalitatiivisesti juuri poikenneet virallisen rahaperustan avulla lasketuista, joten niitä ei esitetä.

#### 4.3.5 Rahan kysyntäregressio ja aikasarjamallit

Rahan kysyntäyhtälön ja aikasarjamallien muodostaminen suoritettiin Survo 84C, RATS ja Microfit -ohjelmistoilla. Kaikki mallit estimoitiin koko tarkasteluajan jaksolle eli tammikuusta 1985 elokuuhun 1992.

Parametrit a, b ja c saatiin muodostamalla M1:n kysynnälle regressiomalli. Koska haluttiin välttää kotimaisen korkotason mahdollisen endogeenisuuden aiheuttama harha parametreissa, käytettiin 2SLS (two stage least squares)-menetel-



mää, jossa ensin muodostettiin PNS-malli kotimaiselle korkotasolle. Ensimmäisessä regressiossa selittävinä muuttujina käytettiin kotimaista korkoa yhdellä viiveellä ja ulkomaista korkoa. Toisessa vaiheessa estimoitiin yhtälöä (1) vastaava regressio käyttäen kotimaisen koron paikalla ensimmäisen regressioon sovitetta. Myös M1-regressio toteutettiin tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä. Rahan kysynnän estimointitulokset esitetään taulukossa 1.

Rahan kysyntä estimoitiin yhtälön (1) mukaisen rahan kysynnän teoreettisen perusmallin mukaan. Ekonometrisissa sovelluksissa tavallista osittaissopeutumismallia<sup>56</sup> ei käytetty, sillä se olisi monimutkaistanut ratkaisevasti seuraavan periodin varjokurssin odotusarvon ja varianssin laskemista. Kun osittaissopeutumismallia ei käytetty, PNS-regression virhetermi havaittiin autokorreloituneeksi. Tavallinen reaktio tähän on käyttää sellaista estimointimenetelmää, joka sallii virhetermin olevan AR- tai MA-prosessin tuote. Tällaista mallia käytettäessä varjokurssin odotusarvojen ja varianssien laskeminen ei olisi juuri poikennut luvussa 4.3.3 esitetystä. Tällaisen mallin käytöstä olisi seurannut, että korkosemijousto  $b$  olisi ollut rahan kysynnän "short term semijousto", joka on selvästi pienempi kuin "long term semijousto". "Short term" semijoustoä käytettäessä suurin osa koron "long term" vaikutuksesta rahan kysyntään olisi näkynyt vain niissä parametreissa, joilla virhetermiä selitetään sen itsensä aiemmin saamien arvojen avulla. Varjokurssin odotusarvojen ja varianssien laskemisessa keskeinen parametri  $b$  olisi sisältänyt vain pienen osan siitä kokonaisvaikutuksesta, joka korolla (myös viiveellä) on rahan kysyntään. Pitkälle tulevaisuuteen katsottaessa koron vaikutus rahan kysyntään viiveellä olisi ollut harhainen: liian pieni, sillä virhetermin ennuste kaukana tulevaisuudessa ei olisi tätä vaikutusta välittänyt. Ei vaikuttanut perustellulta käyttää tällaista menetelmää. Esimerkiksi yhtälössä (25) nähdään koron semijoustoestimaatin keskeinen rooli varjokurssia laskettaessa. Kaikki muutkin samaa empiiristä lähestymistapaa soveltaneet<sup>57</sup> ovat päätyneet rahan kysynnän mallintamiseen ei-dynaamisena tavallisella pienimmän neliösumman menetelmällä.

Tavallisen pienimmän neliösumman menetelmän käyttämisestä seurasi, että Durbin - Watson testisuureen arvo 1.236 osoittaa selvää autokorrelaatiota yhdellä viiveellä. Suoritettiin myös portmanteau-testi, jolla testataan residuaalien autokorreloituneisuutta yleensä. Tarkasteltiin autokorrelaatiokertoimia 27 ensimmäisellä viiveellä.<sup>58</sup> Nollahypoteesi eli se, että residuaalit ovat valkoista kohinaa, ei tullut hylätyksi 1 %:n riskitasolla, mutta 95 %:n luottamusväliä käytettäessä se jo hylättiin. Nämä testitulokset antavat kuvan melko selvästä autokorreloituneisuudesta. Parametristimaatteja voitaneen tässä mielessä pitää harhaisina.

Rahan kysyntäregressiossa käytettiin selittävinä muuttujina koron ja tuotannon lisäksi logaritmitasolla additiivisia (siis logaritmoimattomina multiplikatiivisia) kuukausi-indikaattorimuuttujia  $D1(1) - D1(11)$ . Muut käytetyt tasoindikaattorimuuttujat ottavat huomioon samat poikkeustekijät, joita varten Ripatti (1993, 55 -

---

<sup>56</sup> Yleensä rahan kysyntäyhtälöä estimoitaessa oletetaan kysytyn rahan määrän (tai reaalisen määrän) sopeutuvan hitaasti muutoksiin kysyntään vaikuttavissa tekijöissä, katso esimerkiksi Goldfeld - Sichel (1990, 325).

<sup>57</sup> Katso luvun 4 alku.

<sup>58</sup> Portmanteau-testi on Lagrangen kertoimen testi, jossa tarkastellaan autokorrelaatiokertoimia usealla viiveellä yhtäaikaan.

57) käyttää indikaattorimuuttujia rahan kysyntää mallintaessaan. Niitä käytettiin pankkilakon (D2(1) - D2(3), tammikuu-maaliskuu 1990), 24 kuukauden verottomien talletustilien alkamisen (D2(4), joulukuu 1988) ja samojen tilien loppumisen (D2(5) joulukuu 1990) sekä vuoden 1991 alusta lähtien kerätyn pankkitalletusten lähdeveron (D2(6)) M1:n määrään kohdistuvien vaikutusten huomioimiseen regressiossa. Indikaattorimuuttujat D2(1) - D2(5) saavat kukin edellä mainitulla yhdellä periodilla arvon yksi ja muualla arvon nolla. D2(6) saa arvon yksi tammikuusta 1991 lähtien joka periodilla arvon yksi, ja joulukuuhun 1990 saakka arvon nolla.

Taulukko 1 Rahan kysyntäyhtälön estimointi kaksivaiheisella pienimmän neliösumman menetelmällä

Estimointiperiodi: tammikuu 1985 - elokuu 1992  
 Frekvenssi: kuukausittaiset havainnot  
 (Havaintojen lukumäärä 92)

Taulukko 1.1

Vaihe 1:  
 Instrumentaalimuuttujan luominen korolle

Selitettävä muuttuja: kotimainen korko  $i_t$

<u>muuttuja</u>	<u>kerroin</u>	<u>t-arvo</u>
vakio	0.5329	0.4992
$i_{t-1}$	0.5751	6.6458
$i_t^*$	0.4868	3.2778
resvar	1.62	
$R^2$	0.6213	
DW	1.811	

Käytetyt symbolit

$i_{t-1}$	kotimainen korko viiveellä 1
$i_t^*$	ulkomainen korko
resvar	residuaalin varianssi
$R^2$	selitysaste
DW	Durbin - Watson -testisuure

## Taulukko 1.2

Vaihe 2:

Selitettävä muuttuja: rahan reaalikysyntä m - p

<u>muuttuja</u>	<u>kerroin</u>	<u>t-arvo</u>
vakio	7.7008	36.746
instr	-1.1372	-7.1397
y	0.8068	18.876
D1(1)	0.0043	0.3546
D1(2)	-0.0053	-0.4369
D1(3)	-0.0364	-3.0239
D1(4)	-0.0403	-3.4770
D1(5)	-0.0523	-4.4962
D1(6)	-0.0242	-2.0773
D1(7)	0.0742	5.8297
D1(8)	-0.0029	-0.2482
D1(9)	-0.0321	-2.6951
D1(10)	-0.0377	-3.1650
D1(11)	-0.0418	-3.5071
D2(1)	0.0898	3.9393
D2(2)	0.1231	5.4154
D2(3)	0.0051	2.2393
D2(4)	-0.0571	-2.5443
D2(5)	0.1124	4.9626
resvar	0.000412	
R <sup>2</sup>	0.8986	
DW	1.236	

### Käytetyt symbolit

instr	1.vaiheen mallin sovite (kotimaiselle korolle)
y	BKT:n kuukausikuvaajan logaritmi
D1(1)	1 tammikuussa, 0 muualla
...	
D1(11)	1 marraskuussa, 0 muualla
D2(1) - D2(6)	selitetty edellä
resvar	residuaalin varianssi
R <sup>2</sup>	selitysaste
DW	Durbin - Watson testisuure

Skaalaparametriksi c saatiin 0.81 ja M1:n korkojoustoksi b -1.14. Kumpikaan näistä tuloksista ei ole ristiriidassa ainakaan kaikkien suunnilleen samalle periodille aiemmin tehtyjen rahan kysyntätutkimusten kanssa, katso esimerkiksi Ripatti (1993) ja Mikkola (1989). Skaalamuuttujan ja korkomuuttujan parametrit

ovat merkitseviä. Mahdollista autokorreloituneisuutta on tulkittu edellä. Suoritettu Cusum-testi ei indikoinut rahan kysyntäyhtälön olevan epästabiili.

Kotimaisen tuotannon logaritmile sovitettiin SARIMA(0,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub>-malli, ulkomaisen hintatason logaritmile SARIMA(0,2,1)(0,0,1)<sub>12</sub>-malli ja keskuspankin luotonannon kotimaiselle komponentille ARIMA(0,1,1)-malli. Estimointitulokset esitetään taulukoissa 2 - 4. Kotimaisen tuotannon ja ulkomaisen koron aikasarjamallien muodostamisessa ei ollut vaikeuksia. Selitysasteet ovat korkeita ja parametrit merkitseviä. Edellä jo esitettiin epäilyksiä kotimaisen luotonannon aikasarjamallin muodostamisen mielekkyydestä. Yksinkertaisen aikasarjamallin muodostaminen kotimaiselle luotonannolle ei ollutkaan ongelmatonta. Päädyttiin malliin, jossa kotimaisen luotonannon ensimmäinen differenssi mallinnettiin MA(1)-prosessina. Parametriestimaatti ei ollut merkitsevä 5 prosentin riskitasolla.

Taulukko 2 Kotimaisen tuotannon logaritmin SARIMA (0,1,1)(0,1,1)<sub>12</sub>-malli

$$\nabla\nabla_{12}y_t = (1 + \theta_1L)(1 + \theta_2L^{12})Z_t$$

	<u>parametri</u>	<u>kerroin</u>	<u>t-arvo</u>
	$\theta_1$	-0.4369622	-4.509974
	$\theta_2$	-0.6055622	-5.911507
$R^2$	0.94840602		
see	0.0152772592		
Q(27)	29.0921		

Taulukko 3 Ulkomaisen hintatason logaritmin SARIMA(0,2,1)(0,0,1)<sub>12</sub>-malli

$$\nabla^2p_t^* = (1 + \theta_1L)(1 + \theta_2L^{12})Z_t$$

	<u>parametri</u>	<u>kerroin</u>	<u>t-arvo</u>
	$\theta_1$	-0.8413078	-14.39059
	$\theta_2$	0.2139642	1.922639
$R^2$	0.99913080		
see	0.0026984502		
Q(27)	19.7918		

Taulukko 4 Keskuspankin luotonannon kotimaisen komponentin ARIMA(0,1,1)-malli

$$\nabla D_t = (1 + \theta)Z_t$$

	<u>parametri</u>	<u>kerroin</u>	<u>t-arvo</u>
	$\theta$	0.1078817	0.9725558
$R^2$	0.79513071		
see	18781.172		
Q(27)	13.4578		

Taulukoissa 2 - 4  $\nabla$  on differenssioperaattori, L on viiveoperaattori ja  $Z_t$  riippumattomasti  $N(0; \text{see}^2)$ -jakautuneita innovaatioita.  $R^2$  on selitysaste, see on residuaalin keskivirhe ja  $Q(27)$  on portmanteau-testisuure 27 viiveellä. Estimointiperiodi on 1985M1 - 1992M8, havaintojen lukumäärä on 92.

## 4.4 Tulokset

Varjokurssien laskemisessa lähdettiin siitä, että on olemassa jotkin kaikkien tuntemat valuuttavarantojen minimi- ja maksimitasot, joiden saavuttamisesta seuraa valuutan laskeminen kellumaan tai kurssin saman suuruinen muuttaminen ja uusi kiinnittäminen. Kuvioissa 6 ja 7 (luvussa 4.3.2) esiteltiin oletetut "reaaliset alarajat" (suhdeluvut) 25 ja 40 ja ylärajat 140 ja 125 yhdessä vapaan valuuttavarannon kanssa.

Vastaavat varjovaluuttakurssit on esitetty kuvioissa 9.1, 10.1, 11.1 ja 12.1 ja spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyydet kuvioissa 9.2, 10.2, 11.2, 12.2. Kotimainen luotonanto oli tarkasteluajanjakson alussa niin pieni, että devalvaatio-spekulaatioihin liittyvää varjovaluuttakurssia ei ole silloin määritelty. Odotettu rahan tarjonta on tällöin negatiivinen (eli mieletön), koska hyökkäyksen tapahtuessa valuuttavaranto putoaa minimiarvoonsa. "Selling attack" -tapauksissa varjokurssi on määritelty silloinkin, sillä odotettua rahan tarjontaa nostaa se, että hyökkäyksen odotetaan nostavan valuuttavarannon ylärajalleen. Kuvaajissa nähtävät katkokset vuodenvaihteissa 1988 - 1989, 1989 - 1990 ja 1990 - 1991 johtuvat siitä, että indikaattorimuuttujien  $D2(1) - D2(5)$  saadessa arvon yksi ja seuraavalla periodilla ei tuloksia ole laskettu. Tämä perusteltiin luvussa 4.3.3.

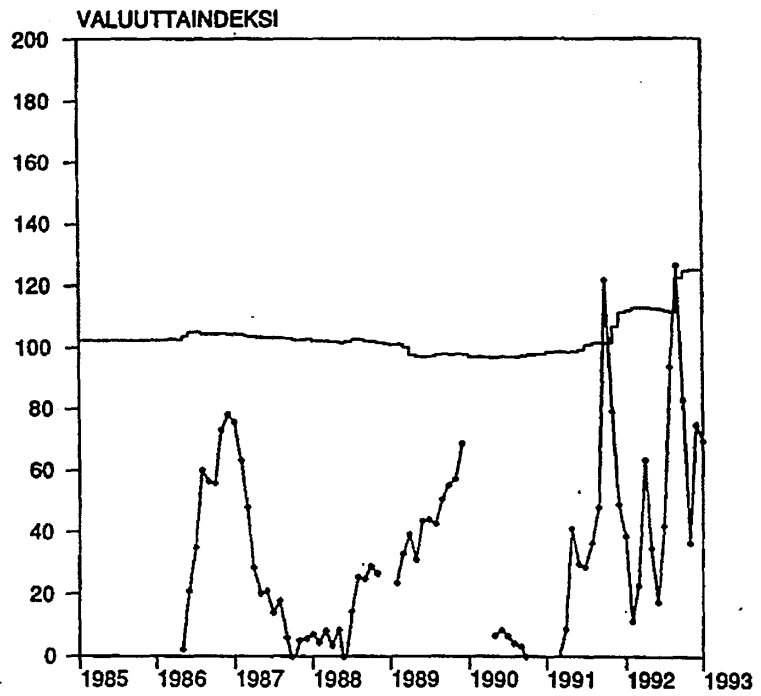
Varjovaluuttakursseja ja hyökkäystodennäköisyyksiä esittävät kuviot ulottuvat vuoden 1993 alkuun saakka. Arvot elokuun 1992 jälkeen on vertailun vuoksi esitetty, vaikka ne eivät kuulu varsinaiseen tarkasteluperiodiin. Niiden laskeminen on siinä mielessä tutkimuksen oletusten vastaista, että silloin markan kurssi jo kellui, eikä spekulatiivinen hyökkäys edes ole samassa mielessä mahdollinen kuin kurssin ollessa kiinnitetty.

Tarkasteluajanjakson alun tuloksia tulkittaessa on otettava huomioon, että silloin Suomessa rahamarkkinat olivat vielä osin säädellyt. Vaikka tässä tutkimuksessa estimoitu rahan kysyntäfunktio oli jo tuolloin stabiili, poikkesivat olosuhteet rahamarkkinoilla siitä, millaisiksi ne ovat sen jälkeen kehittyneet. Rahoitusmarkkinoiden vapautumisen keskeisimpien vaiheiden on yleensä katsottu ajoittuneen vuosiin 1986 ja 1987.

Devalvaatio-spekulaatioihin liittyvissä varjokursseissa ja vastaavissa devalvoitumistodennäköisyyksissä näkyvät selvinä piikkeinä vuosien 1986, 1991 ja 1992 devalvaatio-spekulaatiot (katso kuvio 9.2). Vuoden 1991 devalvaation ja vuoden 1992 kellutus päätöksen aikaan varjokurssi nousee kiinteän kurssin yläpuolelle jo silloin kun reaaliavarantojen minimiarvoksi on oletettu suhdeluku 25. Näissä tapauksissa myös spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyys nousee yli 0.5:n. Kun varantojen alarajaa on korotettu 40:een, ovat myös vuoden 1986 devalvaatio-spekulaatiot tapahtuneet tilanteissa, jossa tässä laskettu varjokurssi on keskuspankin puolustamaa kurssia heikompi. Tällöin spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyys nousee lähelle yhtä kaikissa näissä kolmessa tapauksessa. Kuten on

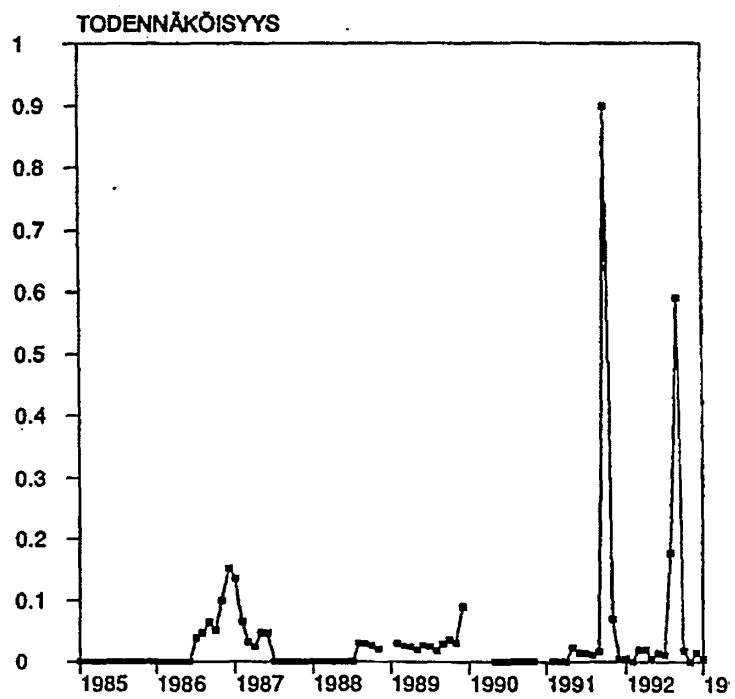
Kuvio 9.1

Virallinen valuuttaindeksi ja varjokurssi,  
minimivaranto 25



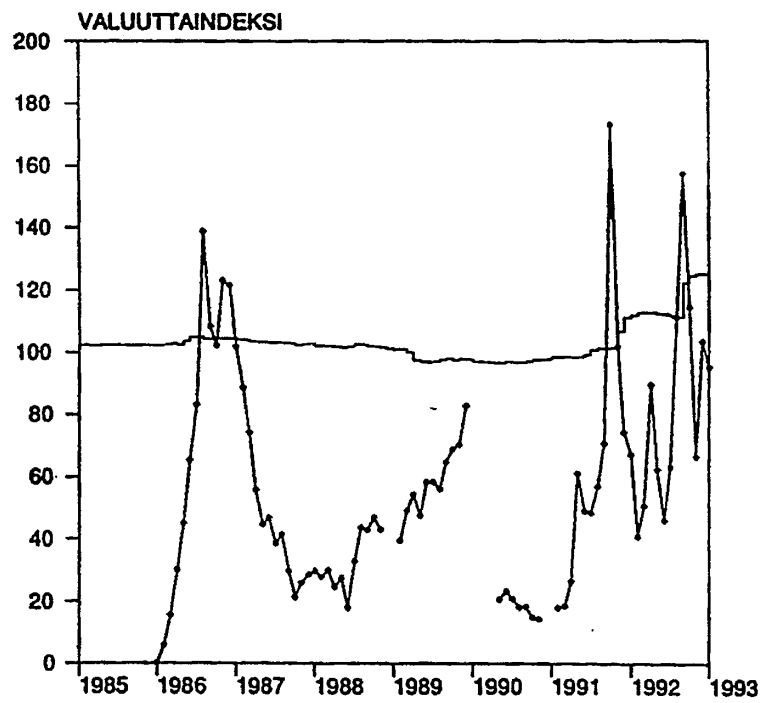
Kuvio 9.2

Devalvoitumistodennäköisyys  
minimivaranto 25



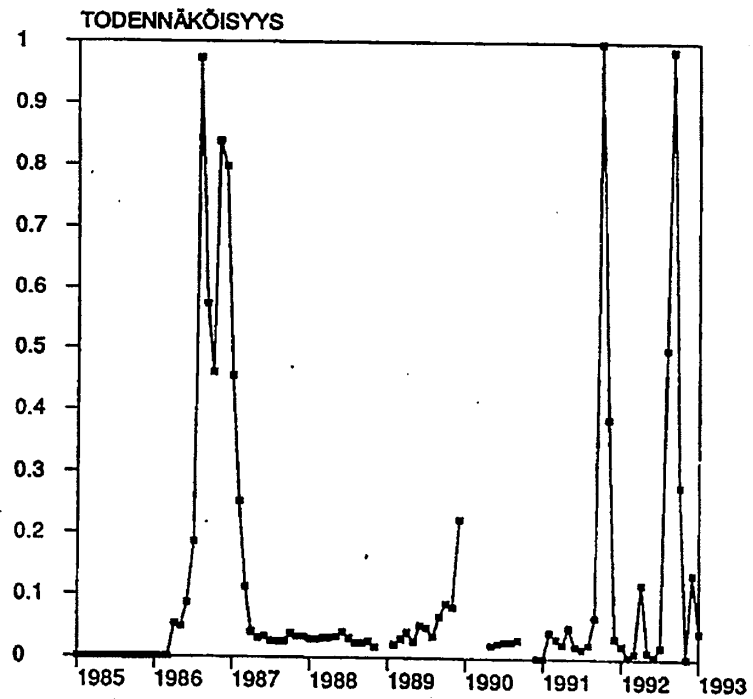
Kuvio 10.1

Virallinen valuuttaindeksi ja varjokurssi,  
minimivaranto 40



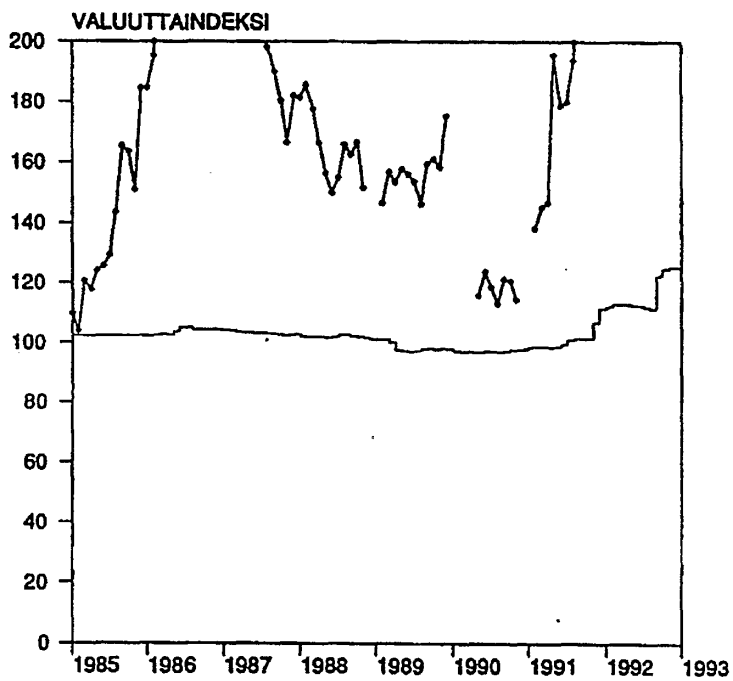
Kuvio 10.2

Devalvoitumistodennäköisyys  
minimivaranto 40



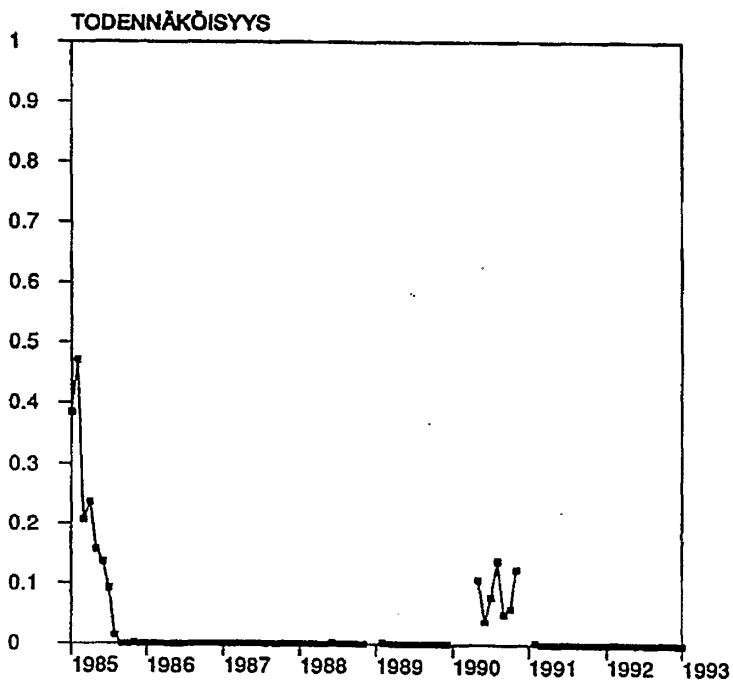
Kuvio 11.1

Virallinen valuuttaindeksi ja varjokurssi,  
maksimivaranto 140



Kuvio 11.2

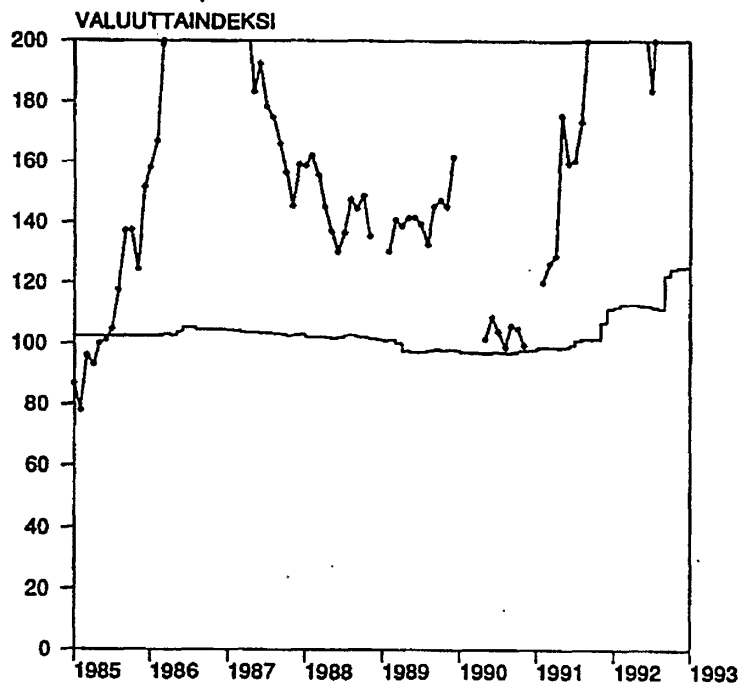
Revalvoitumistodennäköisyys  
maksimivaranto 140





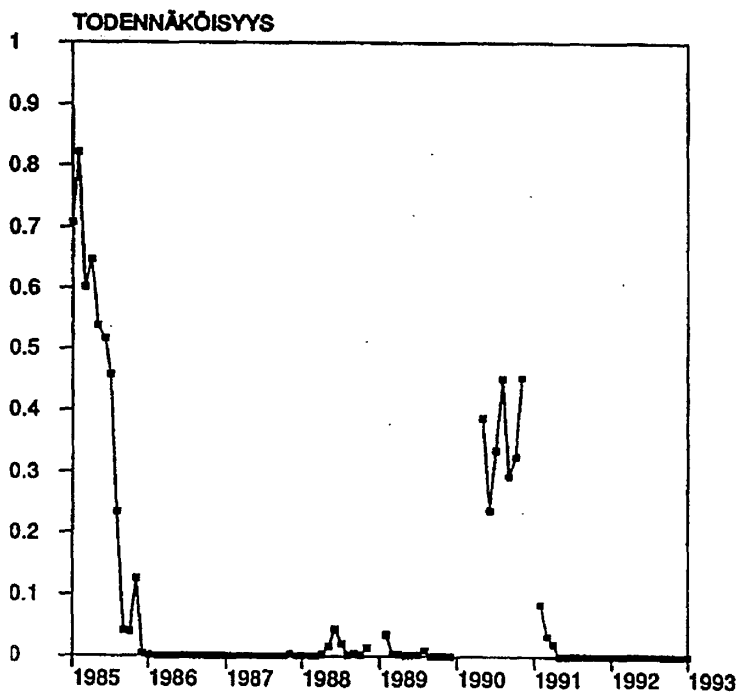
Kuvio 12.1

Virallinen valuuttaindeksi ja varjokurssi,  
maksimivaranto 125



Kuvio 12.2

Revalvoitumistodennäköisyys  
maksimivaranto 125



tunnettua, ei devalvaatiota vuonna 1986 kuitenkaan tapahtunut. Revalvaatio-spekulaatioistakin on julkisessa keskustelussa ollut puhetta ainakin vuoden 1989 revalvaation yhteydessä. Nyt esitettävä tarkastelu ei kuitenkaan näyttäisi erityisesti tukevan väitteitä markanostospeskuinnista vuonna 1989 (katso kuvio 12.2).<sup>59</sup>

Tulosten mukaan vuonna 1985 markkaan kohdistui vahvistumispaineita (katso kuvio 11.2). Valuuttavaranto olikin suuri ja kotimainen korko tasaisesti noin kaksi prosenttia ulkomaisia korkeammalla (katso kuvio 13). Tuloksissa näkyvät revalvaatiospekulaation odotukset näyttävät kuitenkin hieman oudoilta. Edellä todettiin jo, että rahoitusmarkkinoiden vapautuminen oli vuonna 1985 vielä kesken, ja tulokset eivät siksi ehkä ole vertailukelpoisia myöhäisempien aikojen kanssa. Myös kansainväliset pääomanliikkeet olivat vielä säännellyt (Suomen Pankin vuosikirja 1985, 24 - 25).

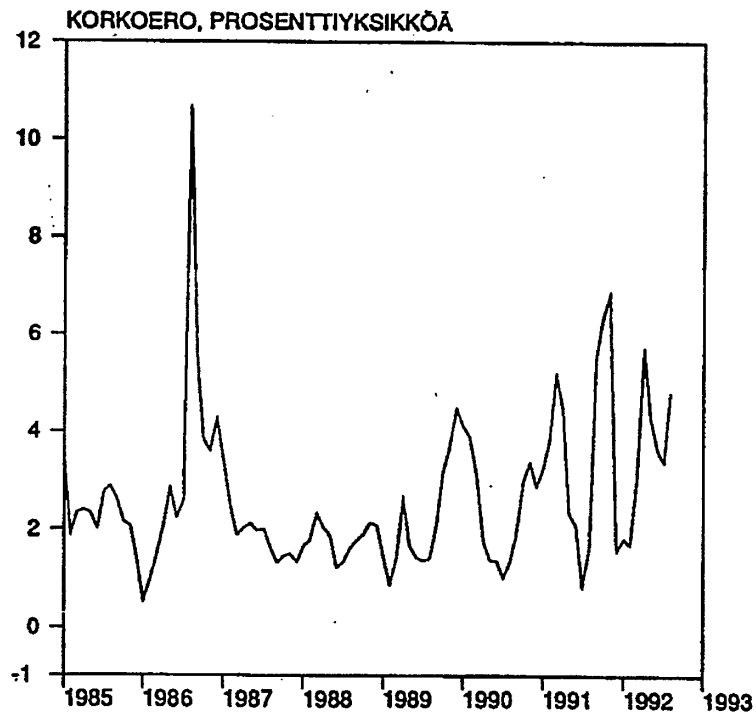
Vuonna 1986 valuuttamarkkinat olivat Suomessa rauhattomat. Valuuttavaranto supistui jo alkuvuonna, ja Norjan kruunun devalvaatio toukokuussa aiheutti valuuttapaon voimistumisen. Suomen Pankin nosti päiväluottokorkoa ja antoi markan heikentyä vaihteluvälinsä sisällä. Tilanne rauhoittui ja kohonnut korkoero pieneni. Devalvaatiospekulaatio käynnistyi toden teolla elokuussa ja tyrehtyi vasta, kun Suomen Pankki oli nostanut päiväluottokoron 40 prosenttiin. (Suomen Pankin vuosikirja 1986, 12 - 13.) Vuoden lopulla korot nousivat uudestaan ja valuuttavaranto supistui, mutta devalvaatiota ei tapahtunut. Nämä spekulaatiot näkyvät selvästi esimerkiksi kuviossa 10.2. Markan devalvoitumiseen johtavan spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyys lähentelee (minimivaranto-oletuksella 40) yhtä elokuussa ja nousee uudelleen vuoden lopulla.

Aivan vuoden 1986 lopussa alkoi rauhallinen aika Suomen valuuttamarkkinoilla. Korkoero lyhyissä koroissa pysyi pienenä vuoden 1989 alkuun saakka. Valuuttavaranto lähti voimakkaaseen kasvuun vuoden 1986 lopussa ja pysyi korkealla tasolla seuraavat kaksi vuotta. Kotimaisten rahoitusmarkkinoiden ja kansainvälisten pääomanliikkeiden vapautuminen eteni. (Suomen Pankin vuosikirjat 1986 - 1988.) Luvussa 4.1 esitellyillä korkoeroihin perustuvilla uskottavuustesteillä on arvioitu Suomen valuuttakurssia vuoden 1987 alusta lähtien. Pääsääntöisesti näiden testien mukaan devalvaatio-odotukset olivat pieniä vuosina 1987 ja 1988 (esim. Lehmuksaari - Suvanto - Vajanne 1992, 49). Tässä tutkimuksessa tullaan samaan tulokseen, kuten esimerkiksi kuvioista 9.2 nähdään. Sekä uskottavuustestit että tämä tutkimus kertovat revalvaatio-odotuksista loppuvuonna 1987 ja vuoden 1988 keskivaiheilla, katso kuvio 12.2.

Vuonna 1989 Suomen Pankki pyrki jo harjoittamaan kotimaisen kysynnän kasvua hillitsevää rahapolitiikkaa. Korkotason nostaminen johti valuuttojen maahanvirtaukseen. Jotta korko olisi voitu pitää korkealla ja markka vaihteluvälinsä sisällä, vaihteluväliä laskettiin neljällä prosentilla maaliskuussa 1989, ja markka vahvistui välittömästi. (Suomen Pankin vuosikirja 1989, 10.) Tämän tutkimuksen tulosten perustella sijoittajilla ei kuitenkaan pitänyt olla syytä revalvaatiospekulointiin, "selling attackin" todennäköisyys jää alhaiseksi vuonna 1989 (kuvio 12.2). Uskottavuustesteissä revalvoitumisodotukset näkyvät juuri ennen revalvaation tapahtumista (joissakin uskottavuustesteissä ei ole todettu revalvoitumisodotuksia).

---

<sup>59</sup> Myös Lehmuksaari, Suvanto ja Vajanne (1992, 11) puhuvat vuoden 1989 revalvaatiosta "yllätyksrevalvaationa".



Syksystä 1989 alkoivat rauhattomat ajat Suomen valuuttamarkkinoilla talousnäkymien synkentyessä ja kansantalouden ulkoisen tasapainottomuuden jatkuessa. Devalvaatiospekulatiot seurasivat toisiaan. Uskottavuustestit paljastavat markkinoiden devalvaatio-odotusten olleen korkealla työmarkkinaratkaisuja odoteltaessa syksyllä 1989 ja syksyllä 1990 sekä erityisesti eduskuntavaalien aikaan maaliskuussa 1991. Tämän tutkimuksen tulosten mukaan odotukset devalvoitumiseen johtavasta spekulatiivisesta hyökkäyksestä nousivat syksyllä 1989. Sen sijaan vuoden 1990 syksyllä ja vuoden 1991 alussa ei spekulatiivinen hyökkäys näytä olleen lähellä.

Se, että edellä mainittu tulos on niin erilainen kuin uskottavuustestien antama, johtunee siitä, että syksyllä 1990 korkoja nostettiin ja niitä pidettiin korkeana keväälläkin. Valuuttavaranto pysyi korkeana ja keskuspankin luotonannon kotimainen komponentti kohtuullisen alhaisella tasolla. Lisäksi valuutan annettiin heikentyä vaihteluvälinsä sisällä. Tässä tutkimuksessa laskettu varjokurssi oli siten alhainen ja hyökkäystodennäköisyys pieni. Devalvaatiospekulaatioiden välissä kesällä 1990 valuuttavaranto termiinipositio mukaan lukien oli hyvin suuri ja korot olivat matalalla. Kesällä 1990 tämä tutkimus näyttääkin korkeaa todennäköisyyttä revalvaatiospekuloinnille. Uskottavuustestit tukevat näkemystä revalvaatio-odotuksista kesällä 1990.

Vuonna 1991 Suomen talouden vajoaminen lamaan kävi ilmeiseksi, ja luottamus vakaaseen markkaan alkoi toden teolla horjua. Jo markan ECU-kytkennän yhteydessä kesäkuussa markkaa vastaan spekuloitiin, mutta pahin oli

vielä tulossa. Esimerkiksi kuvioissa 9.1 ja 9.2 näkyy devalvaatiospekulaation väistämättömyys syksyllä 1991. Markka devalvoitiin marraskuussa 1991, kun tekeillä olleen työvoimakustannuksia laskevan työmarkkinasopimuksen kohtalo oli epävarma ja valuuttapako oli hyvin voimakas. Markan ulkoista arvoa alennettiin 12.3 %:lla. (Suomen Pankin vuosikirja 1991.)

Marraskuun 1991 devalvaatio ei riittänyt. Kuten kuvioista 10.1 ja 10.2 näkyy, seuraava devalvaatiospekulaatio koettiin jo seuraavan vuoden maaliskuussa. Devalvoitumistodennäköisyys ei laske kuvioissa sen jälkeen laske kovin alas, ja elokuussa 1992 voimakas spekulatiivinen hyökkäys pakotti markan kellumaan. Vuoden 1992 devalvaatiospekulaation voiman arvioimisessa on syytä ottaa huomioon Suomen Pankin muilta eurooppalaisilta keskuspankeilta ottamat tukiluotot. Valuuttapako oli loppukesällä 1992 huomattavasti suurempi kuin miltä se esimerkiksi kuvion 5 valuuttavarantokuvaajan perusteella näyttää. (Suomen Pankin vuosikirja 1992.)

Yleisesti ottaen tämän tutkimuksen tuottama devalvaatiospekulaatioiden odotusaikasarja näyttää melko hyvin vastanneen toteutuneita spekulatioita. Tulokset eivät yleensä poikkea suuresti korkoeroihin perustuvien uskottavuustestien tuloksista.

## 4.5 Tulosten tulkinnasta

Kuviosta 14 nähdään, että kotimainen luotonanto ei vastoin tehtyä oletusta ole ollut eksogeeninen (valuuttavarannon koosta riippumaton). Valuuttavarannon muutosten ei ole juuri annettu näkyä kotimaisessa likviditeetissä. Tähän viittaavat myös Aaltonen ja Aurikko (1989, 55). Devalvaatiospekulaatiotilanteessa tapahtunut korkoeron kasvu näkyy kuviossa 15. Muutoksia likviditeetissä on valuuttavarannon muutosten seurauksena tapahtunut, mutta valuuttavarannon muutokset näkyvät lähes yhtä suurena vastakkaissuuntaisena heilahteluna tässä tutkimuksessa lasketussa kotimaisessa luotonannossa. Sama asia nähdään myös Suomen Pankin taseen luvuista. Valuutan ulosvirtaamisen vaikutusta kotimaiseen likviditeettiin on vuosien 1991 ja 1992 devalvaatiospekulaatioiden yhteydessä vähentänyt ainakin sijoitustodistusten ostaminen eli avomarkkinaoperaatiot sekä pankkien päiväluoton kasvu (Bank of Finland Bulletin January 1992, S4 - S5 ja January 1993, S2 - S3).

Keskuspankin luotonannon kotimaisen komponentin endogeenisuus näkyy siinä, että valuutan virtaaminen ulos maasta spekuloinnin seurauksena on johtanut kotimaisen komponentin melkein saman kokoiseen kasvuun<sup>60</sup>, mikä puolestaan

---

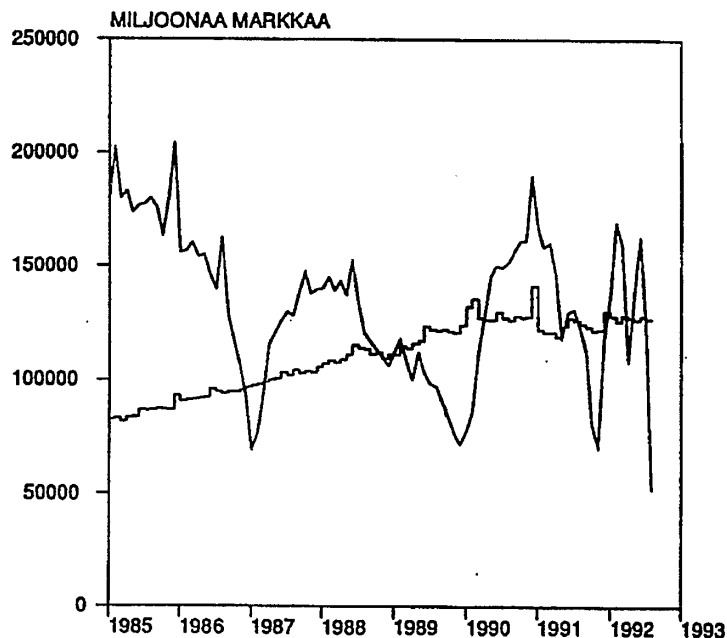
<sup>60</sup> Tässä käsitellään rahan tarjonnan komponenttien dynamiikkaa kiinteän valuuttakurssin tilanteessa, jossa valuuttavarannon muutokset steriloidaan osittain ja osa kotimaisen komponentin muutoksesta (eli kotimaisen luotonannon kasvusta) näkyy vuorostaan heti valuuttavarannon koossa. Nyt viedään loppuun asti tämä ajatuskulku (esimerkiksi kuten tavallisessa pienen avoimen talouden kansainvälisessä portfoliomallissa, kun koti- ja ulkomaiset arvopaperit eivät ole täydellisiä substituuotteja). Ajatellaan esimerkiksi, että valuuttavarannon koossa tapahtuu luotonannon kotimaisen komponentin koosta riippumaton lisäys. Keskuspankki steriloi osan lisäyksestä eli pienentää luotonantonsa kotimaista komponenttia. Rahan kysynnän pysyessä muuttumattomana tämä aiheuttaa valuuttavirran, joka on kooltaan steriloinnin kokoa pienempi. Keskuspankki estää valuutan arvon nousun kasvattamalla valuuttavarantoaan. Sama prosessi alkaa uudelleen. Joka kierroksella muutokset valuuttavarannossa ja kotimaisessa luotonannossa ovat entistä pienempiä. Tätä jatkuu äärettömyyksiin. Valuuttavarannon itsenäinen kasvu on aiheuttanut "kerroinvaikutuksen" valuuttavarantoon ja keskuspankin luotonannon kotimaiseen komponenttiin. Kerroinvaikutus on sitä pienempi

on nostanut varjovaluuttakurssia. Karkeasti ottaen voisi siis sanoa, että valuuttapako on aiheuttanut varjokurssin nousun eikä toisin päin. *Tulokset eivät siis välttämättä implikoi sitä, että käytetty yksinkertainen malli olisi jollain tavalla voinut ennustaa spekulatiivisia hyökkäyksiä ennen niiden tapahtumista.* Paremminkin vaikuttaa siltä, että spekulatiivisia hyökkäyksiä ovat laukaisseet sellaiset muutokset odotuksissa tulevaisuudessa harjoitettavasta rahapolitiikasta, joita tämä tarkastelu yksinkertaisesti muodostettuine kotimaisen luotonannon ennusteineen ei voi ottaa huomioon.

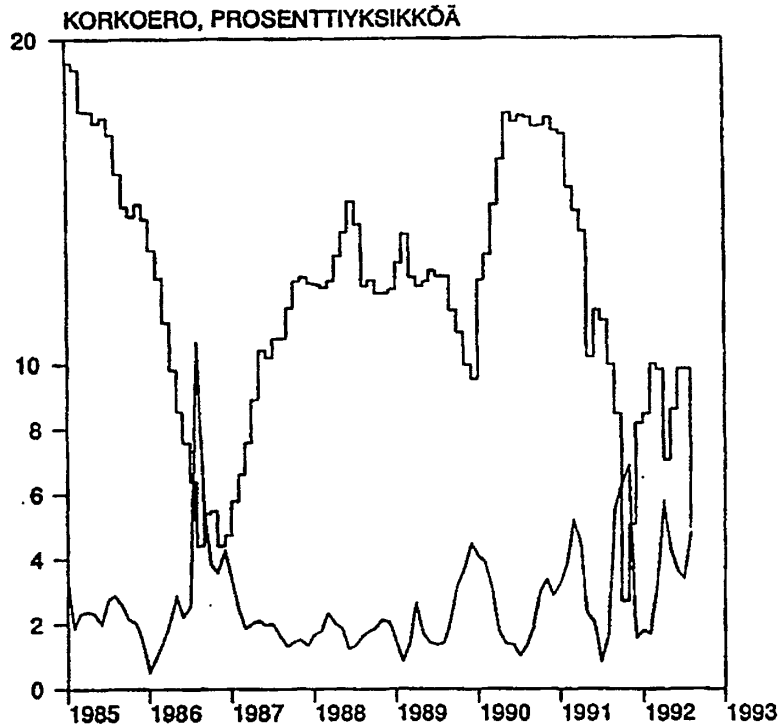
Kotimaisen luotonannon koko on ollut ratkaiseva tekijä spekulatiivisten hyökkäysten todennäköisyyksiä laskettaessa tässä tutkimuksessa. Spekulatiivisten hyökkäysten tapahtuessa on spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyys yleensä ollut korkea. Se näyttää olleen seurausta tuolloin tapahtuneesta kotimaisen luotonannon kasvusta. Kun lähdetään liikkeelle kotimaisen luotonannon eksogeenisuudesta, on tätä vaikea tulkita. Suomen Pankki olisi eksogeenisesti pyrkinyt rajusti kasvattamaan kotimaista likviditeettiä hyvin lyhyessä ajassa. Siitä olisi rahan tarjonnan eksogeenisen kasvun odotusten nopeasti noustessa seurannut varjovaluuttakurssin nousu ja spekulatiivinen hyökkäys, joka olisi pienentänyt valuuttavarantoa. Kun voimakas valuuttapako olisi näin saatu aikaiseksi Suomen Pankki olisi äkkiä päättänyt yhtä voimakkaasti supistaa kotimaista luotonantoa, minkä seurauksena varjokurssi olisi taas nopeasti vahvistunut ja valuuttavirta olisi heti sen seurauksena kääntynyt. Tällainen tapahtumakulku ei tunnu uskottavalta.

Kuvio 14

M1 (kulmikas) ja vapaa valuuttavaranto kerrottuna rahakertoimella



mitä pienempi osa interventioista steriloidaan ja mitä pienempi koti- ja ulkomaisten arvopapereiden substituotuvuus. Tällä tavalla voidaan tulkita tilannetta Suomessa, jossa keskuspankin luotonannon kotimainen komponentti ei ole ollut valuuttavarannon koosta riippumaton. Pienet itsenäisen muutokset valuuttavarannon tai kotimaisen luotonannon koossa kertautuvat suuriksi muutoksiksi molemmissa muuttujissa.



Kotimaisen luotonannon eksogeenisuusoletuksen mahdollinen pätemättömyys merkitsee sitä, että *tulokset eivät ehkä ole seurausta sellaisista kausaalisuhteista, mistä lähdettiin liikkeelle*. Alun perin oletettiin, että odotukset kotimaisen luotonannon korkeasta tasosta (sille muodostetaan ennusteet) aikaansaavat sen, että varjovaluuttakurssi ylittää virallisen kurssin. Silloin tapahtuu spekulatiivinen hyökkäys, joka havaitaan valuuttavarannon koon pienenemisenä. Jos kotimainen luotonanto ei ole riippumaton valuuttavarannon koosta, voi seuraavanlainen tulkinta selittää spekulatiotilanteita koskevia tuloksia paremmin:

1. odotukset eksogeenisten muuttujien (lähinnä rahapolitiikkamuuttujan eli kotimaisen luotonannon) tulevaisuuden käyttäytymisestä muuttuvat tavalla, jota tässä käytetyt ennusteidentuottamistavat eivät voi tavoittaa,
2. tällaiset muutokset käynnistävät spekulatiivisen hyökkäyksen ja valuuttapaon,
3. keskuspankin massiiviset suurimmaksi osaksi steriloidut interventiot kohottavat kotimaista luotonantoa rajusti ja
4. luotonannon kasvu kohottaa tässä laskettavaa varjovaluuttakurssia. Näin tässä lasketun varjovaluuttakurssin nousu ei olisi spekulatiivisen hyökkäyksen syy vaan seuraus!

*Edellä esitetty kritiikki tämän tutkimuksen perusoletuksia kohtaan saattaa asettaa kyseenalaiseksi aikaisempien vastaavien tutkimusten julkilausutut tulokset.* Yleisesti näiden tutkimusten loppupäätelmissä katsotaan tulosten osoittavan käytetyn mallin hyvää kykyä ennustaa spekulatiivisia hyökkäyksiä (Blanco - Garber 1986, 164 - 165; Cumby - van Wijnbergen 1989, 125 - 126; Goldberg

1990, 22 ja 1988, 188 - 191). Myös Agénor, Bhandari ja Flood (1992, 382 - 383) tulkitsevat kirjallisuuskatsauksessaan tuloksia samantapaisesti. Hyvästä "ennustuskyvystä" ei kuitenkaan esitetyllä tavalla ole suoranaisesti kysymys, mikäli kyseisissä tilanteissa kotimaisen luotonannon eksogeenisuus on ollut suuressa määrin kyseenalaista. Edellä mainituista tutkimuksista vain artikkelissa Blanco - Garber (1986) esitellyssä kiinnitetään huomiota edellä esitettyyn ongelmaan ja siinäkin vain yhdessä lauseessa mainitaan kotimaisen luotonannon eksogeenisuuden olevan vahva oletus (Blanco - Garber 1986, 153). Tulosten väärintulkinnan vaara on ilmeinen.

Latinalaisen Amerikan maita kokevien tutkimusten puolustukseksi voi sanoa sen, että niissä kotimaista luotonantoa saattaa voida pitää eksogeenisempänä, sillä näissä tutkimuksissa keskuspankin luotonannon kotimaisen komponentin on yleensä oletettu olevan valtion budjetin alijäämän kokoinen. Kyse on siis ollut eksogeenisen budjettialijäämän rahoittamisesta setelirahoituksella. Blanco ja Garber (1986, 165) sekä Goldberg (1990, 23) käyttävätkin empiirisenä keskuspankin luotonannon kotimainen komponentti -muuttujana Meksikon valtion keskuspankkivelkaa. Cumby ja Van Wijnbergen (1989, 126) sekä Goldberg (1988, 159, 177) muodostavat empiirisen  $D_t$ -muuttujan kuten se tässäkin tutkimuksessa on muodostettu: valuuttavarannon ja rahan määrän erotuksena. Vaikka Blanco ja Garber käyttävät  $D$ :nä valtion keskuspankkivelkaa, heidänkin analyysinsä tulkinta näyttää kärsivän kotimaisen luotonannon endogeenisuusongelmasta. Näin voidaan päätellä heidän (1986, 161) varjokurssikuvaajastaan, joka hyppää ylös spekulatiivisen hyökkäyksen tapahtuessa ja laskee sen jälkeen taas jyrkästi alas. Kuvaajan tällainen muoto viittaa kotimaisen luotonannon riippuvuuteen valuuttavarannon koosta samassa mielessä kuin tässä tutkimuksessa. Goldbergin (1990) varjokurssikuvaajalla ei ole tällaista ominaisuutta, mutta hänen menetelmiään on vaikea kritisoida, koska hän ei esimerkiksi ilmoita, minkälaista raha-aggregaattia on käyttänyt. (Goldberg 1990, figure 6 ja sivu 23.)

Mitä tämän tutkimuksen tuloksista voidaan päätellä? Edellä on mainittu se, että kotimainen luotonanto on ollut melko tarkasti valuuttavarannon "peilikuva". Toisin sanoen interventiot on käytännössä suureksi osaksi steriloitu. Niin on selvästi tehty myös tilanteissa, joissa spekulatiivinen hyökkäys on jo käynnissä. Korkojen on tunnetusti annettu nousta, mutta se ei ole merkinnyt sitä, etteikö kotimaista luotonantoa olisi voimakkaasti kasvatettu, kun valuuttaa on virrannut ulos maasta. Asiaa voi luonnollisesti ajatella myös niin, että korkoja on nostettu, mutta se ei ole aina riittänyt valuutan ulosvirtauksen pysäyttämiseen. Toisaalta ulosvirtaus on joissakin tilanteissa saatu pysäytettyä, vaikka kotimaista luotonantoa on samalla rajusti kasvatettu.

Steriloinnin suuruuden ja merkityksen arviointi on jo sinänsä mielenkiintoista. Seuraavassa luvussa käsitellään lyhyesti steriloinnin vaikutuksia teoreettisen ja empiirisen tutkimuksen näkökulmasta. Lopuksi tehdään maksutasekriisien perusmallista (Flood - Garber 1984) sellainen muunnos, jossa keskuspankki steriloi aina tietyn kokoisen osuuden valuuttamarkkinainterventioistaan.

Voidaan kysyä, mitä tässä tutkimuksessa muodostetut varjovaluuttakurssi- ja hyökkäystodennäköisyyksisarjat kuvaavat, jos ne kerran eivät oletettujen kausaalisuhteiden kautta kuvaa markkinoiden odotuksia spekulatiivisesta hyökkäyksestä. Ainakin aikasarjat kuvaavat toteutuneiden spekulatiivisten hyökkäysten "voimaa" käytetyn mallin näkökulmasta. Kun spekulatiotilanteita verrataan toisiinsa, nähdään, että korkeimmalle varjokurssi on noussut niiden spekulatioiden yhteydessä, kun kiinnitetty kurssi ei ole kestänyt. Vuoden 1986 spekulatio

näyttää tulosten perusteella voimakkaalta, mutta ei yhtä voimakkaalta kuin onnistuneet hyökkäykset. Toisaalta voisi ajatella, että tulokset lähestyvät tulkinnaltaan Pikkaraisen (1988) sekä Edinin ja Vredinin (1993) kaltaisten tutkimusten tuloksia. Näissä tutkimuksissahan pyrittiin etsimään makrotaloudellisia suureita, jotka olisivat olleet devalvaatioiden takana, devalvaation tapahtumista selitettiin regressiomalleilla. Tässä tutkimuksessa joistakin makrotaloudellisista suureista johdettiin tietyn mallin välityksellä devalvoitumistodennäköisyydet, jotka pitivät hyvin yhtä toteutuneiden devalvaatioiden kanssa.

Keskuspankin kotimaisen luotonannon kotimaisen komponentin mahdollinen riippuvuus valuuttavarannon koosta asettaa siis kyseenalaiseksi alkuperäisen tutkimusasetelman tai ainakin tekee ongelmalliseksi tulosten tulkinnan. Sen lisäksi selvä yhteys kotimaisen luotonannon ja valuuttavarannon välillä on tutkimustekninen ongelma. Kotimaiselle luotonannolle muodostettiin tässä tutkimuksessa oma ARIMA(0,1,1)-mallinsa. Sijoittajat muodostivat odotuksensa kotimaisen luotonannon tulevaisuuden kehityksestä tämän mallin mukaan myös kiinteän valuuttakurssin mahdollisen romahtamisen jälkeiselle ajalle. Kurssin kiinnityksen jälkeen valuuttavarannon koon odotettiin pysyvän vakioisena. Lienee selvää, että tällaisista oletuksista pitäisi seurata myös odotus kotimaisen luotonannon stabiloitumisesta kurssin romahduksen jälkeen, kun kerran valuuttavarannon koon vaihtelu oli kotimaiseen luotonantoon ratkaisevasti vaikuttava tekijä. Kotimaisen luotonannon ennusteita muodostavan mallin riippumattomuus valuuttakurssiregimin muuttumisesta ei ole realistinen oletus.

Tällaisesta virheellisestä oletuksesta johtuva harhaisuus tuloksissa nostaa varjokurssia ja hyökkäystodennäköisyyksiä devalvaatiospekulaation yhteydessä. Vastaavasti harha varjokurssissa on negatiivinen silloin, kun varjokurssi laskee voimakkaasti. *Kotimaisen luotonannon riippuvuus valuuttavarannon koosta valuuttamarkkinainterventioiden steriloinnin takia aiheuttaa siis tulosten harhaisuuden. Harha ei kuitenkaan liene suuri eikä varsinkaan kvalitatiivisesti kovin merkittävä*, sillä sen vaikutus on lähinnä varjovaluuttakurssin muutoksia pienentävä. *Harhaisuusongelma voitaisiin välttää* muodostamalla kotimaiselle luotonannolle ennusteet poistamalla ensin sen aikasarjasta valuuttavarannon muutosten vaikutukset. Jäljelle jäisi kotimaisen luotonannon "itsenäisten" muutosten aikasarja, jonka voisi olettaa olevan riippumaton valuuttakurssiregimin mahdollisesta muuttumisesta.



## 5 Steriloidut interventiot

Edellisessä luvussa todettiin, että suuri merkitys keskuspankin valuuttamarkkinainterventioiden vaikutuksiin on sillä, steriloiko keskuspankki valuuttamarkkinainterventioidensa vaikutuksia rahamarkkinoiden likviditeettiin kotimaassa. Siitä ei ilmeisesti vallitse erimielisyyttä, että steriloitu interventio on tehottomampi kuin steriloimaton, jos pääoma yleensä liikkuu kansainvälisesti. On esitetty erilaisia arvioita siitä, minkä kokoinen on steriloidun intervention vaikutus valuuttakurssiin steriloimattomaan verrattuna. Luvussa 5.1 käydään lyhyesti läpi tätä keskustelua.

Luvussa 5.2 esitetään yksinkertainen laajennus Floodin ja Garberin spekulatiivisen hyökkäyksen perusasetelmaan. Keskuspankin luotonannon kotimaisen komponentin kasvussa on oletettu olevan vakioinen itsenäinen osa ja sen lisäksi toinen osa, joka reagoi valuuttavarannon muuttumiseen.

Oletetaan, että kotimaista luotonantoa muutetaan aina tietyn suhteellisen osuuden verran valuuttavarannon muutoksesta vastakkaiseen suuntaan. Toisin sanoen vakioinen osuus valuuttamarkkinainterventioista steriloidaan. Huomataan, että tämä aikaistaa spekulatiivisen hyökkäyksen tapahtumista.

### 5.1 Valuuttamarkkinainterventioiden teho

Floodin ja Garberin perusmallissa oletetaan, että keskuspankki puolustaa kiinteää valuuttakurssia steriloimattomilla spot-valuuttamarkkinainterventioilla. Kuten jo luvuissa 3.1 ja 3.2 todettiin, kotimaisen luotonannon muutos ei Floodin ja Garberin (1984) käyttämässä mallissa muuta kotimaista korkotasoa, kun valuuttakurssi on kiinteä. Kattamaton korkopariteetti sitoo kotimaisen koron ulkomaiseen, ja kotimaisen luotonannon muutosten vaikutukset kotimaiseen likviditeettiin kumoutuvat välittömästi kansainvälisten pääomavirtojen seurauksena. Jos kaikesta huolimatta valuuttamarkkinaintervention vaikutusta kotimaiseen likviditeettiin pyrittäisiin estämään muuttamalla kotimaista luotonantoa saman verran, ei interventiolla olisi mitään vaikutusta valuuttakurssiin. Kotimaisen luotonannon muutoksen vaikutus kotimaisen rahan tarjontaan on yhtä suuri kuin valuuttamarkkinaintervention vaikutus sen kysyntään. Interventioiden steriloinnin vaikutusta Floodin ja Garberin asetelmassa käsitellään tarkemmin luvussa 5.2.

Portfoliolähestymistavan tutun argumentin mukaan pienen avotalouden on mahdotonta harrastaa itsenäistä rahapolitiikkaa pitäen samalla valuuttakurssi kiinteänä, jos kansainväliset pääomanliikkeet ovat täysin vapaita ja jos kotimaiset ja ulkomaiset arvopaperit ovat sijoittajille täydellisiä substituutteja. Perustelu vastaa edellisessä kappaleessa esitettyä. (Dornbusch - Giovannini, 1263 - 1265.)

Keskuspankin valuuttamarkkinainterventioiden tulee olla riittävän suuria, jotta ne vaikuttaisivat merkittävästi portfoliotasapainon kautta valuuttakurssiin. Onkin epäilty, että keskuspankkien valuuttavarannot ja -interventiot ovat liian pieniä ollakseen merkityksellisiä valuuttakurssien määräytymistä ajatellen. Interventioiden liian pieni koko tekee ne portfoliotasapainon kannalta merkityksettömiksi riippumatta siitä, steriloidaanko interventiot vai ei. (Dominguez - Frankel 1990, 4; Obstfeld 1982, 49; Svensson 1993, 5.)

Edellä esitetyistä argumenteista huolimatta steriloidut ja steriloimattomat valuuttamarkkinainterventiot ovat keskuspankkien paljon käyttämiä ja tärkeinä

pitämiä keinoja, kun ne pyrkivät toteuttamaan valuuttakurssitavoitteitansa.<sup>61</sup> On selvää, että valuuttamarkkinainterventiot voivat myös vaikuttaa niihin odotuksiin, joita taloudenpitäjillä on keskuspankin tulevaisuudessa harrastamasta rahapolitiikasta. Koska valuutan nykykurssi riippuu osittain näistä odotuksista, voivat keskuspankin interventiot tätä kautta vaikuttaa valuuttakursseihin, vaikka interventioiden portfoliotasapainovaikutukset olisivatkin pienet tai olemattomat (esimerkiksi edellisissä kappaleissa esitetyistä syistä johtuen).<sup>62</sup>

Itsenäisen rahapolitiikan harrastamisen mahdollisuudesta kiinteän valuuttakurssin oloissa on olemassa runsaasti empiiristä tutkimusaineistoa. Useat erilaiset empiiriset lähestymistavat valottavat tätä asiaa. Pääoman kansainvälistä liikkuvuutta on tutkittu muun muassa tarkastelemalla, onko jonkin tietyn maan säästämisasteen muutoksilla vaikutusta maan investointiasteeseen. On myös tutkittu, onko reaalikorkotasoa eri maissa yhtenäinen tai päteekö kattamaton korkopariteetti. (Frankel 1992.)

Eräs tapa tutkia empiirisesti kansainvälistä pääoman liikkuvuutta on ollut muodostaa empiirisiä estimaatteja niin sanotulle vuotokertoimelle. Vuotokerroin kuvaa, kuinka suuri osa kotimaisen luotonannon lisäyksestä vuotaa ulos maasta. Vuotokerroinanalyysit perustuvat Kourin ja Porterin (1974) tavalle johtaa kansainväliset pääomanliikkeet yleisestä portfoliomallista. Kun sijoituskohteiden kysynnässä tai tarjonnassa tapahtuu muutos, välittömästi tapahtuvat kansainväliset pääomanliikkeet pitävät sijoittajien portfoliot tasapainossa. Pääomanliikkeet on selitettävänä muuttujana regressioyhtälössä, jossa kotimaista rahapolitiikkaa kuvaava muuttuja on selittävänä muuttujana. Näin saadaan estimaatti sille, kuinka suuri osa kotimaisen luotonannon kasvattamisesta näkyy suoraan valuuttavarannon vastaavana pienenemisenä kiinteän valuuttakurssin vallitessa. Tämä on estimaatti kotimaisen rahapolitiikan itsenäisyydelle.<sup>63</sup>

Vuotokerroinanalyysillä on omat ongelmansa (Kouri 1975, 27). Jo Kourin ja Porterin artikkelissa (1974, 453) kiinnitetään huomioita valuuttamarkkinainterventioiden steriloinnista johtuvaan mahdolliseen vuotokertoimen harhaisuuteen. Kertoimessa on simultaaniyhtälöharha, jos keskuspankin luotonannon kotimainen komponentti ei ole pääomanliikkeiden eksogeeninen selittäjä, vaan pääomanliikkeet vaikuttavat vuorostaan kotimaiseen luotonantoon. Näin on, kun valuuttamarkkinainterventioita steriloidaan.

Kansainvälisten rahoitusmarkkinoiden voimakas muuttuminen viime vuosina ja Suomen entistä suurempi integroituminen niihin lienee lisännyt pääoman kansainvälistä liikkuvuutta ja sen vaikutuksia Suomessa. On arvioitu, että pääoman kansainvälinen liikkuvuus on suuri ja että se on ajan myötä lisääntynyt (Starck 1988). Itsenäisen rahapolitiikan harjoittamisen mahdollisuutta Suomessa on tutkittu useilla vuotokerroinestimoinneilla, joista osaa vaivannee edellä kuvattu harhaisuusongelma. Vuotokertoimen kokoa on tutkittu Suomessa lähinnä 1980-luvun alkupuolella. (Starck 1988, 301 - 302.) Rajakangas ja Johansson (1984) pyrkivät

---

<sup>61</sup> Interventioiden vaikutusta valuuttakursseihin on empiirisesti tutkittu paljon. Eri tutkimusten tulokset ovat olleet hyvin erilaisia. (Kaminsky - Lewis 1993, 1.)

<sup>62</sup> Katso esimerkiksi Dominguez - Frenkel (1990), Kaminsky - Lewis 1993, Kenen (1987, 197) ja Klein (1993).

<sup>63</sup> Vuotokerroin on luku nollan ja ykkösen väliltä. Vuotokertoimen arvo yksi merkitsee sitä, että kotimaisesta luotonannon lisäyksestä seuraa samankokoinen pääomanvirta ulkomaille.

välttämään estimaatin harhaisuuden käyttämällä kaksivaiheista pienimmän neliösumman menetelmää. He tarkastelevat erikseen periodeja 1968 - 1975 ja 1975 - 1982, joille vuotokertoimet (vuodolle ensimmäisen neljännesvuoden aikana) ovat noin 0.4 ja 0.6 vastaavasti (Rajakangas - Johansson 1984, 20). Vuotokerroin näyttää siis kasvaneen jo tuolloin.

Tässä luvussa on nähty, että keskuspankin valuuttamarkkinainterventioiden steriloinnin merkitystä voi arvioida useasta eri näkökulmasta. Perinteinen empiirinen tutkimus koskien itsenäisen rahapolitiikan harjoittamisen mahdollisuutta ei välttämättä tarjoa koko totuutta steriloinnin vaikutuksista. Esimerkiksi jos portfoliovaikutusten lisäksi interventioilla on informaatiota välittävä merkitys, ei steriloinninkaan merkitys ole välttämättä niin yksinkertaisesti tyhjiin analysoitavissa kuin mitä voisi pelkän portfoliolähestymistavan näkökulmasta ajatella. Luvussa 5.2 keskitytään interventioiden portfoliovaikutuksiin.

## **5.2 Interventioiden osittainen sterilointi Floodin ja Garberin perusasetelmassa**

Kuten luvussa 4 empiirisesti havaittiin, Suomessa keskuspankki näyttää suureksi osaksi steriloineen valuuttamarkkinainterventionsa vuosina 1985 - 1992. Keskuspankin luotonannon kotimaista komponenttia on kasvatettu, kun valuuttavaranto on interventioiden seurauksena pienentynyt. Vastaavasti kun valuuttaa on virrannut maahan, kotimaisen likviditeetin kasvu on pyritty estämään pienentämällä kotimaista luotonantoa. Luvussa 4 esiteltiin lyhyesti, kuinka tätä käytännössä on toteutettu. Korkeero ulkomaisiin korkoihin on yleensä kasvanut, kun valuuttavaranto on pienentynyt (ja päin vastoin), mutta rahan määrässä ei ole tapahtunut valuuttavarannon muuttuessa vastaavankokoisia muutoksia. Tämä nähtiin kuvioista 14 ja 15 luvussa 4.5.

Luvussa 5.1 esitetyllä tavalla yleisessä kansainvälisen talouden portfoliomallissa täysin steriloiduilla interventioilla ole mitään vaikutusta kotimaisen rahan määrään tai korkotasoon, mikäli koti- ja ulkomaiset arvopaperit ovat keskenään täydellisiä substituutteja. Suomen Pankin valuuttamarkkinainterventiot ovat näkyneet selvästi korkoerossa, mutta eivät kokonaisuudessaan rahan määrässä. Interventioita on steriloitu. Toisaalta sitä, että valuuttavarannon muutokset ovat kuitenkin näkyneet korkoeron vastakkaisuuntaisina muutoksina, voidaan portfoliolähestymistavasta tulkita siten, että interventioiden sterilointi ei ole ollut täydellistä ja/tai että kotimaiset ja ulkomaiset arvopaperit eivät ole olleet sijoittajille täydellisiä substituutteja.

Floodin ja Garberin käyttämässä yksinkertaisessa monetaarisessa mallissa koti- ja ulkomaiset arvopaperit ovat täydellisiä substituutteja (ja sijoittajien portfoliot ovat jatkuvasti tasapainossa). Jos Suomen valuuttakurssipolitiikkaa halutaan analysoida tässä mallissa, ei mahdollista epätäydellistä arvopapereiden kansainvälistä substituotuvuutta voida ottaa huomioon. Sen sijaan interventioiden osittainen sterilointi on mahdollista esittää Floodin ja Garberin mallissa. Se tehdään seuraavassa.

Voidaan luonnollisesti väittää, että interventioiden osittaisenkin steriloinnin oletaminen pienen avoimen talouden yksinkertaisessa monetaarisessa mallissa on mielettömyyksiä, koska sillä ei ole mitään vaikutusta rahan tarjontaan. Keskuspankin luotonannon kotimaisen komponentin kasvattaminen näkyy samankokoisena

vastakkaisuuntaisena muutoksena keskuspankin luotonannon toisessa komponentissa: valuuttavarannossa.<sup>64</sup> Todellisuudessa steriloinnilla lienee vaikutusta kotimaiseen likviditeettiin, kuten luvun 5.1 empiirisissä tarkasteluissa on todettu: vuotokerroin ei ole 1. Käytännön perustelu steriloinnille on siten olemassa. Toisaalta kun tarkastellaan osittaisen steriloinnin vaikutusta maksutaseen nettoylijäämään 1980- ja 1990-lukujen Suomessa, pienen avoimen talouden monetaarisessa mallissa implisiittisesti oletettu vuotokerroin 1 ei välttämättä ole kovin kaukana todellisuudesta. Rahoitusmarkkinoiden kansainvälinen integroituminen on ilmeisesti kaventanut rahapolitiikan itsenäisyyttä.

Asetelma, joka nyt esitellään, on interventiointien sterilointia lukuun ottamatta täysin sama kuin luvun 3.2 Floodin ja Garberin (1984) klassisessa jatkuvan ajan "linearisessa esimerkissä". Yksinkertainen monetaarinen malli on sama kuin Floodin ja Garberin käyttämä jatkuvan ajan malli, joka on esitetty yhtälöinä (5) - (8) luvun 3.2 alussa. Interventioiden sterilointi näkyy keskuspankin luotonannon kotimaisessa komponentissa. Sen kasvu on nyt erilainen kuin yhtälössä (9):

$$\frac{dD(t)}{dt} = \mu - \omega \cdot \frac{dR(t)}{dt}, \quad 0 \leq \omega \leq 1. \quad (31)$$

Yhtälössä (31) kotimaisen luotonannon kasvu on jaettu kahteen osaan. "Itsenäinen" osa kasvattaa D:tä samaa vauhtia  $\mu$  kuin Floodin ja Garberin mallissa. Yhtälön oikean puolen toinen termi kuvastaa valuuttamarkkinainterventioiden steriloinnin vaikutusta kotimaisen luotonannon muuttumiseen yli ajan. Oletetaan, että keskuspankki steriloi jatkuvasti vakioisen suhteellisen osuuden  $\omega$  valuuttamarkkinainterventioidensa vaikutuksesta kotimaisen rahan määrään  $M$  (katso yhtälö(8)).

Valuuttakurssi on aluksi kiinteä  $S^f$ . Kuten luvussa 3.2 kurssi lasketaan kellumaan, kun valuuttavarannon koko saavuttaa alarajansa  $R^a$ . Koska sen jälkeen keskuspankki ei enää intervenoi valuuttamarkkinoilla, ei sterilointiakaan enää tapahdu, eli yhtälö (9) osoittaa kotimaisen luotonannon kasvun.

Tarkastellaan ensin tilannetta kiinteän valuuttakurssin ollessa voimassa. Kotimaisen rahan kysyntä voidaan jälleen esittää yhtälöllä (11) ja valuuttavarannon koko yhtälöllä (12). Valuuttavarannon pienenemisen laskemiseksi derivoidaan yhtälö (12) ajan suhteen, saadaan

$$\frac{dR(t)}{dt} = - \frac{dD(t)}{dt}. \quad (32)$$

Kotimaisen luotonannon muutos on nyt yhtälön (31) mukainen. Valuuttavarannon muutos yli ajan saadaan yhtälöiden (31) ja (32) muodostamasta yhtälöryhmästä. Kun se ratkaistaan valuuttavarannon muutoksen suhteen, saadaan

---

<sup>64</sup> Katso esimerkiksi yhtälö (13).

$$\frac{dR(t)}{dt} = -\frac{\mu}{1-\omega} \quad (33)$$

Yhtälöstä (33) nähdään, että valuuttavarannon muuttumiseen vaikuttaa nyt myös "steriloinnin aste"  $\omega$ . Koska  $\omega \leq 1$ , on valuuttavarannon muutos yli ajan ei-positiivista. Jos  $\omega=0$ , tilanne on identtinen Floodin ja Garberin perusasetelman kanssa. Jos  $\omega=1$ , valuuttavarannon muutos yli ajan on äärettömän suuri negatiivinen luku. Siinä tapauksessa valuuttavaranto pienenee alarajaansa välittömästi, ja kurssi lasketaan kellumaan hetkellä nolla.<sup>65</sup> On  $\omega$  sitten mikä tahansa luku annetulta väliltä, on tilanne siinä mielessä sama kuin Floodin ja Garberin perusasetelmassa, että kiinteän valuuttakurssin tiedetään romahtavan ennemmin tai myöhemmin. Koska valuuttavaranto pienenee jatkuvasti yli ajan, saavuttaa se jossakin vaiheessa alarajansa  $R^a$  riippumatta siitä, kuinka pieni luku  $R^a$  on. Samalla tavalla kuin luvussa 3.2 kiinteä valuuttakurssi romahtaa spekulatiivisen hyökkäyksen seurauksena jo aikaisemmin, kuin valuuttavaranto "luonnostaan" saavuttaisi alarajansa.

Spekulatiivinen hyökkäys pienentää diskreetisti valuuttavarannon alarajalleen luvussa 3.2 esitetyllä tavalla kaikilla sallituilla  $\omega$ :n arvoilla, paitsi  $\omega$ :n arvolla yksi. Kuten edellä on jo esitetty, kun  $\omega=1$ , kiinteä kurssi romahtaa heti. Se voidaan tulkita johtuvan pelkästään keskuspankin äärettömän nopeasta kotimaisen luotonannon kasvattamisesta, joka tapahtuu ilman spekuloinnin myötävaikutusta. Toisaalta on selvää, että tässä tilanteessa sijoittajat yrittävät tavalliseen tapaan siirtää varallisuutensa ulkomaisiin arvopapereihin hetkeä ennen kurssin romahdusta. Voidaan siis myös ajatella, että spekulatiivinen hyökkäys tapahtuu jo hetkellä nolla. Tämä tulos nähdään myös spekulatiivisen hyökkäyksen ajankohdan analyttisestä ratkaisusta, joka esitetään myöhemmin tässä luvussa. Jatkossa oletetaan, että  $\omega$  on pienempi kuin yksi.

Spekulatiivisen hyökkäyksen ajankohta  $z$  voidaan ratkaista samalla tavalla kuin se ratkaistiin luvussa 3.2 eli asettamalla varjovaluuttakurssi yhtä suureksi kiinteän kurssin kanssa. Varjokurssi voidaan jälleen ilmaista yhtälön (14) (luvussa 3.2) osoittamalla tavalla, mutta nyt rahan määrän eli  $M(t)$ :n saama arvo kellumisen aikana riippuu  $\omega$ :sta. Kuten aikaisemminkin rahan määrä on yhtälön (8) mukaisesti valuuttavarannon  $R(t)$  ja kotimaisen luotonannon  $D(t)$  summa, ja kurssin kelluessa valuuttavaranto on vakioinen ja arvossa  $R^a$ . Keskuspankin luotonannon kotimainen

---

<sup>65</sup> Jos kiinteän kurssin vallitessa valuuttamarkkinainterventiot steriloidaan kokonaisuudessaan eli jos  $\omega=1$ , niin käytetyssä mallissa mikä tahansa (vaikka vain hetkellinen) kotimaisen luotonannon kasvun poikkeama nollassa sen yläpuolelle aiheuttaa kotimaisen luotonannon kasvun nousemisen välittömästi äärettömän suureksi. Vastaavasti negatiivisen kasvun tapauksessa kotimaisen luotonannon kasvu saa heti äärettömän suuren negatiivisen arvon. Vastaavien tapausten vaikutukset valuuttavarannon kokoon ovat samanlaiset kuin kotimaiseen luotonantoon, mutta vastakkaisuuntaiset. Näitä tapahtumia voi intuitiivisesti selittää esimerkiksi seuraavasti. Kun kotimaista luotonantoa kasvatetaan millä tahansa määrällä, sama määrä kotimaista rahaa sijoitetaan välittömästi ulkomaisiin arvopapereihin, sillä kotimaiset ja ulkomaiset arvopaperit ovat täydellisiä substituutteja. Tämä näkyy valuuttavarannon saman kokoisena pienenemisenä, kun keskuspankki joutuu intervenoimaan valuuttamarkkinoilla pitääkseen valuuttakurssin muuttumattomana. Samalla hetkellä tämä interventio steriloidaan täysin, mikä tarkoittaa kotimaisen luotonannon saman suuruista lisäystä. Sen seurauksena sama välittömästi tapahtuva prosessi käynnistyy uudelleen, ja niin edelleen. Kotimainen luotonanto kasvaa välittömästi yli kaikkien rajojen, jos valuuttavarannon koolla ei ole minimitasoa.

komponentti  $D(t)$  kasvaa yhtälön (31) mukaisesti. Kun kurssi on kiinteä,  $D(t)$ :n kasvunopeus nähdään yhtälöistä (32) ja (33), se on

$$\frac{dD(t)}{dt} = \frac{\mu}{1-\omega} \quad (34)$$

Sen jälkeen, kun spekulatiivisen hyökkäyksen seurauksena kurssi on laskettu kellumaan, keskuspankki ei intervenoi valuuttamarkkinoilla eikä kotimaisen luotonannon kasvu enää riipu  $\omega$ :sta vaan määräytyy yhtälön (9) mukaisesti (katso kuvio 17.1). Kun valuuttakurssi kelluu, voidaan  $D(t)$  esittää seuraavalla tavalla:

$$D(t) = D(0) + \frac{\mu}{1-\omega} \cdot z + \mu \cdot (t-z) \quad (35)$$

Yhtälön (35) oikean puolen toinen termi kuvaa, kuinka paljon kotimainen luotonanto on ehtinyt kasvaa ennen kiinteän kurssin romahtamista, kun  $D$ :n kasvuvauhti on silloin ollut yhtälön (34) mukainen ja aikaväli hetken nolla ja kurssin romahtamisen välillä on  $z$ . Yhtälön (35) oikean puolen kolmas termi kuvaa, kuinka paljon kotimainen luotonanto on kasvanut kurssin kelluessa, kun silloin  $D$  kasvaa nopeudella  $\mu$  ja kurssi on ehtinyt kellua  $(t-z)$ :n mittaisen ajan.<sup>66</sup>

Sijoitetaan yhtälön (35) mukainen kotimainen luotonanto  $M(t)$ :n lausekkeeseen  $M(t)=R^a+D(t)$  ja näin saatu rahan määrä yhtälöön (14). Luvun 3.2 tapaan oletetaan, että  $A=0$  ja ratkaistaan integraali lausekkeessa (14) ositteluintegrointia käyttäen. Varjovaluuttakurssi voidaan esittää muodossa

$$S(t) = \frac{\alpha\mu}{\beta^2} + \frac{D(0) + \mu t + R^a}{\beta} + \frac{\mu z \left( \frac{1}{1-\omega} - 1 \right)}{\beta} \quad (36)$$

Varjovaluuttakurssin muutos yli ajan saadaan derivoimalla yhtälö (36) ajan suhteen. Tulos on sama kuin yhtälössä (16) (luvun 3.2 lopussa), varjokurssin heikkeneminen on yhtä nopeaa kuin Floodin ja Garberin perusasetelmassa. Varjokurssi on nyt kuitenkin koko ajan korkeammalla tasolla, kun  $\omega > 0$  (katso kuviot 16.3 ja 17.3).

Spekulatiivisen hyökkäyksen ajankohdan laskemiseksi asetetaan kiinteä kurssi hetken  $z$  varjovaluuttakurssin suuruiseksi:

$$\frac{\alpha\mu}{\beta^2} + \frac{D(z) + R^a}{\beta} = \frac{\alpha\mu}{\beta^2} + \frac{D(0) + \frac{\mu}{1-\omega} \cdot z + R^a}{\beta} \quad (37)$$

<sup>66</sup> Tässä  $t$  on luonnollisesti aina suurempi tai yhtä suuri kuin  $z$ , sillä kurssi kelluu vasta ajanhetkestä  $z$  lähtien.

Kun yhtälö (37) ratkaistaan z:n suhteen, saadaan

$$z = \left[ \frac{\beta s^f - D(0) - R^a}{\mu} - \frac{\alpha}{\beta} \right] \cdot (1 - \omega) = \left[ \frac{R(0) - R^a}{\mu} - \frac{\alpha}{\beta} \right] \cdot (1 - \omega) \quad (38)$$

Siihen, kuinka nopeasti spekulatiivinen hyökkäys tapahtuu, vaikuttavat samat asiat kuin luvussa 3.2. Lisäksi se riippuu  $\omega$ :n koosta. Nyt kun  $\omega$  on suurempi kuin nolla, spekulatiivinen hyökkäys tapahtuu aikaisemmin. Mitä suurempi osa valuuttamarkkinainterventioista steriloidaan, sitä nopeammin kiinteä kurssi romahtaa.

Spekulatiivisen hyökkäyksen koko voidaan laskea kuten luvussa 3.2. Yhtälöistä (11), (10), (16) nähdään rahan kysynnän muutos hetkellä z. Kotimainen luotonanto ei muutu diskreetisti hyökkäyshetkellä, joten valuuttavarannon diskreetin muutoksen täytyy jälleen olla yhtä suuri kuin rahan kysynnän diskreetti muutos (katso yhtälö (8)). Spekulatiivisen hyökkäyksen koko on yhtälön (19) (luvun 3.2 lopussa) mukainen eli sama kuin Floodin ja Garberin perusmallissa.

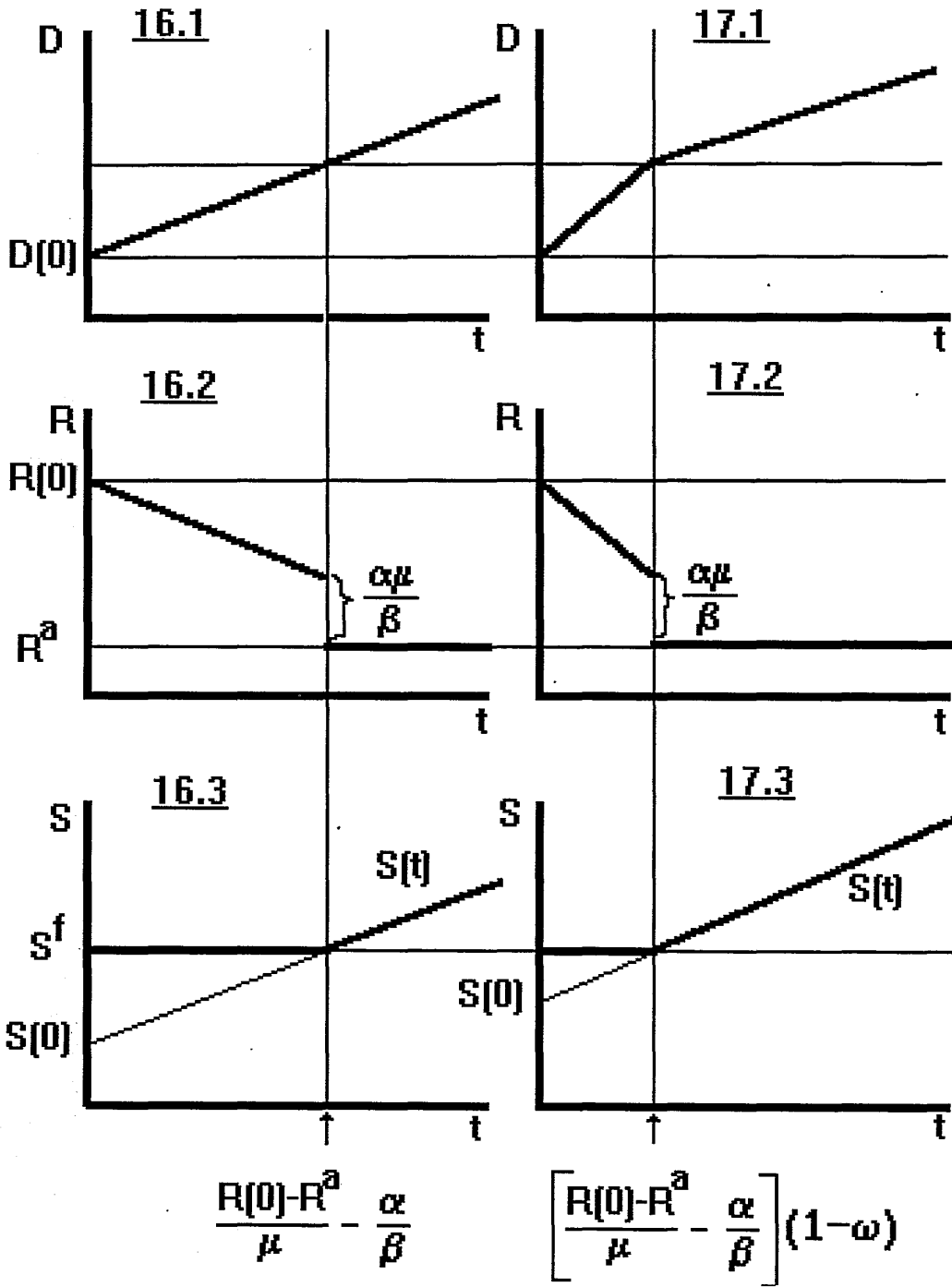
Keskuspankin valuuttamarkkinainterventioiden osittaisen steriloinnin vaikutukset kotimaiseen luotonantoon, valuuttavarannon kokoon ja varjovaluuttakurssiin on kerätty kuvioihin 16 ja 17. Vasemmalla puolella olevat kuvaajat vastaavat tilannetta  $\omega=0$ , eli Floodin ja Garberin perusasetelmaa. Oikealla puolella on esitetty samat kuvaajat, kun  $0 < \omega < 1$  eli osittaisen steriloinnin tapauksessa.

Kuvioista nähdään, että interventioiden osittainen sterilointi nopeuttaa valuuttavarannon pienemistä ja kotimaisen luotonannon kasvua. Spekulatiivinen hyökkäys tapahtuu aikaisemmin kuin Floodin ja Garberin asetelmassa. Rahan kysyntä (ja samalla määrä) kokee spekulatiivisen hyökkäyksen tapahtuessa yhtä suuren pudotuksen kuin Floodin ja Garberin asetelmassa. Syy tälle on ilmeinen. Kummassakin asetelmassa valuuttakurssin välitön muutosodotus hyppää hyökkäyshetkellä ylöspäin saman verran: nollassa tasaista heikkenemistä vastaavaan. Heikkeneminen on molemmissa tapauksissa kurssin romahduksen jälkeen yhtä nopeaa, sillä molemmissa asetelmissa rahan tarjonnan kotimainen komponentti kasvaa samaa vauhtia ( $\mu$ ) silloin, kun kurssi kelluu.

Selvää on, että tässäkin asetelmassa keskuspankin valuuttamarkkinainterventioiden tehoa laskee se, että niitä steriloidaan. Valuuttavaranto hupenee nopeammin kurssia puolustettaessa. Toisaalta voi ajatella, että osittainen sterilointi vastaa tilannetta, jossa kiinteä kurssin vielä vallitessa kotimaista luotonantoa kasvatetaan nopeammin kuin Floodin ja Garberin asetelmassa. Hyökkäyksen jälkeen asetelma muuttuu samaksi. Toisin sanoen kiinteän kurssin romahtaessa kotimaisen luotonannon kasvattamisvauhtia muutetaan pienemmäksi. Tämähän on selvästi päinvastainen tilanne kuin Obstfeldin (1986a) esittämä tilanne, jossa kotimaisen luotonannon kasvuvauhti nousee, jos kurssi lasketaan kellumaan. Tätä Obstfeldin oletusta perusteltiin luvussa 3.3.4 intuitiivisesti mielekkäänä. Interventioiden osittainen sterilointi voi muuttaa tämän intuition.

$$\frac{dD(t)}{dt} = \mu$$

$$\frac{dD(t)}{dt} = \mu - \omega \cdot \frac{dR(t)}{dt}$$





## 6 Lopuksi

Tässä tutkielmassa on esitetty, miten spekulatiivinen hyökkäys tapahtuu yksinkertaisessa monetaarisessa mallissa. Spekulatiivinen hyökkäys on ilmiö, jota voi käsitellä kansantaloustieteen näkökulmasta, se on rationaalisten voittojaan maksimoivien sijoittajien normaalia toimintaa. Se, milloin sijoittajat ryhtyvät spekuloimaan jonkin kiinnitetyn valuuttakurssin romahtamisella, riippuu heidän käsityksistään relevanttien makrotaloudellisten suureiden käyttäytymisestä nyt ja niiden odotetusta käyttäytymisestä tulevaisuudessa. Valuuttakurssitavoitteen kanssa ristiriidassa oleva muu talouspolitiikka voi johtaa kurssin romahtamiseen spekulatiivisen hyökkäyksen tuloksena. Erityisesti on korostettu muita maita ekspansiivisemmän rahapolitiikan merkitystä valuutan heikkenemispaineiden aiheuttajana. Se, miten valtiovallan odotetaan toimivan, jos spekulatiivinen tapahtuu, vaikuttaa ratkaisevasti spekulatiiviseen käyttäytymiseen. Tiukkakaan rahapolitiikka ei välttämättä pelasta kiinteää kurssia spekulatiiviselta hyökkäykseltä, jos rahapolitiikan epäillään muuttuvan ekspansiivisemmaksi mahdollisen kurssin romahduksen jälkeen.

Suoritettiin spekulatiivisten hyökkäysten malliin perustuva ekonometrinen tarkastelu markan kurssiin kohdistuneista spekulatiopaineista vuosina 1985 - 1992. Arvioitiin sijoittajien kuukausittaisia odotuksia markan kysyntään ja tarjontaan vaikuttavien tekijöiden tulevaisuuden kehityksestä. Sen suhteen, milloin markan arvoon on kohdistunut paineita, päädyttiin suurin piirtein samantapaisiin tuloksiin kuin lähinnä vuosille 1987 - 1991 tehdyt niin sanotut uskottavuustestit.<sup>67</sup> Vuonna 1986 ja ajoittain vuoden 1989 syksystä lähtien paineet markan arvon heikkenemiselle olivat kovat. Kovimmillaan paineet tutkimuksen mukaan olivat juuri siloin, kun markka vuonna 1991 devalvoitiin ja kun se vuonna 1992 laskettiin kellumaan.

Revalvoitumiseen johtavien spekulatiivisten hyökkäysten mahdollisuuden huomioon ottaminen ekonometrisessa tarkastelussa antoi mielekkäitä tuloksia. Vuoden 1989 revalvaatiota ei sen näkökulmasta kuitenkaan voine tulkita "markanostohyökkäyksen" seuraukseksi. Arvio siitä, että revalvaatio yllätti markkinat, saa tässä tukea.

Ekonometrisen tutkimuksen yhteydessä törmättiin selvään ristiriitaan käytetyn tutkimusmetodin julkilausuttujen tavoitteiden ja saatujen tulosten merkityksen välillä. Ristiriita seuraa valuuttamarkkinainterventioiden osittaisen steriloinnista vaikutuksista. Tutkimusmetodissa keskeinen oletus on, että sterilointia ei tapahdu. Aiemmissa vastaavanlaisissa ekonometrisissa tutkimuksissa ei ole käytännössä lainkaan käsitelty tätä seikkaa menetelmän oletuksia tarkasteltaessa. Vaikuttaa siltä, että aiemmissa tutkimuksissa on tulkittu saatuja tuloksia virheellisesti. Mahdollinen sterilointi aiheuttaa käytetyillä menetelmillä myös harhan tuloksiin. Tätäkään ei ole huomioitu aiemmissa tutkimuksissa.

Ehkä tämä tutkimus paljasti jotakin spekulatiivisten hyökkäysten dynamiikasta ja keskuspankin roolista Suomessa, vaikka varsinaisia ennuste-estimaatteja spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyydestä ei steriloinnista johtuen pystytty laske-

---

<sup>67</sup> Katso esimerkiksi Pikkarainen - Vajanne (1993), Vajanne (1993) ja Lehmusaaari - Suvanto - Vajanne (1992).

maan. Joka tapauksessa havaittiin se keskeinen rooli, joka interventioiden sterilomisella on valuuttakurssipolitiikkaa harjoitettaessa ollut. Valuuttamarkkinainterventioiden steriloinnin merkitystä niiden tehon kannalta on tarkasteltu teoreettisesti ja empiirisesti erilaisista näkökulmista. Kun käytiin läpi tätä keskustelua, huomattiin, että steriloinnin merkitys voi riippua monesta seikasta.

Lopuksi tarkasteltiin valuuttamarkkinainterventioiden osittaisen steriloinnin vaikutusta Floodin ja Garberin (1984) perusasetelmassa. Tällaisissa monetaarisissa malleissa valuuttamarkkinainterventioiden sterilointi kokonaan tekee intervenoinnin mielettömäksi. Osoitettiin, että Floodin ja Garberin asetelmassa kiinteä kurssi romahtaa välittömästi, jos interventiot steriloidaan kokonaan. Osittainen sterilointi johtaa spekulatiivisen hyökkäyksen toteutumiseen sitä aikaisemmin, mitä suurempi osa valuuttamarkkinainterventioista steriloidaan. Sterilointi heikentää valuuttamarkkinainterventioiden vaikutusta valuuttakurssiin.

## LÄHTEET

- AALTONEN, A. - AURIKKO, E. (1989): Keskuspankkipolitiikka Suomessa. Suomen Pankki, A:73, Helsinki.
- AGÉNOR, P-R.- BHANDARI, J. - FLOOD, R. (1992): Speculative Attacks and Models of Balance of Payments Crises. IMF, Staff Papers, vol. 39, nr. 2, 357 - 394.
- BANK OF FINLAND BULLETIN vol. 66, nr. 1 (January 1992) ja vol. 67, nr. 1 (January 1993).
- BARRO, R. (1974): Are Government Bonds Net Wealth? Journal of Political Economy, vol.82, 1095 - 1117.
- BERTOLA, G. - SVENSSON, L. (1991): Stochastic Devaluation Risk and the Empirical Fit of Target Zone Models. NBER, Working Paper nr. 3576.
- BLACKBURN, K. - SOLA, M. (1993): Speculative Currency Attacks and Balance of Payments Crises. Journal of Economic Surveys, vol. 7, nr. 2, 119 - 144.
- BLANCO H. - GARBER P. (1986): Recurrent Devaluation and Speculative Attacks on the Mexican peso. Journal of Political Economy vol. 94 nr. 1, 148 - 166.
- BROCK, W. (1975): A Simple Perfect Foresight Monetary Model. Journal of Monetary Economics, vol. 1, 133 - 150.
- BUITER, W. (1987): Borrowing to Defend the Exchange Rate and the Timing and Magnitude of Speculative Attacks. Journal of International Economics, vol. 23, 221 - 239.
- CALVO, G. (1977): The Stability of Models of Money and Perfect Foresight: A Comment. Econometrica, vol. 45, nr. 7, 1737 - 1739.
- (1987): Balance of Payments Crises in a Cash-in-Advance Economy. Journal of Money, Credit and Banking, vol. 19, nr.1, 19 - 32.
- CALVO, G - GUIDOTTI, P. E. (1991): Speculative Attacks. IMF, Working Paper 91/10.
- CONNOLLY, M. (1986): The Speculative Attack on the Peso and the Real Exchange Rate: Argentina, 1979-81. Journal of

International Money and Finance, vol. 5, Supplement (March 1986), S117 - S130.

- CONNOLLY, M. - FERNANDEZ-PÉREZ, A. (1987): Speculation Against the Preannounced Exchange Rate in Mexico: January 1983 to June 1985. Sivut 161 - 174 teoksessa Connolly, M. - González-Vega, C. (toim.): Economic Reform and Stabilization in Latin America, Praeger, New York.
- CUMBY, R. - VAN WIJNBERGEN, S. (1989): Financial policy and speculative runs with a crawling peg: Argentina 1979 - 1981. Journal of International Economics, vol. 27, 111 - 127.
- DOMINGUEZ, K. - FRANKEL, J. (1990): Does Foreign Exchange Intervention Matter? Disentangling the Portfolio and Expectations Effects for the Mark. NBER, Working Paper nr. 3299.
- DORNBÜSCH, R. (1987): Collapsing Exchange Rate Regimes. Journal of Development Economics, vol. 27, 71 - 83.
- DORNBUSCH, R. - GIOVANNINI, (1990): Monetary Policy in the Open Economy. Luku 23 teoksessa Friedman, B. - Hahn, F. (toim.): Handbook of Monetary Economics, volume 2. Elsevier Science Publishers B.V., Amsterdam.
- EDIN, P.-A. - VREDIN, A. (1993): Devaluation Risk in Target Zones: Evidence from the Nordic Countries. The Economic Journal, vol. 103, nr. 1, 161 - 175.
- EICHENGREEN , B. (1993): The Endogeneity of Exchange Rate Regimes. NBER, Working Paper nr. 4361.
- EICHENGREEN , B. - WYPLOSZ, C. (1993): The Unstable EMS. Brookings Papers on Economic Activity, 1/1993, 51 - 143.
- FLOOD, R - GARBER, P. (1980): Market Fundamentals Versus Price Level Bubbles: The First Tests. Journal of Political Economy, vol. 88, nr. 4, 745 - 770.
- FLOOD, R. - GARBER, P. (1984): Collapsing exchange rate regimes. some linear examples. Journal of International Economics, vol. 17, 1 - 13.
- FRANKEL, J. (1992): Measuring International Capital Mobility: A Review. American Economic Review, vol. 82, nr. 2, 197 - 202.

- FRENKEL, J. (1976): A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence. Scandinavian Journal of Economics, vol. 78, 200 - 224.
- FRENKEL, J. - MUSSA, M. (1985): Asset Markets, Exchange Rates and the Balance of Payments. Luku 14 teoksessa Jones, R. - Kenen, P. (toim.): Handbook of International Economics, volume 2. Elsevier Science Publishers B.V., Amsterdam.
- FROOT, K. - THALER, R. (1990): Anomalies, Foreign Exchange. Journal of Economic Perspectives, vol. 4, nr. 3, 179 - 192.
- GARBER, P. - GRILLI, V. (1986): The Belmont-Morgan Syndicate as an Optimal Investment Banking Contract. European Economic Review, vol. 30, 649 - 677.
- GEADAH, S - SAAVALAINEN, T. - SVENSSON, L. (1992): The Credibility of Nordic Exchange Rate Bands: 1987 - 91. IMF, Working Paper 92/3.
- GOLDBERG, L. (1988): Collapsing exchange rate regimes: A Theoretical and Empirical Investigation. Julkaisematon väitöskirja, Princeton University, Princeton.
- (1990): Predicting Exchange Rate Crises: Mexico Revisited. NBER, Working Paper nr. 3320.
- GOLDFELD, S. - SICHEL, D. (1990): The Demand For Money. Luku 8 teoksessa Friedman, B. - Hahn, F. (toim.): Handbook of Monetary Economics, volume 2. Elsevier Science Publishers B.V., Amsterdam.
- GRILLI, V. (1986): Buying and selling attacks on fixed exchange rate systems. Journal of International Economics vol. 20, 143 - 156.
- (1989): Managing exchange rate crises: Evidence from the 1890's. NBER, Working Paper nr. 3068.
- HARVEY, A. (1993): Time Series Models. 2nd ed. Hemel Hempstead.
- HOLDEN, S. - KOLSRUD, D. - VIKØREN, B. (1993): Testing Uncovered Interest Parity: Evidence and Some Monte Carlo Experiments. Norges Bank, Arbeids notat 1993/2.

IMF International Financial Statistics, 1984 - 1987

- JOKINEN, H. (1991): New Finnish Monetary Aggregates. Bank of Finland Bulletin vol. 65, nr. 1 (December 1991), 5 - 9.
- KAMINSKY, G. - LEWIS, K. (1993): Does Foreign Exchange Intervention Signal Future Monetary Policy? NBER, Working Paper nr. 4298.
- KENEN, P. (1987): Exchange Rate Management: What Role For Intervention? American Economic Review, vol. 77, nr. 2 (American Economic Association Papers and Proceedings), 194 - 199.
- KLEIN, M. (1992): Big Effects of Small Interventions: The Informational Role of Intervention in Exchange Rate Policy. European Economic review, vol. 36, 915 - 924.
- KONTULAINEN, J. - LEHMUSAAARI, O.-P. - SUVANTO, A. (1990): The Finnish Experience of Maintaining a Currency Band in the 1980s. Bank of Finland, Discussion Paper 26/90.
- KOURI, P. (1975): The Hypothesis of Offsetting Capital Flows. A Case Study of Germany. Journal of Monetary Economics, vol. 1, 21 - 39.
- KOURI, P. - PORTER, M. (1974): International Capital Flows and Portfolio Equilibrium. Journal of Political Economy, vol.82, 443 - 467.
- KRUGMAN, P. (1979): a Model of Balance-of-Payments Crises. Journal of Money, Credit and Banking, vol. 11, 311 - 325.
- KRUGMAN, P. - MILLER, M. (1992): Why Have a Target Zone? Warwick Economic Research Papers, nr. 394, University of Warwick, Coventry.
- KUOSMANEN, H. - SUVANTO, A. (1991): Rahan synty pankkijärjestelmässä. Suomen Pankki, keskuspankkipolitiikan osasto, työpäperi 7/1991.
- LEHMUSAAARI, O.-P. (1991): Experience with Managing the Exchange Rate of the Markka within the Currency Band. Bank of Finland Bulletin, vol. 65, nr. 3 (March 1991), 3 - 8.
- LEHMUSAAARI, O.-P. - SUVANTO, A - VAJANNE, L. (1992): The Currency Band and Credibility: The Finnish Experience. Bank of Finland, Discussion Paper 37/92.
- LEVICH, R. (1985): Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behavior, Rate Determination and Market Efficiency.

- Luku 19 teoksessa Jones, R. - Kenen, P (toim.):  
Handbook of International Economics, volume 2.  
Elsevier Science Publishers B.V., Amsterdam.
- LINDBERG, H. - SVENSSON, L. - SÖDERLIND, P. (1991):  
Devaluation Expectations: The Swedish Krona 1982 -  
1991. NBER, Working Paper nr. 3918.
- OBSTFELD, M. (1982): Can We Sterilize? Theory and Evidence.  
American Economic Review, vol. 72, nr. 2 (American  
Economic Association Papers and Proceedings), 45 -  
50.
- (1984): Balance-of-Payments Crises and Devaluation.  
Journal of Money, Credit and Banking, vol. 16, nr. 2,  
208 - 217.
- (1986a): Rational and Self-Fulfilling Balance-of-  
Payments Crises. The American Economic Review, vol.  
76, nr. 1, 72 - 81.
- (1986b): Speculative Attack and the External Constraint  
in a Maximizing Model of the Balance of Payments.  
Canadian Journal of Economics, vol. XIX, nr. 1, 1 - 22.
- OBSTFELD, M. - ROGOFF, K. (1983): Speculative Hyperinflations in  
Maximizing Models: Can We Rule Them Out? Journal  
of Political Economy, vol. 91, nr. 4, 675 - 687.
- OBSTFELD, M. - ROGOFF, K. (1986): Ruling Out Divergent  
Speculative Bubbles. Journal of Monetary Economics,  
vol. 17, 349 - 362.
- OBSTFELD, M. - STOCKMAN, A. (1985): Exchange Rate Dynamics.  
Luku 18 teoksessa Jones, R. - Kenen, P. (eds.):  
Handbook of International Economics, volume 2.  
Elsevier Science Publishers B.V., Amsterdam.
- PIKKARAINEN, P. (1988): Can We Measure the Pressure on the Finnish  
Markka? Liiketaloudellinen Aikakauskirja, nr. 2, 132 -  
141.
- PIKKARAINEN, P. - VAJANNE, L. (1993): Credibility of Finland's  
Basket Peg Exchange Rate Regime: 1977 - 1991. Sivut  
103 - 140 teoksessa Honkapohja, S. - Ingberg, M.  
(eds.): Macroeconomic Modelling and Policy  
Implications. North Holland, Amsterdam, 1993. Myös:  
Helsingin yliopiston kansantaloustieteen laitoksen  
keskustelunaloitteita nr. 324, Helsinki, 1992.

- PURO, I. (1984): Finland's Currency Index System and Its Development. Bank of Finland Monthly Bulletin vol. 58, nr. 2 (February 1984), 26 - 30.
- MACDONALD, R. - TAYLOR, M. (1992): Exchange Rate Economics, A Survey. IMF Staff Papers, vol. 39, nr. 1, 1 - 57.
- MCCALLUM, B. - GOODFRIEND, M. (1987). Money: Theoretical Analysis of the Demand for Money. NBER, Working Paper nr. 2157.
- MIKKOLA, A. (1989): Transactions Demand for Money, Deregulation and Stock Exchanges. Finnish Economic Papers vol. 2, nr. 1, 31 - 38.
- MUSSA, M. (1976): The Exchange Rate, The Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating. Scandinavian Journal of Economics, vol. 78, 229 - 248.
- RAJAKANGAS, T. - JOHANSSON, P. (1984): Sterilointi ja rahapolitiikan itsenäisyys - vuotokertoimen estimointituloksia Suomelle. Suomen Pankin valuuttapolitiikan osaston keskustelunaloitteita VP 6/84.
- RIPATTI, A. (1993): Econometric Modelling of the Demand for Money in Finland. Lisensiaatintutkimus, Helsingin yliopiston kansantaloustieteen laitos, Helsinki.
- SARGENT, T. (1987): Macroeconomic Theory. Academic Press, New York.
- SARGENT, T. - WALLACE, N. (1973): The Stability of Models of Money and Growth with Perfect Foresight. Econometrica, vol. 41, nr. 6, 1043 - 1048.
- SUVANTO, A. (1991): Keskuspankkipolitiikan operatiiviset järjestelmät. Sivut 67 - 82 teoksessa Suomen rahoitusmarkkinat 1990 - toiminnot, lainsäädäntö ja instituutiot, Suomen Pankki, A:79, Helsinki.
- STARCK, C. (1988): Miten integroitunut kansainvälisiin rahoitusmarkkinoihin Suomi on? Kansantaloudellinen aikakauskirja, nr. 3, 301 - 304.
- SUOMEN PANKIN VUOSIKIRJAT 1985 - 1992. Suomen Pankki, Helsinki.



- SVENSSON, L. (1992a): The Foreign Exchange Risk Premium in a Target Zone with Devaluation Risk. Journal of International Economics, vol. 33, 21 - 40.
- (1992b): An Interpretation of Recent Research on Exchange Rate Target Zones. Journal of Economic Perspectives, vol. 6, nr. 4, 119 - 144.
- (1993): Fixed Exchange Rates as a Means to Price Stability: What Have We Learned? NBER, Working Paper nr. 4504, myös CEPR, Discussion Paper nr. 872.
- VAJANNE, L. (1993): The Exchange Rate Under Target Zones: Theory and Evidence on the Finnish Markka. ETLA, A:16, Helsinki.
- WILLMAN, A. (1989): Devaluation Expectations and Speculative Attacks on the Currency. Scandinavian Journal of Economics, vol. 91, nr. 1, 97 - 116.
- WILLMAN, A. (1992a): Studies in the Theory of Balance-of-payments Crises. Suomen Pankki B:46, Helsinki.
- WILLMAN, A. (1992b): Maksutasekriiseistä. Kansantaloudellinen aikakauskirja, vol. 88, nr. 3, 363 - 366.
- ÅKERHOLM, J. (1987): Fixed Exchange Rate Policy in Finland. Bank of Finland Monthly Bulletin, vol. 61, nr. 6 - 7 (June-July 1987), 26 - 32.
- (1992): The Exchange Rate Regime in Finland - Developments and Experiences. Bank of Finland, Central Bank Policy Department, Working Paper 2/92.

## LIITE 1. Lisää empiiristen tulosten laskemisesta

### VARJOKURSSIEN JA HYÖKKÄYSTODENNÄKÖISYYKSIEN LASKEMINEN

Luvussa 4.3.3 sivulla 70 yhtälöissä (29) ja (30) esitettiin, kuinka spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyysaikaasarjat on laskettu. Laskemisessa tarvittavan varjovaluuttakurssin  $s_{t+1}$  lauseke on esitetty yhtälössä (28) varjokurssille periodilla  $t$  eli varjokurssille  $s_t$ . Jotta hyökkäystodennäköisyyksille voitaisiin yhtälöiden (29) ja (30) avulla laskea arvot kaikille  $t$ , pitää jokaiselle periodille laskea varjovaluuttakurssin odotusarvo  $E_t(s_{t+1})$  ja varianssi  $\text{var}_t(s_{t+1})$ . Varjovaluuttakurssin odotusarvot on esitetty kuvioissa 9.1, 10.1, 11.1 ja 12.1 eri minimi- ja maksimivarannoille. Spekulatiivisen hyökkäyksen todennäköisyydet on vastaavasti esitetty kuvioissa 9.2, 10.2, 11.2, 12.2. Kuviot ovat sivuilla 81 - 84.

Varjovaluuttakurssin odotusarvo voidaan yhtälön (28) perusteella esittää seuraavasti:

$$(L1) \quad E_t(s_{t+1}) = -a + \frac{1}{1+b} \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{b}{1+b} \right)^j E_t(m_{t+j+1}) - \frac{1}{1+b} \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{b}{1+b} \right)^j E_t(p_{t+j+1}^*) \\ - \frac{c}{1+b} \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{b}{1+b} \right)^j E_t(y_{t+j+1}) + b \cdot i_t^* - \frac{1}{1+b} \cdot \sum_{q=1}^{11} k_q \cdot DI(q)_{t+j+1} \\ + h_6 D2(6)_t$$

Yhtälössä (L1) rahan tarjonnassa  $m_{t+j+1} = \log(R_t^a + D_{t+j+1})$  symboli  $R^a$  on valuuttavarannon yläraja, jonka paikalle sijoitetaan  $R^y$ , kun lasketaan varjokursseja koskien "selling attackin" todennäköisyyksiä. Varjovaluuttakurssin varianssi  $\text{var}_t(s_{t+1})$  lasketaan seuraavasti:

Yhtälössä (L2)  $m_{t+j+1|t+1}$  tarkoittaa muuttujan  $m$  periodin  $t+j+1$  ennustetta periodilla  $t+1$ .  $p_{t+j+1|t+1}^*$  ja  $y_{t+j+1|t+1}$  ovat vastaavia ennusteita.

$$\begin{aligned}
(L2) \quad \text{var}_t(s_{t+1}) &= \text{var}_t \left[ \frac{1}{1+b} \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{b}{1+b} \right)^j m_{t+j+1|t+1} \right] \\
&+ \text{var}_t \left[ \frac{1}{1+b} \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{b}{1+b} \right)^j p_{t+j+1|t+1}^* \right] \\
&+ \text{var}_t \left[ \frac{1}{1+b} \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{b}{1+b} \right)^j y_{t+j+1|t+1} \right] \\
&+ b^2 \cdot \text{var}_t(i_{t+1}^* - i_t^*)
\end{aligned}$$

Spekulatiivisten hyökkäysten todennäköisyydet lasketaan siis yhtälöillä (29) ja (30) olettamalla, että

$$(L3) \quad s_{t+1} \sim N [E_t(s_{t+1}), \text{var}_t(s_{t+1})] .$$

#### KESKUSPANKIN LUOTONANNON KOTIMAINEN KOMPONENTTI D

Seuraavaksi esitetään, kuinka yhtälön (L1) oikean puolen toisen termin arvot laskettiin.

Koska  $D_t$  oletetaan ARIMA(0,1,1)-prosessin tuottamiksi, termin arvoksi saadaan

$$\begin{aligned}
(L4) \quad \frac{1}{1+b} \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{b}{1+b} \right)^j E_t(m_{t+j+1}) &= \frac{1}{1+b} \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{b}{1+b} \right)^j E_t[\log(R_t^a + D_{t+j+1})] \\
&= \log(R_t^a + D_t + \theta Z_t) ,
\end{aligned}$$

jossa  $\theta$  ja  $Z_t$  ovat kuten taulukossa 4 sivulla 79 on esitetty.

Yhtälön (L2) ensimmäinen termi lasketaan seuraavasti:

$$\begin{aligned}
(L5) \quad & \text{var}_t \left[ \frac{1}{1+b} \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{b}{1+b} \right)^j m_{t+j+1|t+1} \right] \\
& = \text{var}_t \left[ \frac{1}{1+b} \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{b}{1+b} \right)^j \text{var}_t \left[ \log(R_t^a + D_t + Z_{t+1} + \theta Z_{t+1}) \right] \right] \\
& = \left[ \frac{(1+\theta)^2}{R_t^a + D_t} \right]^2 \cdot \text{var}_t(Z_{t+1}) .
\end{aligned}$$

Viimeinen lauseke yhtälössä (L5) on saatu, kun on otettu ensimmäisen asteen Taylor-approksimaatio termistä  $\log(R^a + D_t + Z_{t+1} + \theta Z_{t+1})$  pisteen  $Z_{t+1}=0$  läheisyydessä.  $\text{var}_t(Z_{t+1})$  on taulukossa 4 sivulla 79 esitetty  $\text{see}^2$  kaikille  $t$ .

#### ULKOMAINEN HINTATASO $p^*$

Ei esitetä yksityiskohtaisesti, kuinka ulkomaisen hintatason termi yhtälössä (L1) lasketaan. Periaate on seuraava:

$$\begin{aligned}
(L6) \quad & \frac{1}{1+b} \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{b}{1+b} \right)^j E_t(p_{t+j+1}^*) \\
& = b \cdot \delta \cdot \left( \frac{b}{1+b} \right)^{10} + (p_{t+12|t}^* - 21 \cdot \delta) + \frac{1}{1+b} \cdot \sum_{k=0}^{10} \left( \frac{b}{1+b} \right)^k p_{t+k+1|t}^* .
\end{aligned}$$

Yhtälössä (L6)  $p_{t+k|t}^*$  on  $p_{t+k}^*$ :n SARIMA(0,2,1)(0,0,1)<sub>12</sub>-ennuste periodilla  $t$ . Periodista  $t+12$  eteenpäin SARIMA(0,2,1)(0,0,1)<sub>12</sub>-mallin ennusteet muuttuvat saman verran joka periodilla. Tämä muutoksen ennuste on yhtälössä (L6)  $\delta$ .

Yhtälön (L2) toinen termi voidaan sieventää muotoon

$$\begin{aligned}
(L7) \quad & \text{var}_t \left[ \frac{1}{1+b} \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{b}{1+b} \right)^j p_{t+j+1|t+1}^* \right] \\
& = \text{var}_t(Z_{t+1}) \left[ 1 + (1+\theta_1) \left[ 21 \left( \frac{b}{1+b} \right)^{11} + b - b \left( \frac{b}{1+b} \right)^{10} \right] \right. \\
& \quad \left. + (1+\theta_1+\theta_2) \left( \frac{b}{1+b} \right)^{12} + (1+\theta_1+\theta_2+\theta_1\theta_2) \left[ b \left( \frac{b}{1+b} \right)^{12} - 24 \left( \frac{b}{1+b} \right)^{13} \right] \right]^2.
\end{aligned}$$

Yhtälössä (L7) symbolit ovat kuten taulukossa 3 sivulla 79.  $\text{var}_t(Z_{t+1}) = \text{see}^2$  on taulukossa 3 esitetty  $\text{see}^2$  kaikille  $t$ .

#### KOTIMAINEN TUOTANTO $y$

Kun yhtälön (L1) oikean puolen kolmas termi lasketaan, on saadaan ensin helposti SARIMA(0,1,1)(0,1,1)-ennusteet tuotannon muutokselle seuraavalle 13 periodille, merkitään niitä

$\gamma_t = y_t - y_{t-1}$ . Niiden avulla termi voidaan ( $y$ :n ollessa mainitun prosessin tuottama) ilmaista seuraavasti:

$$\begin{aligned}
(L8) \quad & \frac{c}{1+b} \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{b}{1+b} \right)^j E_t(y_{t+j+1}) \\
& = c \cdot \left[ y_t + E_t(\gamma_{t+1}) + \sum_{k=2}^{13} \left[ E_t(\gamma_{t+k}) \cdot \left( \frac{b}{1+b} \right)^{k-1} \right] \cdot \frac{1}{1 - \left( \frac{b}{1+b} \right)^{12}} \right].
\end{aligned}$$

Yhtälön (L2) oikean puolen kolmas termi sievennetään seuraavasti:

$$\begin{aligned}
 (L9) \quad \text{var}_t \left[ \frac{c}{1+b} \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \left( \frac{b}{1+b} \right)^j (y_{t+j+1}) \right] \\
 = c^2 \left[ \left( 1 + \theta \cdot \frac{b}{1+b} \right) \right. \\
 \left. + \left[ (1 + \theta_2) + \frac{b}{1+b} \cdot (\theta_1 + \theta_1 \theta_2) \right] \cdot \frac{\left( \frac{b}{1+b} \right)^{12}}{1 - \left( \frac{b}{1+b} \right)^{12}} \right]^2 \cdot \text{var}_t(Z_{t+1}) ,
 \end{aligned}$$

jossa  $\text{var}_t(Z_{t+1}) = \text{see}^2$  (katso taulukko 2 sivulla 78) kaikille  $t$ .

#### KUUKAUSI-INDIKAATTORIMUUTTUUJAT VARJOKURSSIN ODOTUSARVO-YHTÄLÖSSÄ

Yhtälön (L1) oikean puolen kuudes termi eli kuukausi-indikaattorimuuttujien vaikutus varjokurssin odotusarvoon voidaan sieventää seuraavaan muotoon:

$$\begin{aligned}
 (L10) \quad \frac{1}{1+b} \cdot \sum_{j=0}^{\infty} \left[ \left( \frac{b}{1+b} \right)^j \cdot \sum_{q=1}^{11} k_q DI(q)_{t+j+1} \right] \\
 = - \frac{1}{(1+b) \left[ 1 - \left( \frac{b}{1+b} \right)^{12} \right]} \cdot \sum_{r=1}^{12} \left[ k_{r+h} \cdot \left( \frac{b}{1+b} \right)^{r-1} \right] ,
 \end{aligned}$$

jossa  $h = \begin{cases} q, & \text{kun } DI(q) = 1, \quad q = 1, \dots, 11 \text{ eli tammi - marraskuussa} \\ 0, & \text{kun } DI(q) = 0, \quad \text{kaikille } q = 1, \dots, 11 \text{ eli joulukuussa} \end{cases}$

ja jossa  $k_v$  on  $\begin{cases} DI(v):n \text{ kerroinestimaatti rahan kysyntä-} \\ \text{regressiossa, kun } v = 1, \dots, 11 \\ 0, \text{ kun } v = 12 \\ k_{v-12}, \text{ kun } v = 13, \dots, 23 \end{cases}$ .

## ULKOMAINEN KORKO VARJOKURSSIN VARIANSSIN YHTÄLÖSSÄ

Yhtälön (L2) oikean puolen neljäs termi  $\text{var}_t(i_{t+1}^*)$  on  $(i_{t+1}^* - i_t^*)$ :n otosvarianssi koko tutkimusajanjaksolla.

## SUOMEN PANKIN KESKUSTELUALOITTEITA

ISSN 0785-3572

- 1/94 Juha Tarkka **Implicit Interest as Price Discrimination in the Bank Deposit Market.** 1994. 28 s. ISBN 951-686-385-X. (TU)
- 2/94 Airi Heikkilä **Selvitys suorista sijoituksista Suomeen.** 1994. 59 s. ISBN 951-686-386-8. (TU)
- 3/94 Erkki Koskela — Jouko Vilmunen **Tax Progression is Good for Employment in Popular Models of Trade Union Behaviour.** 1994. 22 s. ISBN 951-686-387-6. (TU)
- 4/94 Anne Brunila **Investment and Financing Considerations: Evidence from Finnish Panel Data.** 1994. 28 s. ISBN 951-686-398-1. (KT)
- 5/94 Jarmo Kontulainen — Jouko Vilmunen **Viewpoints on "Three Assessments of Finland's Economic Crisis and Economic Policy".** 1994. 19 s. ISBN 951-686-401-5. (RP)
- 6/94 Pia Ahlqvist **Käteisrahan kysyntä Suomessa 1992.** 1994. 52 s. ISBN 951-686-402-3. (TU)
- 7/94 Peter Nyberg — Vesa Vihriälä **The Finnish Banking Crisis and Its Handling (an update of developments through 1993).** 1994. 49 s. ISBN 951-686-404-X. (RM)
- 8/94 Martin Dufwenberg — Heikki Koskenkylä — Jan Södersten **Manufacturing Investment and Taxation in the Nordic Countries.** 1994. 24 s. ISBN 951-686-405-8. (TU)
- 9/94 Paavo Peisa **Työn tuottavuuden kasvu toimialojen kokemusten valossa.** 1994. 27 s. ISBN 951-686-406-6. (KT)
- 10/94 Lauri Kajanoja **Spekulatiivisten hyökkäysten teoria ja paineet Suomen markan kurssia kohtaan 1985–1992.** 1994. 87 s. ISBN 951-686-407-4. (KT)