

VAASAN YLIOPISTO
KAUPPATIETEELLINEN TIEDEKUNTA
TALOUSTIEDE

Viktor Palomäki

TUOTTOKÄYRÄ ENNAKOIVANA INDIKAATTORINA
NOLLAKORKORAJOITTEEN JA EPÄTAVANOMAISEN RAHAPOLITIIKAN
OLOSUHTEISSA

Taloustieteen
pro gradu -tutkielma

VAASA 2019

SISÄLLYSLUETTELO	sivu
1. JOHDANTO	5
2. TUOTOKÄYRÄ ENNAKOIVANA INDIKAATTORINA	7
3. TUOTOKÄYRÄN ENNUSTEKYKY NOLLAKORKORAJOITTEEN OLOSUHTEISSA	18
4. GRAAFINEN ANALYYSI AS-AD –MALLIN AVULLA	25
4.1. Positiivinen kysyntäsokki	27
4.2. Negatiivinen kysyntäsokki.....	28
4.3. Positiivinen tarjontasokki.....	29
4.4. Negatiivinen tarjontasokki	32
5. KORKOERON ENNUSTUKSELLINEN TEHOKKUUS FINANSSIKRIISIN JÄLKEEN YHDYSVALLOISSA	35
6. JOHTOPÄÄTÖKSET	54
7. LÄHDELUETTELO	56

VAASAN YLIOPISTO**Kauppätieteellinen tiedekunta**

Tekijä:	Viktor Palomäki
Tutkielman nimi:	Tuottokäyrä ennakoivana indikaattorina nollakorkorajoitteen ja epätavanomaisen rahapolitiikan olosuhteissa
Ohjaaja:	Juuso Vataja
Tutkinto:	Kauppätieteiden maisteri
Laitos:	Taloustieteen laitos
Oppiaine:	Taloustiede
Aloitusvuosi:	2013
Valmistumisvuosi:	2019

Sivumäärä: 61

TIIVISTELMÄ

Tulevaisuus kiinnostaa ihmistä. Menestyksekkäällä tulevaisuuden ennakkoinnilla voivat taloudelliset toimijat tehdä parempia päätöksiä ja poistaa tulevaisuuteen liittyvää epävarmuutta. Kansantalouden ennustaminen on kuitenkin haasteellista, eivätkä taloustieteilijöiden tekemät ennusteet aina osu kohdalleen. Empiirisessä kirjallisuudessa on kuitenkin löydetty ennakoiva yhteys eri maturiteetin valtionvelkakirjojen tuottojen ja tulevien talouden nousu- ja laskusuhdanteiden välillä, joka historiallisen datan perusteella näyttäisi olevan huomattavan vahva.

Kansainvälisen finanssikriisin jälkeen etenkin läntisissä maissa valtionvelkakirjojen tuotot ovat laskeneet historiallisen alhaiselle tasolle. Suuri osa valtiovelkakirjojen tuottojen ennustekykystä tutkivasta kirjallisuudesta ottaa aineistonsa ajalta, jolloin velkakirjojen tuotot ovat olleet korkeammalla tasolla kuin tänä päivänä. Matalan korkotason olosuhteissa keskuspankkien tavanomaisen rahapolitiikan välineen käytöstä on tullut tehotonta, mikä on johtanut epätavanomaisten rahapolitiikan välineiden käyttöönottoon.

Tässä tutkielmassa pohditaan aiempaa kirjallisuutta hyödyntäen syitä empiiriselle yhteydelle valtionvelkakirjojen tuottojen ja suhdannevaihteluiden välillä sekä epätavanomaisen rahapolitiikan ja nollakorkorajoitteen olosuhteiden mahdollista vaikutusta korkoerosta saataviin ennusteisiin. Yhteyttä tutkitaan AS-AD –mallin avulla teoreettisesti ja ekonometristen menetelmien avulla empiirisesti ajanjaksolla, jolla keskuspankki harjoittaa epätavanomaista rahapolitiikkaa ja nollakorkorajoite on sitova.

Tutkielman lopputulema on, että korkoero voi ennustaa taloudellista aktiviteettia tavanomaisesta poikkeavissakin olosuhteissa riippuen keskuspankin reaktiosta mahdollisiin talouteen kohdistuviin sokkeihin. Empiirisessä analyysissä ei kuitenkaan löydetä korkoerosta merkittävää ennustuksellista yhteyttä Yhdysvalloissa näiden olosuhteiden vallitessa.

AVAINSANAT: Ennustaminen, Korkoero, Suhdannevaihtelut, Tuottokäyrä

1. JOHDANTO

Tulevaisuuden ennustaminen kiinnostaa ihmistä. Taloustieteellisessä tutkimuksessa on taloudellisesta datasta löydetty muuttujia, jotka näyttäisivät säännönmukaisesti ennakoivan talouden tilaa tulevaisuudessa. Tulevaisuuteen liittyy runsaasti epävarmuutta, ja historialliseen dataan perustuvien ennusteiden käyttäminen tulevaisuutta koskevassa päätöksenteossa on aina riskialtista. Mahdollisuus tulevaisuuden ennustamiseen on riskeistä huolimatta esimerkiksi poliittisten päättäjien, sijoittajien, yritysjohtajien ja kotitalouksien mielenkiinnon kohteena, koska tulevaisuuden tunteminen voi parhaimmillaan mahdollistaa yksilöiden ja yhteiskuntien hyvinvoinnin kannalta paremman päätöksenteon.

Tuottokäyrä, joka kuvaa eri maturiteetin luottoriskittömien valtionvelkakirjojen korkojen rakennetta, on historiallisesti ollut yksi johtavista talouden suhdanteita ennakoivista indikaattoreista. Muutokset velkakirjojen tuotoissa ovat ennakoineet nousu- ja laskusuhdanteita läpi historian, mutta ennusteiden menestys on ollut vaihtelevaa, eikä korkoerosta johdettu informaatio ole aina ollut luotettavaa. Näyttäisi siltä, että johtavien indikaattorien antaessa mahdollisen tulevaisuutta koskevan signaalin reaaliajassa, herää epäily siitä, voidaanko signaaliin luottaa. Yksi syy tähän voi olla se, että yhteys tulevaisuuden ja indikaattoreiden välillä on usein tilastollinen, eikä se, *miksi* jokin muuttuja ennustaa tulevaisuutta, ole yksiselitteistä tai varmaa.

Muutokset keskuspankkien rahapoliittisessa päätöksenteossa näyttäisivät olevan yksi merkittävimmistä tekijöistä, joka vaikuttaa tuottokäyrän tehokkuuteen ennakoivana indikaattorina (Estrella 2005). Kansainvälisen finanssikriisin myötä suuressa osassa läntistä maailmaa keskuspankit laskivat ohjauskorkonsa hyvin lähelle nollaa, mikä on johtanut lyhyen maturiteettien valtionvelkakirjojen tuottojen laskuun ja rahapolitiikan harjoittamisen rajoittumiseen. Esimerkiksi Yhdysvaltain keskuspankin ohjauskorko ja yhden vuoden valtion velkasitoumuksen tuotot ovat olleet historiallisen matalalla

tasolla koko kansainvälisen finanssikriisin jälkeisen periodin ajan. Nollakorkorajoite saattaa vaikuttaa tuottokäyrästä saataviin ennusteisiin, minkä vuoksi sen ennustekyvyn arviointi uusissa matalan korkotason olosuhteissa voi olla arvokasta (Hännikäinen 2015).

Tämän tutkielman ensimmäisessä osiossa selitetään, mitä tuottokäyrällä tarkoitetaan, ja käydään läpi tuottokäyrää koskevassa kirjallisuudessa esitettyjä teorioita sen ennakoivia ominaisuuksia koskien. Toisessa osiossa pohditaan nollakorkorajoitteen ja epätavanomaisen rahapolitiikan vaikutusta tuottokäyrän rakenteeseen ja sen mahdolliseen ennustekyvyn. Tutkielmassa kohdataan perimmäisiä taloudellisia kysymyksiä koskien neutraalin korkotason tilaa, suhdannevaihteluiden alkuperää ja rahapolitiikan tehokkuutta, eli sitä, mitä rahapolitiikalla pystytään oikeastaan saavuttamaan.

2. TUOTTOKÄYRÄ ENNAKOIVANA INDIKAATTORINA

Tuottokäyrä on graafinen kuvaaja, jolla kuvataan saman velallisen liikkeelle laskemien, muuten samankaltaisten, mutta maturiteetiltaan eripituisten velkakirjojen tuottojen ja maturiteettien välistä yhteyttä tiedettynä ajanhetkenä (Gogas, Papadimitriou & Chrysanthidou 2015: 208). Käytännössä tuottokäyrästä puhuttaessa tarkoitetaan luottoriskittömien, tiedetyn valtion velkakirjojen eri maturiteettejen tuottojen eroja. Tällöin tuottokäyrän piirtämiseen käytetään kahta tai useampaa saman valtion liikkeelle laskemaa maturiteetiltaan eripituista velkakirjaa, ja niiden tuottojen erotusta. Velkakirjojen korkojen eroilla on suora yhteys niistä muodostuvan tuottokäyrän jyrkkyyteen. Mitä suurempi korkojen erotus on eri maturiteeteilla, sitä jyrkemmäksi muodostuu tuottokäyrän kulmakerroin. Esimerkiksi korkoeron muuttuessa negatiiviseksi myös tuottokäyrän kulmakerroin kääntyy negatiiviseksi. (Bonser-Neal & Morley 1997.)

Yksinkertaista kahden velkakirjan muodostaman tuottokäyrän käyttäytymistä voidaan havainnollistaa yksinkertaisella esimerkillä: Jos kymmenen vuoden velkakirjan tuotto on 3 prosenttiyksikköä ja lyhemmän velkasitoumuksen 1 prosenttiyksikköä, on korkoero 2 prosenttiyksikköä ja tuottokäyrän kulmakerroin positiivinen. Jos lyhyt korko nyt rahapoliittisen päätöksen, tai jonkin muun tekijän vaikutuksesta nousee esimerkiksi 4 prosenttiyksikköön pitkän koron pysyessä samana, on korkoero -1 prosenttiyksikköä, jolloin myös tuottokäyrän kulmakerroin kääntyy negatiiviseksi. Kahden eri velkainstrumentin tapauksessa tuottokäyrän kuvaaja on lineaarinen, mutta piirrettäessä tuottokäyrä useammalla eripituisella tuotolla, ei näin välttämättä tarvitse olla. (Bonser-Neal & Morley 1997.)

Historiallisesti korkoero on aika ajoin kääntynyt negatiiviseksi, jolloin lyhyen maturiteetin velkakirjat ovat tuottaneet enemmän kuin pitkän maturiteetin velkakirjat (Fisher 2001: 3). Korkoero on kääntynyt Yhdysvalloissa negatiiviseksi 1960-luvulta tähän päivään saakka kahdeksan kertaa. Seitsemänä

kertana näistä kahdeksasta kerrasta on tuottokäyrän kääntyminen negatiiviseksi edeltänyt taantumaa. (Haubrich 2006: 1.) Lukuisissa empiirisissä tutkimuksissa on todettu tuottokäyrän kulmakertoimella olevan tilastollisesti merkittävä ennustuksellinen yhteys reaalityalouden tulevaan kasvuun tai supistumiseen tulevaisuudessa. Esimerkiksi Harveyn (1988), Laurentin (1988, 1989), Chenin (1991), Estrellan & Hardouvelisin (1991), Davisin & Henryn (1994), Gamberin (1996), Davisin & Faganin (1997), Estrellan & Mishkinin (1997, 1998), Kozickin (1997), Stockin & Watsonin (2001) tekemät tutkimukset osoittavat tuottokäyrän kulmakertoimella ja velkakirjojen korkoerolla olevan empiirisesti merkittävää ennustuksellista tehokkuutta. (Estrella, Rodrigues & Schich 2002: 1.). Näyttö on erityisen vahvaa Yhdysvaltain velkakirjojen osalta, mutta korkoeron ja suhdannevaihteluiden välisestä yhteydestä on löydetty näyttöä myös muun muassa Kanadassa, Saksassa ja Isossa Britanniassa (Estrella 2005: 2).

Suhdannevaihtelulla tarkoitetaan talouden kokonaistuotannon kuilua sen potentiaalisen tuotannon ja toteutuneen tuotannon välillä. Talouden suhdanne voi olla joko nousu- tai laskusuhdanne. Noususuhdanteessa talous tuottaa enemmän tavaroita ja palveluita, kun mitä sen käytännössä pitäisi potentiaaliinsa nähden pystyä tuottamaan, ja laskusuhdanteessa päinvastoin. Tuotannon ollessa potentiaalisella tasollaan, ei taloudessa esiinny inflaatiopaineita, eikä suhdannetyöttömyyttä esiinny (Case, Fair & Oster 2012: 253). Taantumalla tarkoitetaan syvempää laskusuhdannetta, mutta sille ei ole yhtä täysin vakiintunutta määritelmää. Esimerkiksi Yhdysvalloissa NBER (National Bureau of Economic Research) määrittelee joustavasti taantumia, ja ne riippuvat tämän instituution komitean jäsenten arvioista. NBER:n oman kuvauksen mukaan taantumalla tarkoitetaan kuitenkin ajanjaksoa, jolloin reaalisesta kokonaistuotannon lasku voidaan havaita laskuna muun muassa reaalisessa kansantuotteessa, työllisyydessä, teollisessa tuotannossa sekä vähittäiskaupassa. (Ng & Wright 2013: 4-5)

Ennustemalleissa korkoeron laskemista varten voidaan käyttää mitä tahansa pitkien ja lyhyiden korkojen yhdistelmää, eikä tuottokäyrää koskevassa

kirjallisuudessa ole yhtä täysin vakiintunutta tapaa laskea korkoeroa. Korkoeroa laskettaessa Estrellan & Trubinin (2006) mukaan tärkeinä kriteereinä voidaan pitää datan saatavuutta korkojen historiallista kehitystä koskien, sekä tämän datan säännönmukaisuutta. Tuottoihin vaikuttavat kuponkikorot ja mahdollisesta luottoriskistä aiheutuvat preemiot tulee myös ottaa huomioon, jotta korkoerosta saatu mahdollinen informaatio tulevaisuutta koskien olisi mahdollisimman oikeellista.

Yhdysvaltain valtionvelkakirjojen tuotot täyttävät kriteerit hyvin, ja siksi esimerkiksi Estrella ym. (2006) suosittelevat niiden käyttöä korkoeron mittaamisessa. Kirjallisuudessa on käytetty paljon Yhdysvaltain kymmenen vuoden valtionvelkakirjan ja valtion kolmen kuukauden velkasitoumuksen yhdistelmää, koska kyseistä yhdistelmää käyttämällä on useissa tutkimuksissa saatu tarkimpia ja luotettavimpia ennusteita. Myös muita yhdistelmiä on mahdollista käyttää korkoeron laskemiseen, koska eri korkoyhdistelmien korkoerot ovat vahvasti korreloituneita. Eri korkojen yhdistelmillä tuottokäyrä voi kuitenkin kääntyä negatiiviseksi eri aikoihin, mikä tulee ottaa huomioon ennusteista laadittaessa. (Estrella & Trubin 2006: 3.)

Tuottokäyrän ja korkoerojen rakennetta on pyritty yleisesti ymmärtämään odotushypoteesilla, joka yksinkertaisimmassa muodossaan olettaa, että useamman periodin velkakirjojen tuoton tulisi olla sama, kuin yhden periodin velkakirjojen odotettujen tuottojen keskiarvo samalta ajalta. (Fisher 2001: 3.) Odotushypoteesi on kahden eri periodin velkakirjojen tapauksessa muodoltaan:

$$(1) \quad R_t = \frac{1}{2} (r_t + E_t r_{t+1}),$$

jossa kahden periodin pitkä korko on R_t , nykyinen lyhyt korko r_t ja seuraavan periodin odotettu lyhyt korko $E_t r_{t+1}$. (Estrella 2004: 727.)

Odotushypoteesi ei kuitenkaan saa empiirisistä havainnoista tukea, sillä historiallisesti Yhdysvalloissa pidemmän maturiteetin valtionvelkakirjojen

tuotot ovat keskiarvoltaan ylittäneet lyhemmän maturiteetin valtionvelkakirjojen tuoton. Tavanomaisessa tilanteessa velkakirjojen korkoero saa siis positiivisen arvon, ja täten myös tuottokäyrän kulmakerroin on tavallisesti positiivinen. Odotushypoteesi ei kuitenkaan ole merkityksetön selitettäessä tuottokäyrän muotoa. Se ei vain päde yksinkertaisessa muodossaan, koska silloin jää huomioimatta muita tekijöitä, jotka voivat vaikuttaa eroihin eri velkakirjojen tuotoissa. (Fisher 2001: 1-5.)

Pitkien velkakirjojen tavanomaisesti korkeampaa tuottoa voidaan selittää suurelta osin niiden sisältämällä korkoriskillä, josta aiheutuu sijoittajien niille asettama korkeampi tuottovaatimus. (Haubrich 2006: 1). Valtionvelkakirjojen, erityisesti Yhdysvaltain valtionvelkakirjojen, oletetaan usein olevan hyvin likvidejä sekä lähestulkoon luottoriskittömiä sijoituksia, minkä johdosta pidemmän maturiteetin velkakirjan riskisyyden, eli korkoriskin, aiheuttaa suurelta osin sen hinnan suurempi vaihtelu. Pidemmän maturiteetin velkakirja reagoi lyhyen maturiteetin velkakirjaa herkemmin korkotason muutoksiin, ja näin ollen sijoittajan halutessa myydä pitkän maturiteetin velkakirjansa ennen sen juoksuajan päättymistä, on olemassa suurempi riski siihen, että myyntihinta on alhaisempi, kuin mitä velkakirjaa ostettaessa. Asiaa voidaan havainnollistaa yksinkertaisella esimerkillä: Ostetaan vuoden pitoperiodiksi maturiteeteiltaan vuoden pituinen velkasitoumus ja kymmenen vuoden pituinen velkasitoumus, jotka eivät sisällä luottoriskiä. Tällaisessa tilanteessa maturiteetiltaan vuoden pituisen velkasitoumuksen tuotto on varma, mutta pitkään velkasitoumukseen liittyy epävarmuutta, koska se myydään vuoden kuluttua, eikä myyntihintaa voida varmuudella tietää. Sijoittajat vaativat tälle epävarmuudelle korvauksen, eli riskipreemion, joka näkyy pitkien velkakirjojen tavallisesti korkeampina tuottoina. (Fisher 2001: 3-4.)

Perusajatuksena tuottokäyrän avulla tehtävissä ennusteissa on se, että tuottokäyrän kulmakertoimen kääntyessä negatiiviseksi, voidaan tulevan kasvun odottaa olevan hidasta, tai taantumaa pitää todennäköisenä lähitulevaisuudessa. Kulmakertoimen ollessa positiivinen, voidaan odottaa sitä suurempaa kasvua, mitä jyrkempi kulmakerroin on. Ennusteita on

kahdenlaisia: voidaan yrittää ennustaa odotettua talouden kasvunopeutta, tai yrittää ennustaa todennäköisyyttä taantumalle lähitulevaisuudessa. (Haubrich 2006: 1).

Ennusteita, jotka perustuvat tuottokäyrän kulmakertoimeen tai korkoeroon, voidaan tehdä käyttämällä ekonometrisia malleja tai yksinkertaisimmillaan peukalosääntöä, että korkoeron kääntymistä negatiiviseksi seuraa taantuma. Esimerkiksi 1960-luvulta tähän päivään saakka jokaista taantumaa Yhdysvalloissa on edeltänyt tuottokäyrän kulmakertoimen kääntyminen negatiiviseksi. Tämä ei tietenkään tarkoita, että näin kävisi varmuudella tulevaisuudessa. Talousteoriasta saadaan kuitenkin tukea empiirisille havainnoille siitä, että tuottokäyrästä voidaan mahdollisesti saada tietoa tulevaa talouden tuotannon tasoa ja kasvua koskien. (Estrella 2005: 3–6.)

Tuottokäyrän ennustuksellisesta yhteydestä tulevaan talouden kasvuun on runsaasti empiiristä näyttöä, mutta yhtä vakiintunutta teoriaa sille, miksi tuottokäyrästä voidaan saada tietoa, ei ole. Usein esitetty yksinkertainen selitys on rahapolitiikan vaikutus: Keskuspankit nostavat ohjauskorkoaan nousukauden päätteeksi, mikä tasoittaa tai kääntää tuottokäyrän kulmakertoimen negatiiviseksi, ja taantuma seuraa rahapoliittista päätöstä viiveellä. (Estrella 2005: 1.) Ohjauskorolla tarkoitetaan pankkien välisten rahamarkkinoiden yön yli -lainoille maksettavaa korkoa, jota keskuspankki pystyy säätelemään mandaattinsa mukaisesti (Fama 2013: 3).

Yhtä selkeää teoriaa sille, miksi tuottokäyrä toimii ennakoivana indikaattorina, ja miksi ennusteiden merkitsevyys vaihtelee yli ajan, ei ole. Kuitenkin esimerkiksi Estrella (2005), Bordo & Haubrich (2004) ovat esittäneet teorioita siitä, miksi tuottokäyrällä ja tulevalla talouskasvulla voi olla ennustuksellinen yhteys.

Selitykset tuottokäyrän ominaisuuksista ovat olleet useimmissa tutkimuksissa epäformaaleja, eivätkä selitykset aina perustu tarkkoihin matemaattisiin malleihin. Estrella (2005) esittää formaalin, teoreettisen rationaalisten

odotusten mallin, jonka avulla voidaan eksplisiittisesti osoittaa tuottokäyrän ennustukselliseen tehokkuuteen vaikuttavia tekijöitä, ja sen, minkälaisissa olosuhteissa korkoerosta saatu informaatio on ennustuksellisesti merkittävää. Malli koostuu Phillipsin käyrästä, IS-käyrästä, yhden ja kahden periodin velkakirjojen tuottojen rakenteesta, sekä keskuspankin reaktiofunktioista. (Estrella 2005: 4.) Ratkaisuna saatu yhteys talouden odotetun seuraavan periodin tuotantokuilun ja korkoeron välillä on

$$(2) \quad E_t y_{t+1} = \frac{2}{g_y} (R_t - r_t) + \frac{1-g_r}{g_y} (r_t - \pi^*) + \frac{g_\pi}{g_y} (\pi^* - \pi_t - a y_t).$$

Parametrit g_y , g_π ja g_r ovat yhtälössä keskuspankin reaktiofunktion

$$(3) \quad r_t = g_r r_{t-1} + g_\pi \pi_t + g_y y_t + (1 - g_r - g_\pi) \pi^*$$

politiikkaparametreja, jossa tasapainossa oleva korkotaso on nolla, y_t tuotantokuilu mitattuna logaritmisella asteikolla potentiaalisen ja toteutuneen tuotannon välillä periodilla t , π_t inflaatio periodilla t ja π^* keskuspankin inflaatiotavoite. Yhtälöstä nähdään, että korkoerolla on useimmissa tapauksissa ennustuksellista merkitystä. Tuottokäyrän $(R_t - r_t)$ merkitys riippuu yhtälössä keskuspankin politiikkaparametrissa g_y , eli sitä, kuinka vahvasti keskuspankki reagoi poikkeamiin potentiaalistesta tuotannosta. Vaikka vain parametri g_y esiintyy termissä joka sisältää korkoeron, vaikuttavat parametrien g_π ja g_r arvot epäsuorasti muiden termien sisällä tuottokäyrän suhteelliseen merkitykseen yhtälössä. Korkoeron lisäksi ennustuksellista arvoa on lyhyellä korolla r_t , inflaatiolla π_t ja tuotantokuilulla y_t . Kerroin a saadaan Phillipsin käyrästä:

$$(4) \quad \pi_t = \pi_{t-1} + a y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

jossa ε_t on satunnainen sokki, jonka odotusarvo on 0. Yhtälössä työttömyysaste on korvattu tuotantokuilulla. (Estrella 2005: 725–734.)

Yhtälön politiikkaparametreista voidaan nähdä keskuspankin rahapolitiikan vaikutus yhtälön termien ennustukselliseen tehoon. Jos esimerkiksi g_y ja g_π lähestyvät ääretöntä, häviävät yhtälön kaksi ensimmäistä termiä, jolloin korkoerosta ei voida saada informaatiota tulevaisuuden tuotantoa koskien. Toinen esimerkki, jossa $g_r = 1$, $g_y > 0$ ja $g_\pi = 0$ johtaa siihen, että muut termit, paitsi korkoero ($R_t - r_t$) häviävät. Useimmissa tapauksissa tuottokäyrä on kuitenkin hyödyllinen ennustettaessa tulevan tuotannon tasoa suhteessa potentiaaliseen tuotantoon, esimerkiksi silloin, kun keskuspankilla on tietty tavoite inflaatiopoikkeamia tai tuotantokuilua koskien. Usein tavoite on esimerkiksi näiden poikkeamien vaihtelun minimoiminen.

Keskuspankin tavoitefunktio voi olla esimerkiksi muodoltaan:

$$(5) \quad \min_{\{g_y, g_\pi, g_r\}} E_t \sum_{i=1}^{\infty} \delta^i \frac{1}{2} [(1-w)(\pi_{t+i} - \pi^*)^2 + w y_{t+i}^2].$$

Yhtälössä δ on positiivisen arvon saava diskonttaustekijä ja w kokonaistuotannolle annettava paino joka on väliltä $0 \leq w \leq 1$. Keskuspankki voi siis keskittyä vain inflaation tasoittamiseen, tuotantokuilun tasoittamiseen tai molempien tasoittamiseen tietyillä painoilla w ja $(1-w)$. Jos keskuspankki haluaa keskittyä inflaation lisäksi suhdanteiden tasoittamiseen, on kustannuksena suurempi vaihtelu tavoitellun ja toteutuneen inflaation välillä. Jos keskuspankki optimoi politiikkaparametrisa eksplisiittisesti, parametrien arvot riippuvat siitä, millaisessa suhteessa keskuspankki keskittyy suhdanteiden ja inflaatiopoikkeamien tasoittamiseen. Tällöin tuottokäyrän saama paino yhtälössä (2) riippuu näille kahdelle poikkeamalle annetuista painoista. (Estrella 2005: 734–735.)

Tuottokäyrän ennustuksellista tehokkuutta voidaan havainnollistaa esimerkiksi tilanteessa, jossa keskuspankki toimii Taylorin (1993) säännön mukaan. Sääntö ei perustu eksplisiittisesti optimoinnille, mutta Taylorin (1993) artikkelin mukaan Yhdysvaltain keskuspankin politiikka oli vuosien 1987–1992 välillä suurin piirtein säännön mukaista. Taylorin säännön mukaan keskuspankin reaktiofunktion parametrit saavat arvot $g_y = 0,5$, $g_\pi = 1,5$ ja $g_r = 0$. Tällöin funktio (2) saa muodon

$$(6) \quad E_t y_{t+1} = 4(R_t - r_t) + (1 - 3a)y_t,$$

jossa korkoero ja tuotantokuilu molemmat ennustavat seuraavan periodin tuotantoa. Tuotantokuilun osuus ennusteessa riippuu kuitenkin Phillipsin käyrän parametrissa a , minkä johdosta tuotantokuilun merkitys voi olla hyvin pieni, jos parametrin arvo on lähellä arvoa $\frac{1}{3}$. (Estrella 2005: 735–737.)

Tuottokäyrästä voidaan Estrellan (2005) mallin mukaan saada useimmissa tilanteissa tulevaisuuden kansantalouden tuotannon tilaa koskevaa informaatiota. Tuottokäyrän painoarvo ennusteissa kuitenkin riippuu keskuspankin reaktiofunktioista, joka riippuu keskuspankin politiikan tavoitteista ja Phillipsin käyrän parametrissa, joka riippuu talouden fundamentalisemmasta rakenteesta. Korkoeron tuotantokuilua ennakoivan ominaisuuden ei kuitenkaan voida sanoa olevan rakenteellinen, koska sen paino riippuu yhtälössä (2) keskuspankin reaktiofunktion parametreista. Estrellan (2005) artikkelin empiiriset havainnot tukevat mallin päätelmiä: korkoero on muuttujana ollut Yhdysvalloissa tilastollisesti merkittävä aina ennen vuotta 1987, jolloin merkitsevyys näyttäisi häviävän. Tämä on mallin oletusten mukaista, koska tällöin Yhdysvaltain keskuspankin rahapolitiikassa tapahtui muutos tiukempaan inflaation ja tuotantokuilun vaihtelun hillitsemiseen, mikä johtaa suurempiin arvoihin parametreissa g_y ja g_π . (Estrella 2005: 737–742.)

Bordo & Haubrich (2004) tutkivat tuottokäyrän ennustuksellista tehokkuutta Yhdysvalloissa vuosien 1875–1997 välisestä historiallisesta datasta ja osoittivat tuottokäyrän ennustaneen tulevaa kasvua koko ajanjaksolla. Pitkästä aikavälistä johtuen tutkimuksessa ei voitu käyttää valtionvelkakirjojen korkoeroa, vaan tutkimuksessa on jouduttu käyttämään enemmän riskejä sisältäviä yritysten velkakirjojen korkoeroja. Kyseisten velkakirjon käyttö ei mahdollisesti ole aivan yhtä hyvä kuin esimerkiksi 10-vuoden ja 3-kuukauden valtionvelkakirjojen erotus. Tutkimuksesta saatu informaatio voi kuitenkin olla arvokasta tilanteessa, jossa käytettyjen velkakirjojen riskin ero ei vääristä liiaksi tuottokäyrän muotoa, koska aineisto on kerätty hyvin pitkältä aikaväliltä. (Bordo & Haubrich 2004: 1-4.)

Historiallisesti silloin, kun inflaatio on ollut korkea ja rahapolitiikan uskottavuus vähäisempää, on Bordon ym. (2004) tutkimuksen mukaan tuottokäyrästä saatu informaatio tulevaa talouskasvua koskien ollut varmempaa, kuin matalan inflaation ja uskottavan rahapolitiikan aikana. Rahapolitiikan uskottavuudella näyttäisi olevan merkitystä sen suhteen, kuinka luotettavaa tuottokäyrän antama informaatio koskien tulevaa talouden tilaa on. (Bordo ym. 2004: 14–28.)

Tuottokäyrän antamat signaalit tulevaa talouden tasoa koskien eivät välttämättä ole vakaita yli ajan, vaan ennusteiden tehokkuus vaihtelee ajassa. Näin ollen tietynlaisen rahapolitiikan alla saadusta datasta ei voida välttämättä tehdä yleistäviä johtopäätöksiä, jos keskuspankin rahapolitiikan tavoitteet ovat muuttuneet merkittävästi datan keruun jälkeen. Asia voidaan esittää esimerkillä uskottavan rahapolitiikan ja epäuskottavan rahapolitiikan välisistä eroista siinä, minkälaista informaatiota korkoerosta ja tuottokäyrästä voidaan saada. Uskottavalla rahapolitiikalla tarkoitetaan tässä keskuspankin harjoittamaa rahapolitiikkaa, joka pystyy reagoimaan vahvasti poikkeamiin tavoitellusta inflaatiosta. Tällöin markkinat voivat odottaa inflaation pysyvän samalla tasolla tulevaisuudessa. (Bordo ym. 2004: 14–28.)

Talouteen voi kohdistua reaalisia tai nimellisiä inflatorisia sokkeja, jotka vaikuttavat hintatason kannalta uskottavan rahapolitiikan alla samansuuntaisesti lyhyiden ja pitkien korkojen rakenteeseen. Inflatorisen sokin kohdistuessa talouteen, vaikuttaa se odotushypoteesin kautta vain tilapäisesti lyhyisiin korkoihin pitkien korkojen pysyessä lähes muuttumattomina. Tällöin tuottokäyrän kulmakerroin lähestyy nollaa tai voi kääntyä negatiiviseksi, vaikka talouteen kohdistunut sokki olisi vain nimellinen. Myös tilapäisen reaalisin sokin tapauksessa lyhyet korot nousevat, koska taloudelliset toimijat haluavat tasoittaa kulutustaan lainaamalla tulevaisuudesta. Tämä nostaa lyhyitä korkoja tilapäisesti ja aiheuttaa korkoeron pienenemisen, koska tilapäinen sokki ei vaikuta pitkiin korkoihin. Inflaation osalta uskottavan ja tehokkaan rahapolitiikan alla nimelliset ja reaaliset sokit liikuttavat tuottokäyrän kulmakeroa samaan suuntaan. Tällaisessa tilanteessa tuottokäyrästä saatua informaatiota on vaikea arvioida, koska on hankala sanoa, ovatko tuottokäyrän muutokset aiheutuneet nimellisistä vaikeo reaalisista syistä. (Bordo ym. 2004: 14–15.)

Inflaation kannalta tehottoman tai ei uskottavan rahapolitiikan alla vain reaaliset sokit vaikuttavat tuottokäyrään jyrkkyyteen. Tuottokäyrästä voidaan saada informaatiota, koska inflatoriset sokit eivät vaikuta samalla tavalla tuottokäyrän kulmakertoimeen, kuin uskottavan rahapolitiikan alla. Jos talouteen osuu inflatorinen sokki, odottavat sijoittajat inflaation tason nousevan pysyvästi, koska keskuspankki ei kykene hillitsemään inflaatiota haluamalleen tasolle. Tällaisessa tilanteessa nousevat sekä lyhyet, että pitkät korot, eikä korkoerossa tapahdu merkittävää muutosta. Tilapäisen reaalisin sokin tapauksessa taas vain lyhyet korot nousevat pitkien pysyessä muuttumattomina, tai ne muuttuvat vain vähän, mikä johtaa tuottokäyrän kulmakertoimen loiventumiseen tai kääntymiseen negatiiviseksi. Tuottokäyrästä voidaan johtaa informaatiota paremmin silloin, kun keskuspankin harjoittama rahapolitiikka on inflaation suhteen epäuskottavaa, poikkeamiin heikosti reagoivaa tai tehotonta, koska nimelliset sokit eivät vaikuta tuottokäyrän jyrkkyyteen väärillä tulkittavalla informaatiolla. (Bordo ym. 2004: 15.)

Estrellan (2005) mallin ja tutkimuksen päätelmät sekä Bordon & Haubrichin (2004) tutkimuksen päätelmät ovat samansuuntaisia. Molemmissa havaitaan, että muutokset keskuspankin harjoittamassa rahapolitiikassa vaikuttavat merkittävästi tuottokäyrän merkitsevyyteen ennakoivana indikaattorina ja rahapolitiikka tulee ottaa huomioon tulkittaessa tuottokäyrästä saatavaa informaatiota.

3. TUOTTOKÄYRÄN ENNUSTEKYKY NOLLAKORKORAJOITTEEN OLOSUHTEISSA

Kansainvälisen finanssikriisin seurauksena useiden läntisten maiden keskuspankit laskivat ohjauskorkonsa, rahapolitiikan tavanomaisen välineensä, lähelle nolaa (Ichiue & Ueno 2015: 1-2). Tavanomaisella korkopolitiikalla pyritään vaikuttamaan sijoittajien odotuksiin korkotason tulevaa kehitystä koskien, ja täten vaikuttamaan eri omaisuuserien arvoon sekä kokonaistuotannon tasoon. Muutos ohjauskorossa etenee rahoitusjärjestelmässä kahdessa vaiheessa. Koron muutos kulkee ensiksi finanssijärjestelmän läpi vaikuttaen eri omaisuuserien arvoihin, joiden muutokset vaikuttavat lopulta yksilöiden ja yritysten kulutus- ja investointipäätöksiin. (Cebello & Romero 2015: 4). Keskuspankki voi asettaa ohjauskoron esimerkiksi reaktiofunktion (2) mukaisesti niin pitkään, kun $r_t \geq 0$, koska tarpeeksi suuren negatiivisen koron vallitessa sijoittajat voivat nostaa rahansa käteiseksi, ja näin ansaita tuottoa varallisuudellensa. Käytännössä ohjauskorko voi olla myös negatiivinen, mutta nollakorkorajoite rajoittanee tulevaisuudessa keskuspankkien mahdollisuuksia puuttua talouksiensa toimintaan tavanomaisin keinoin. (Cœuré 2015).

Nollakorkorajoitteen vallitessa, kun rahapolitiikan tavanomaisen välineen käyttö on tehotonta, voi keskuspankki yrittää elvyttää taloutta epätavanomaisin rahapolitiikan keinoin. Näitä keinoja on erilaisia, ja termi epätavanomainen on hyvin laaja käsite sille, minkälaista kyseinen rahapolitiikka voi olla. Käytetyt toimenpiteet ja rahapolitiikan muodot voivat vaihdella merkittävästi riippuen politiikkaa harjoittavasta keskuspankista ja sen tavoitteista. (Joyce, Miles, Scott & Vayanos 2012: 272). Epätavanomaisen rahapolitiikan keinoihin kuuluu velkakirjojen osto-ohjelmat, jotka kasvattavat keskuspankin tasetta sekä keskuspankin julkistamat ilmoitukset tulevaisuuden rahapolitiikan suunnasta. Velkakirjojen osto-ohjelmassa ostetaan pidemmän maturiteetin valtionvelkakirjoja, jotta niiden nimellistuotot laskisivat. Molempien keinojen

tarkoituksena on laskea lainanottokuluja, ja täten luoda taloudellisille toimijoille kannusteita kuluttamiseen. (Jones & Kulish 2013: 1-2.)

Keskuspankki voi pyrkiä vaikuttamaan toimijoiden investointi- ja kulutuspäätöksiin julkistamalla ilmoituksia harjoittamansa rahapolitiikan suunnasta tulevaisuudessa. Tällaista rahapolitiikkaa ovat finanssikriisin jälkeen harjoittaneet lukuisat keskuspankit läntisissä maissa, joissa kriisin vaikutukset ovat olleet merkittävimpiä ja kauaskantoisimpia. Esimerkiksi viestimällä, että korkotaso tulee pysymään alhaisena tiedetyn ajanjakson ajan, poiketen tavanomaisista korkotason asettamista määrittävistä tekijöistä, keskuspankin voidaan tulkita pyrkivän vaikuttamaan eksplisiittisesti tulevaisuuden odotuksiin. (Jones & Kulish 2013: 1-2.)

Odotuksiin vaikuttamista suurempi tapa vaikuttaa talouden toimintaan epätavanomaisin keinoin, on pitkien korkojen käyttäminen rahapolitiikan välineenä. Esimerkiksi Japanin keskuspankki on jo pidemmän aikaa käyttänyt pitkien velkakirjojen ostoja rahapolitiikan välineenään. Sittenkin lukuisat muut keskuspankit, jotka ovat kohdanneet nollakorkorajoitteen, ovat ottaneet käyttöön velkakirjojen osto-ohjelmia. Muun muassa Yhdysvaltain keskuspankki, Euroopan keskuspankki ja Englannin keskuspankki ovat käyttäneet näitä epätavanomaisia keinoja elvyttääkseen talouksiaan. (Jones & Kulish 2013: 2.) Velkakirjojen osto-ohjelmien tarkoituksena on viestiä sijoittajille, että keskuspankki on sitoutunut pitämään korot matalina ja mahdollisesti myös madaltaa pidemmän maturiteetin velkakirjoihin liittyvää riskipreemiota. (Ng & Wright 2013: 20)

Estrellan (2005) sekä Bordon & Haubrichin (2004) tekemien tutkimuksien perusteella voidaan olettaa, että keskuspankkien harjoittamalla epätavanomaisella rahapolitiikalla on vaikutusta korkoeron ennustekykyyneen. Tavanomaisen rahapolitiikan vaikuttaessa tuottokäyrän alkupäähän, epätavanomaisen rahapolitiikan vaikutukset kohdistuvat tuottokäyrän toiseen, pidempien maturiteettien päähän. Tämän johdosta tuottokäyrän kulmakerroin saattaa muuttua keskuspankin toteuttaman tavanomaisesta poikkeavan

rahopolitiikan seurauksena, ja täten myös saatavien ennusteiden merkitsevyys saattaa muuttua, tai ennusteiden laatiminen malleja käyttämällä muuttua epämieliseksi.

Toinen syy sille miksi eri suhdannevaihteluita ennustavat mallit ja muuttujat saattavat olla tehokkaita tai tehottomia eri aikoina on taantumien monimuotoisuus. Kaikki taantumukset eivät ole samanlaisia, eikä niillä ole täysin samanlaisia piirteitä. Esimerkiksi kansainvälisen finanssikriisin laukaisema taantuma sai alkunsa rahoitusmarkkinoilla, mikä eroaa merkittävästi tarjontasokeista sekä rahapolitiikan aiheuttamista sokeista. (Ng & Wright 2013: 1).

Tutkittaessa epätavanomaisen rahapolitiikan vaikutuksia ennustemallien luotettavuuteen nollakorkorajoitteen vallitessa haasteeksi muodostuu se, että suuri osa rahapolitiikkaa koskevasta kirjallisuudesta käsittelee lyhyttä korkoa, joka on tavanomainen rahapolitiikan väline. (Ichiue & Ueno 2015: 2). Epätavanomaisen rahapolitiikan vaikutuksista reaalityönteon on toistaiseksi suhteellisen vähän tutkimusta, minkä vuoksi siitä aiheutuvia seurauksia on haastava tutkia. Syy tähän voi olla se, että kansainvälisestä finanssikriisistä, joka sai keskuspankit laskemaan ohjauskorkonsa lähelle nollarajaa, on vielä suhteellisen lyhyt aika.

Tehtäessä tuottokäyrään perustuvia ennusteita epätavanomaisen rahapolitiikan ja nollakorkorajoitteen olosuhteissa, ennusteongelmia voi ilmaantua esimerkiksi siitä, että keskuspankin pitäessä ohjauskorkonsa lähellä nollarajaa, ei tuottokäyrän kulmakerroin voi kääntyä negatiiviseksi muussa tilanteessa, kuin sellaisessa, jossa pitkien velkakirjojen tuotot menevät negatiiviseksi. Niin pitkään, kun lyhyiden korkojen nollarajoite on voimassa, ei tällaisen skenaarion pitäisi kuitenkaan olla todennäköinen, koska se tarkoittaisi, että sijoittajat odottaisivat lyhyiden korkojen olevan tulevaisuudessa negatiivisia. Nollakorkorajoitteen vallitessa korkoeron muutokset aiheutuvat käytännössä pelkästään pidemmän maturiteetin koron muutoksista.

Hännikäisen (2015) tutkimuksen mukaan nollakorkorajoitteen vallitessa korkoeron muutokset ovat lähestulkoon täydellisesti korreloituneita pidemmän koron muutoksien kanssa. Kyseinen havainto on intuitiivinen, koska lyhyen koron ollessa ”jumissa” lähellä nollaa, ei se voi vaikuttaa korkoeron rakenteeseen. Tavanomaisissa olosuhteissa pieni korkoero ja täten loiva tuottokäyrä ovat vastanneet useasti tiukentuneeseen rahapolitiikkaan, mikä voi aiheuttaa laskusuhdanteita. Tästä johtuen tuottokäyrästä saatava informaatio keskuspankin harjoittaman rahapolitiikan suhteen vääristyy merkittävästi, kun lyhyet korot ovat lähellä nollaa ja keskuspankki käyttää epätavanomaisia menetelmiä pyrkiessään rahapoliittisiin tavoitteisiinsa. Vääristynyt informaatio aiheutuu tällöin siitä, että tuottokäyrän kulmakertoimen loiventuminen on nyt mahdollista tulkita rahapolitiikan kiristymisenä, vaikka oikeasti sen aiheuttaisi kevyt, joskin epätavanomainen, pidempiin maturiteetteihin vaikuttava rahapolitiikka. (Hännikäinen 2015: 48.)

Kun lyhyen maturiteetin korot ovat nollarajassa, voivat vain pitkän maturiteetin koroissa tapahtuvat muutokset vaikuttaa korkoeroon ja tuottokäyrän jyrkkyyteen. Keskeiseksi kysymykseksi muodostuu tällöin keskuspankin velkakirjojen osto-ohjelmien vaikutus pitkiin korkoihin. Mikäli keskuspankki pystyy käytännössä toimillaan vaikuttamaan pitkiin korkoihin, voi epätavanomaisella rahapolitiikalla olla vaikutuksia korkoeron ennustukselliseen tehokkuuteen.

Epätavanomaisen rahapolitiikan tehokkuudesta ei ole toistaiseksi kiistatonta näyttöä. Esimerkiksi Wrightin (2011) tutkimuksen mukaan Yhdysvaltain keskuspankin aiheuttamilla rahapolitiikan sokeilla on nollakorkorajoitteen vallitessa ollut vaikutuksia pitkän maturiteetin valtionvelkakirjojen tuottoihin. Vaikutukset näyttävät kuitenkin hävinneen nopeasti, muutamien kuukausien kuluttua alkuperäisestä sokista. (Wright 2011: 48). Useissa epätavanomaisen rahapolitiikan vaikutuksia tutkivissa artikkeleissa on tehty samansuuntaisia havaintoja vaikutuksista kokonaistuotantoon ja inflaatioon, jotka näyttäisivät kuitenkin häviävän ajan kuluessa. Näitä tutkimuksia ovat esimerkiksi

Gambacorta, Hofmann & Peersman (2013), Meinusch & Tillmann (2015) ja Neely (2015).

Rahapolitiikan tehokkuuden lisäksi on tärkeä huomioida mahdollisia syitä sille, miksi taloudessa vallitsee matala korkotaso, ja se kuinka pitkälle tulevaisuuteen korkotaso voi pysyä lähellä nollaa. Nykyaikaisissa talouksissa, jotka käyttävät fiat-rahaa vaihdannan välineenään, keskuspankki asettaa korkotason. Teoriassa keskuspankki voi asettaa korkonsa mielivaltaisesti, mutta usein se toimii esimerkiksi Taylorin (1993) säännön tai sitä muistuttavan säännön mukaisesti pyrkiessään toteuttamaan mandaattinsa. Mandaatti voi olla esimerkiksi keskuspankin tavoitefunktion (5) mukaisesti inflaatiopoikkeamien ja/tai vaihtelun toteutuneen ja potentiaalisen tuotannon välillä minimoiminen.

Fama (2013) esittää kysymyksen siitä, kuinka merkittävästi keskuspankki pystyy käytännössä vaikuttamaan korkoihin tavanomaisen rahapolitiikan välineensä, ohjauskoron avulla. Hänen käyttämänsä otosperiodin 1982–2012 välillä Yhdysvaltain keskuspankin ohjauskorko on laskenut 12-prosentista 0-prosenttiin, ja vaihdellut merkittävästi näiden arvojen välillä. On siis mahdollista, että suuri osa muutoksista on aiheutunut siitä, että keskuspankki on sopeuttanut ohjauskorkoaan markkinavoimien ehdoilla. Toinen vaihtoehto on, että muutokset ovat seurausta keskuspankin omaehtoisista päätöksistä. Faman (2013) mukaan markkinavoimien ja keskuspankin korkopolitiikan vaikutuksista ei vallitse yksimielisyyttä tämänhetkisessä aiheesta koskevassa kirjallisuudessa. Suuri osa tämänhetkisestä kirjallisuudesta olettaa, että keskuspankki on ohjauskoron asettaja joka asettamalla koron ohjaa reaalityaloutta. Tällöin se, että ohjauskorko vaikuttaa reaalityalouteen otetaan osoituksena siitä, että keskuspankki pystyy vaikuttamaan kokonaistuotantoon. Syy-seuraussuhde voi kuitenkin mennä myös päinvastoin, jolloin reaalityalous ohjaa taloutta, eikä keskuspankki pysty merkittävästi vaikuttamaan markkinakorkoihin tai talouden toimintaan. (Fama 2013: 3).

Syy siihen, että lyhyet korot kulkevat lähellä nollakorkorajaa ei johtune pelkästään keskuspankin korkopoliittisista päätöksistä, vaan myös

mahdollisesti siitä, että globaali neutraali korkotasoa on alhainen. Neutraalilla korkotasolla tarkoitetaan keskuspankin ohjauskoron tasoa, jolla ei ole taloutta stimuloivaa eikä taloutta supistavaa vaikutusta, ja jolloin hintataso ei nouse. Neutraali korkotasoa on se vallitseva korkotasoa, joka vallitsisi, jos korkoa määräytyisi kysynnän ja tarjonnan perusteella markkinoilla (Wicksell 1898: 102). Järjestelmässä, jossa keskuspankki säätelee lyhyen maturiteetin korkoja, ei kuitenkaan tätä neutraalia korkotasoa voida nähdä, vaan se perustuu keskuspankin arvioihin siitä, millä tasolla neutraali korkotasoa voisi olla. (Federal Reserve Bank of San Francisco 2005.)

Riskittömänä pidettyjen valtionvelkakirjojen pitkäaikainen kehitys on ollut laskeva. Nimelliskorot ovat kehittyneissä talouksissa laskeneet vuosikymmenien ajan, kun taas kehittyvissä talouksissa nimelliskorot ovat olleet korkeammalla tasolla. Nimellisten tuottojen eroa eri kehitysvaiheissa olevien talouksien välillä voidaan selittää suurelta osin eroilla inflaatio-odotuksissa. Kehittyneissä talouksissa myös keskuspankkien keskittyminen hintavakauden turvaamiseen selittänee osan tästä erosta. Reaalikorko, eli nimellinen korko, josta on vähennetty inflaation vaikutus, selittää kuitenkin suurempaa osaa koko kansainvälisestä trendistä. Kun inflaation vaikutus tuottoihin otetaan huomioon kehittyvien talouksien nimelliskoroissa, on kehitys ollut hyvin samanlaista kehittyneiden talouksien kanssa. (Rachel & Smith 2015: 1-3.)

Vaikka tuotoissa on ollut kansainvälistä vaihtelua, näyttäisi siltä, että neutraali korkotasoa on kansainvälisellä tasolla laskenut pysyvästi. Matalan korkotason talouksissa ei ole ilmennyt talouden ylikuumenemista, vaikka se olisi oletettavissa jos korkotasoa neutraalia korkotasoa merkittävästi alhaisempi. Rachelin ym. (2015) mukaan keskuspankkien rahapolitiikka ei siis ole nollakorkorajoitteen vallitessa löysän rahapolitiikan aiheuttamaa, vaan seurausta neutraalin korkotason yleisestä kehityksestä. Syitä yleisestä korkotason laskusta voidaan löytää tekijöistä, jotka vaikuttavat rahoituksen kysyntään ja tarjontaan. Syyt ovat monimutkaisia, mutta merkittäviä pääoman kysyntään vaikuttavia tekijöitä voivat olla esimerkiksi talouskasvun mahdollinen pysyvä hidastuminen, väestönkasvun hidastuminen, väestön

ikäjakauman kehitys, kasvava eriarvoisuus, kehittyvien talouksien rahoitusylijäämät, tuotantohyödykkeiden hintojen lasku ja julkisten investointien vähentyminen. Vaikuttavat tekijät vaikuttavat eri laajuudella neutraalin korkotason muutoksiin, ja niiden vaikutuksien kestoja, mekanismeja, suuntaa tulevaisuudessa sekä laajuutta on haasteellista arvioida. Empiirisistä havainnoista voidaan saada tukea esimerkiksi sille, että rikkaat säästävät enemmän, mikä voi näkyä eriarvoisuuden kasvusta johtuvina suurempina säästöinä ja alempana korkotasona. Hidastunut kasvu taas vaikuttaa esimerkiksi siten, että kotitalouksien halutessa hidastuneen talouskasvun myötä tasoittaa kulutustaan, joka voi tulevaisuudessa olla alhaisempi, edellytetään niiltä korkeampaa säästämisastetta tänään. Useiden havaintojen perusteella nollakorkorajoitteen voidaan täten olettaa olevan suurella todennäköisellä pitävä vielä pitkään. (Rachel ym 2015).

Nollakorkorajoitteen mahdollisen pitkäaikaisen pysyvyyden valossa voi Hännikäisen (2015) mukaan olla arvokasta tarkastella siitä aiheutuneita mahdollisia muutoksia ennakoivien muuttujien ennustuksellisen tehokkuuden suhteen. Hänen tutkimustuloksiansa mukaan korkoerosta saatavien ennustuksien luotettavuus, joka empiiristen havaintojen perusteella näyttää hävinneen suurelta osin 1980-luvun puolivälistä aina finanssikriisin alkuun saakka, saattaa olla vahvistunut sittemmin korkojen painuttua nollarajaan. Bordon ym. (2004) sekä Estrellan (2005) tutkimusten mukaan tuottokäyrän ennustuksellinen tehokkuus saattaa suurelta osin riippua rahapolitiikan uskottavuudesta, jolloin Hännikäisen (2015) tutkimustulokset viittaisivat siihen, että keskuspankkien rahapolitiikan tehokkuus ja uskottavuus olisivat mahdollisesti heikentyneet nollakorkorajoitteen myötä.

4. GRAAFINEN ANALYYSI AS-AD –MALLIN AVULLA

Yksi makrotaloustieteen suurimmista haasteista on löytää selitys taloudessa ajoittain esiintyville suhdannevaihteluille, joissa toteutunut kokonaistuotanto eroaa talouden potentiaalista. Suhdannevaihteluita selitetään yleisesti talouteen kohdistuvilla sokeilla, jotka voivat kohdistua joko kokonaiskysyntään tai kokonaistarjontaan. Kysyntään voi vaikuttaa esimerkiksi keskuspankin korkopolitiikka tai valtion fiskaalinen politiikka. Kevyt korkopolitiikka, jolloin keskuspankki säättää korkotason neutraalia tasoaan alhaisemmaksi, kasvattaa kokonaiskysyntää, koska keskuspankki tarjoaa rahoitusta markkinahintaa edullisemmin. Taloutta supistavan korkopolitiikan vallitessa vaikutus on päinvastainen, jolloin keinotekoisesti tasapainotasoaan korkeammaksi asetettu korkotaso laskee kokonaiskysyntää. Valtion tilapäiset päätökset verotuksen ja verovarojen käytön suhteen saattavat myös vaikuttaa kysyntään ja täten aiheuttaa vaihteluita talouden suhdanteissa. Kokonaistarjontaan vaikuttavia sokkeja voi aiheuttaa tilapäiset muutokset merkittävien tuotantohyödykkeiden hinnoissa. Esimerkiksi tilapäinen öljyn hinnan muutos saattaa aiheuttaa muutoksia kokonaistuotannossa. Tällaiset öljyn hinnasta aiheutuneet negatiiviset tarjontasokit ovat merkittävässä roolissa selitettäessä 1970-luvulla esiintynyttä suhdannevaihtelua (Shapiro 1987: 1). Vaikutus on stimuloiva hintojen laskiessa ja supistava hintojen noustessa. Kokonaistarjontaan voi vaikuttaa myös yllättävät sokit tuottavuudessa, jotka saattavat aiheuttaa tilapäisiä muutoksia toteutuneeseen tuotantoon. Näiden sokkien vaikutusta laskusuhdanteissa on kuitenkin vaikea perustella, koska se tarkoittaisi, että talouteen kohdentuu ajoittain myös hankalasti kuviteltavia negatiivisia teknologiasokkeja, jotka laskisivat kokonaistuottavuutta vain tilapäisesti. (Rebelo 2005: 222–224).

Tuottokäyrän käyttäytymistä voidaan analysoida graafisesti tutkimalla uuskeynesiläisen AS-AD –mallin (*Aggregate Supply, Aggregate Demand*) ja tyylieltyyn kahden eri periodin velkakirjan muodostaman tuottokäyrän avulla. AS-AD –mallin käyttäminen analyysissä on mieluisaa, koska sillä pystytään

yksinkertaistaen kuvaamaan taloutta aggregaattitasolla. AS-AD –malli on myös yhdenmukainen nykyaikaisen rahapolitiikan kanssa, jossa keskuspankki ohjaa taloutta raha-aggregaattien säätelyn sijaan epäsuorasti säätelemällä lyhyitä korkoja. (Benigno 2009: 3).

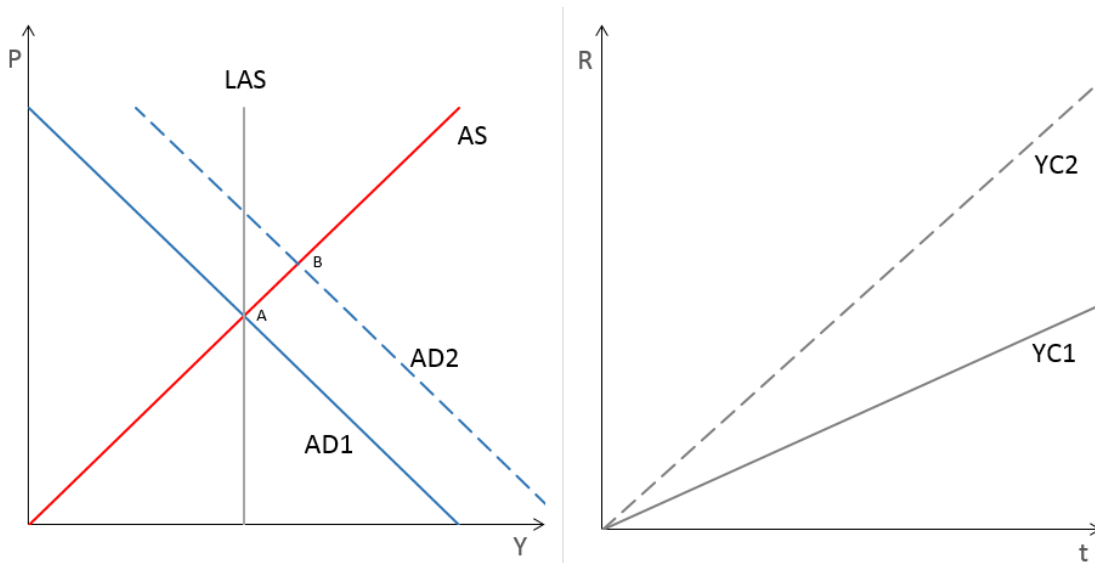
AS-AD malli muodostuu lyhyen aikavälin kokonaistarjontaa kuvaavasta AS-käyrästä, lyhyen aikavälin kokonaiskysyntää kuvaavasta AD-käyrästä, sekä vertikaalisesta LAS-suorasta (*Long-Run Aggregate Supply*), joka kuvaa pitkän aikavälin potentiaalista tuotantoa. AS-käyrä kuvaa hintajäykkyyksistä johtuvaa kokonaistuotannon ja hintatason positiivista suhdetta toisiinsa. Kasvattaessaan tuotostaan, kasvavat yrityksen rajakustannukset, mikä edellyttää yrityksiltä tuottojen säilyttämiseksi hintojen nostoa. Ilman viivettä hintojen sopeutumisessa, olisi AS-käyrä vertikaalinen. Tätä pitkän aikavälin tasapainoa kuvaa vertikaalinen LAS-suora. AD-käyrä kuvaa negatiivista suhdetta hintojen ja tuotannon välillä. Hintojen laskiessa kotitaloudet kuluttavat enemmän ja päinvastoin. (Benigno 2009: 11-14).

Seuraavissa neljässä tyyliteltyssä skenaariossa oletetaan, että neutraali korkotaso on pysyvästi alhaisella tasolla, mikä rajoittaa keskuspankin keinoja stimuloida taloutta, ja että pitkän ajan tuotanto on potentiaalisella tasollaan. Tuottokäyrä muodostuu kahdesta luottoriskittömästä velkakirjasta, joista toinen on maturiteetiltaan pitkä ja toinen lyhyt. Lyhyen maturiteetin velkakirjaan ei liity korkoriskiä, minkä vuoksi sen tuotto kuvaa riskitöntä, neutraalia tuottoa. Pitkän maturiteetin velkakirjan tuottoon sisältyy korkoriskistä aiheutuva riskipremio, mikä näkyy tuottokäyrän positiivisena kulmakertoimena. Ensimmäisissä kahdessa skenaariossa tarkastellaan erisuuntaisten kysyntäsokkien vaikutusta tuottokäyrän rakenteeseen. Kahdessa jälkimmäisessä skenaariossa tutkitaan tarjontasokkien vaikutusta.

4.1. Positiivinen kysyntäsokki

Positiivinen AD-käyrää oikealle siirtävä kysyntäsokki voi syntyä esimerkiksi keskuspankin harjoittaessa taloutta stimuloivaa rahapolitiikkaa tai julkisten menojen tilapäisten muutosten seurauksena. (Benigno 2009: 14) Rahapolitiikan aiheuttama kysyntäsokki voi aiheutua nollakorkorajoitteen vallitessa esimerkiksi epäkonventionaalisten rahapoliittisten toimenpiteiden seurauksena. Positiiviset muutokset neutraalissa korkotasossa saattavat myös aiheuttaa positiivisen kysyntäsokin, jos keskuspankki ei mukauta ohjauskorkoaan, koska tällöin tavanomaisen rahapolitiikan välineen taloutta kiihdyttävä vaikutus saattaa palautua. AD-käyrän siirtyminen AS-AD -mallissa aiheuttaa taloudessa paineita hintatason nousuun. Keskuspankin pitäessä lyhyet korot matalana, reagoi pelkästään tuottokäyrän pidemmän maturiteetin pää odotettuun hintatason nousuun lyhyen päään ollessa keskuspankin asettamana alhainen, mikä johtaa tuottokäyrän kulmakertoimen jyrkentymiseen. Samalla ekspansiivisen sokin voidaan odottaa aiheuttavan potentiaalista suurempaa kokonaistuotantoa. Tällaisessa positiivisen kysyntäsokin skenaariossa voidaan korkoeron rakenteesta mahdollisesti saada tulevaisuutta koskevaa tietoa nollakorkorajoitteen vallitessa.

Kuvaajassa 1 on kuvattuna, kuinka positiivinen kysyntäsokki siirtää AD-käyrän oikealle kohtaan AD₂. Uusi tilapäinen tasapaino syntyy pisteeseen B, jossa hintataso ja kokonaistuotanto ovat tasapainoan korkeammalla tasolla. Tuottokäyrän YC₁ pidempi pää reagoi odotettuun hintatason nousuun lyhyen maturiteetin päään ollessa nollakorkorajoitteen sitoma. Tämä näkyy jyrkentyneenä kulmakertoimena uudessa tuottokäyrässä YC₂.



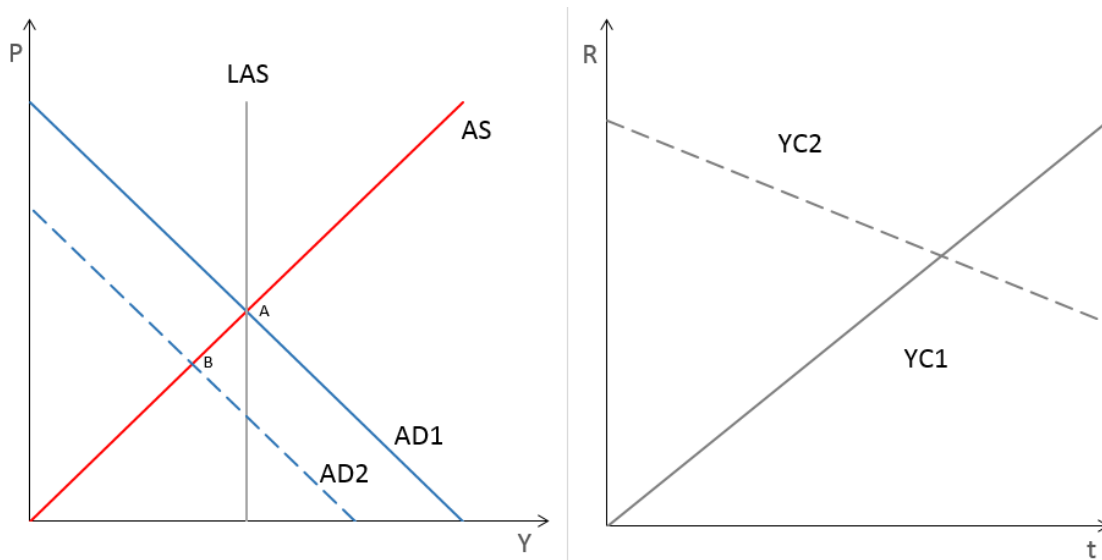
Kuvaaja 1: Positiivisen kysyntäsokin vaikutukset AS-AD -mallissa ja tuottokäyrässä.

4.2. Negatiivinen kysyntäsokki

Negatiivisen kysyntäsokin tapauksessa AD-käyrä siirtyy vasemmalle. Negatiivisen kysyntäsokki voi aiheutua samalla tavalla kuin positiivinen kysyntäsokki vaikutusmekanismin ollessa vain päinvastainen. Jos keskuspankki esimerkiksi inflaation hillitsemiseksi asettaa korkotason neutraalia tasoa korkeammaksi, näkyy muutos tuottokäyrän lyhyen maturiteetin pään nousemisena ja pitkän maturiteetin pään laskemisena. Pitkän maturiteetin pää sopeutuu matalampiin tulevaisuuden inflaatio-odotuksiin laskemalla alemmalle tasolle. Tuottokäyrän kulmakerroin loiventuu tai voi jopa kääntyä negatiiviseksi samalla, kun tulevaisuudessa voidaan odottaa matalamman inflaation kustannuksella negatiivisen kysyntäsokin aiheuttamaa laskusuhdannetta. Tällaisessa tilanteessa tuottokäyrän kulmakertoimen loiventuminen antaa oikean signaalin tulevaisuuden suhdannekehitystä koskien.

Kuvaajassa 2 on kuvattuna graafisesti, kuinka negatiivinen kysyntäsokki siirtää AD-käyrän kohtaan AD1, jossa pisteessä B lyhyen ajan kokonaistuotanto on potentiaaliaan alemmalla tasolla, ja hintatason lasku odotettavissa. Keskuspankin koronnosto nostaa tuottokäyrän lyhyttä päätä matalamman

inflaation laskiessa pitkän maturiteetin päättä. Täten tuottokäyrä loiventuu tai kääntyy negatiiviseksi.



Kuvaaja 2: Negatiivinen kysyntäsokki.

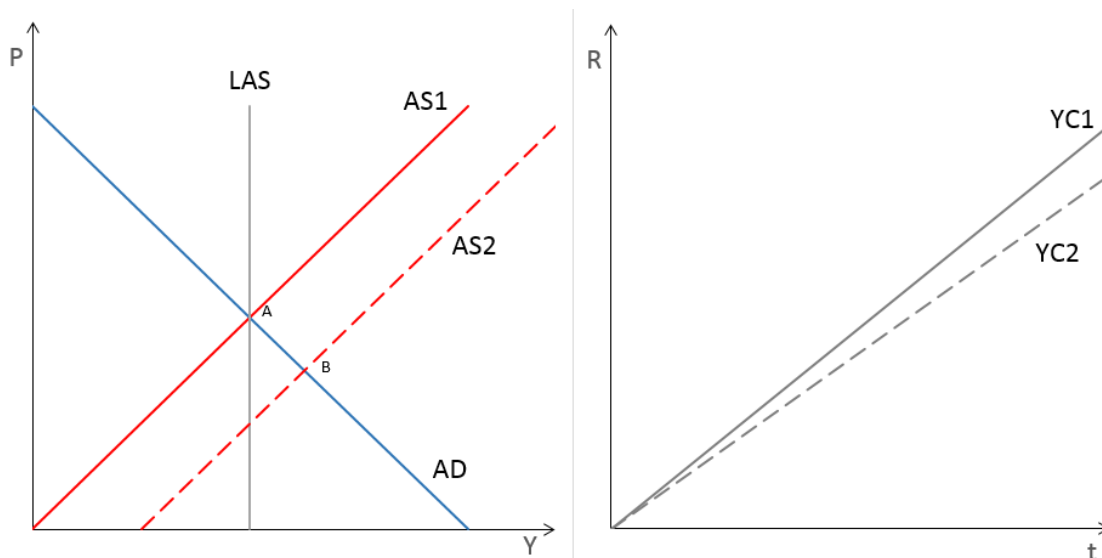
4.3. Positiivinen tarjontasokki

Positiivinen tarjontasokki siirtää AS-AD -mallissa AS-käyrää oikealle. Positiivinen tarjontasokki vois syntyä esimerkiksi tilapäisen muutoksen tuottavuudessa seurauksena (Benigno 2009: 17). Tällaisen sokin todennukaisuus voi kuitenkin olla kyseenalainen, koska on vaikea keksiä esimerkkiä, jossa tuottavuus kasvaisi vain tilapäisesti, mutta laskisi alkuperäisen sokin jälkeen takaisin luonnolliselle tasolle. Toinen mahdollinen skenaario, jossa AS-käyrä siirtyisi oikealle, voi olla esimerkiksi tilapäinen öljyn tarjonnan kasvu. Tällainen yllättävä kasvu mahdollistaisi hetkellisesti luonnollista tasoa korkeamman tuotannon. Tällaisen sokin tapauksessakin on kuitenkin hankala löytää perustelua sille, miten öljyn hinta voi laskea vain tilapäisesti tarjontatekijöiden vaikutuksesta.

Jos kuitenkin positiivinen tarjontasokki syntyy, aiheuttaa se nollakorkorajoitteen olosuhteissa paineita hintatason tilapäiselle laskulle.

Keskuspankilta, joka pyrkii tasaamaan poikkeamia kokonaistuotannossa/inflaatiossa reaktiofunktionsa mukaan, edellyttää funktio taloutta stimuloivaa rahapolitiikkaa, jotta hintataso ei pääse tilapäisen talouskasvun myötä laskemaan alle inflaatiotavoitteen. Yksi haaste tämän skenaarion analysoinnissa on se, että neutraalin korkotason reaktiota positiiviseen kysyntäsokkiin on hankala arvioida. Jos oletetaan, että neutraali korkotaso ei reagoi sokkiin, on nollakorkorajoitteen vallitessa keskuspankin keinot reagoida sokkiin rajoitetut. Tällöin voi olla, että madaltuneet odotukset inflaation kasvussa johtavat loivempaan tuottokäyrän kulmakertoimeen, vaikka tulevaisuudessa olisikin odotettavissa positiivinen kuilu potentiaalisen ja toteutuneen tuotannon välillä, eikä tuottokäyrän antama signaali ole luotettava.

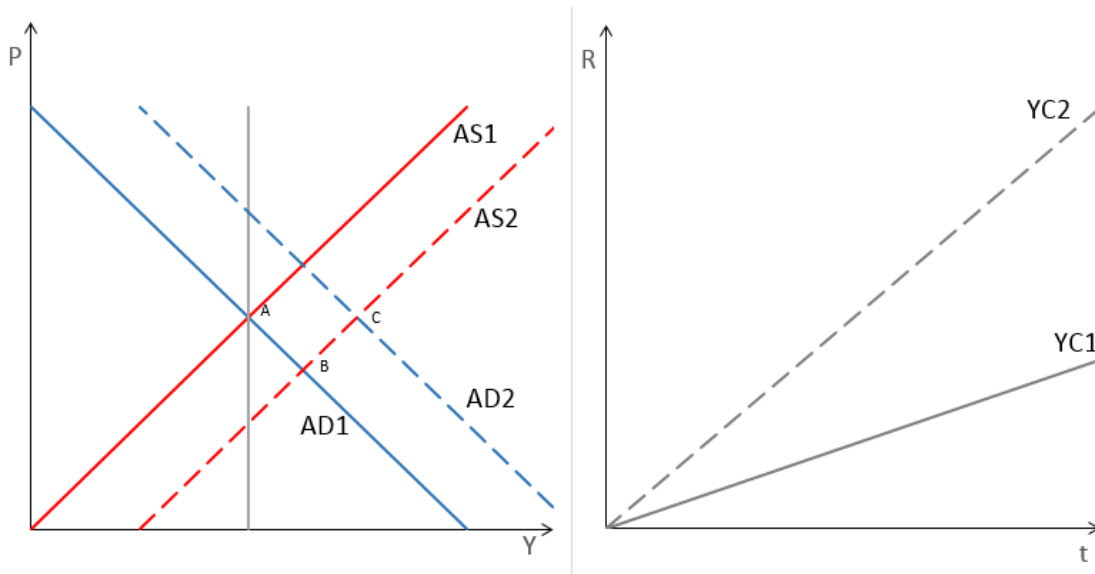
Kuvaajassa 3 on kuvattuna graafisesti, kuinka positiivinen tarjontasokki siirtää AS-käyrän oikealle, jolloin lyhyen aikavälin kokonaistuotanto on pitkän aikavälin tuotantoa korkeammalla tasolla pisteessä B. Hintatason laskupaineet/madaltunut inflaatio johtaa tuottokäyrän pidemmän pään laskuun ja kulmakertoimen loiventumiseen, vaikka odotettavissa oleva tuotantokuilu olisikin positiivinen.



Kuvaaja 3: Positiivinen tarjontasokki, kun neutraali korkotaso ei reagoi sokkiin.

Oletettaessa, että keskuspankki pystyy epätavanomaisin keinoin, tai neutraalin korkotason noustessa tavanomaisen korkopolitiikan välineensä avulla harjoittamaan politiikkaansa, voi tilapäisen positiivisen tarjontasokin tapauksessa tuottokäyrä käyttäytyä eri tavalla. Ensiksi tarjontasokki saa AS-käyrän siirtymään oikealle. AS-käyrän siirtyminen luo paineita hintatason laskulle taloudessa, mihin keskuspankki saavuttaakseen inflaatiotavoitteensa reagoi harjoittamalla stimuloivaa rahapolitiikkaa. Uusi lyhyen ajan tasapaino syntyy pisteessä C, jossa inflaatio on tasapainossa, mutta toteutunut tuotanto merkittävästi potentiaaliaan korkeammalla tasolla. Jos alkuperäinen positiivinen kysyntäsokki on ollut aidosti tilapäinen, sen vaikutus häviää ajan myötä. Tällöin keskuspankki olisi inflaatiotavoitteeseensa pyrkiessään kasvattanut tuotantokuilua rahapolitiikan stimuloivan vaikutuksen vuoksi, mikä enemmän tai myöhemmin pitäisi näkyä hintatason nousuna. Tuottokäyrän kulmakertoimen pitäisi taten alkuperäisen sokin kohdistuessa talouteen jyrkentyä, koska lyhyiden korkojen ollessa kiinnitettyinä nolnaan, tuottokäyrän pidemmän pään tulisi ottaa huomioon mahdolliset riskit inflaatiosta tulevaisuudessa, kun alkuperäisen sokin vaikutukset peruuntuvat.

Kuvaajassa 4 on kuvattuna graafisesti positiivisen tarjontasokin vaikutus, kun sokki vaikuttaa myös neutraaliin korkotasoon. Positiivinen tarjontasokki siirtää AS-käyrän oikealle. Odotukset madaltuvasta hintatason kehityksestä saavat AD-käyrän siirtymään oikealle keskuspankin harjoittaessa stimuloivaa politiikkaa inflaatiotavoitteeseensa pyrkiessään. Uusi lyhyen aikavälin tasapaino syntyy pisteessä C, jossa tuotantokuilu on positiivinen. Tuottokäyrän pitkän maturiteetin pään voidaan olettaa nousevan, koska sokin vaikutusten hävitessä on odotettavissa hintatason nousua.

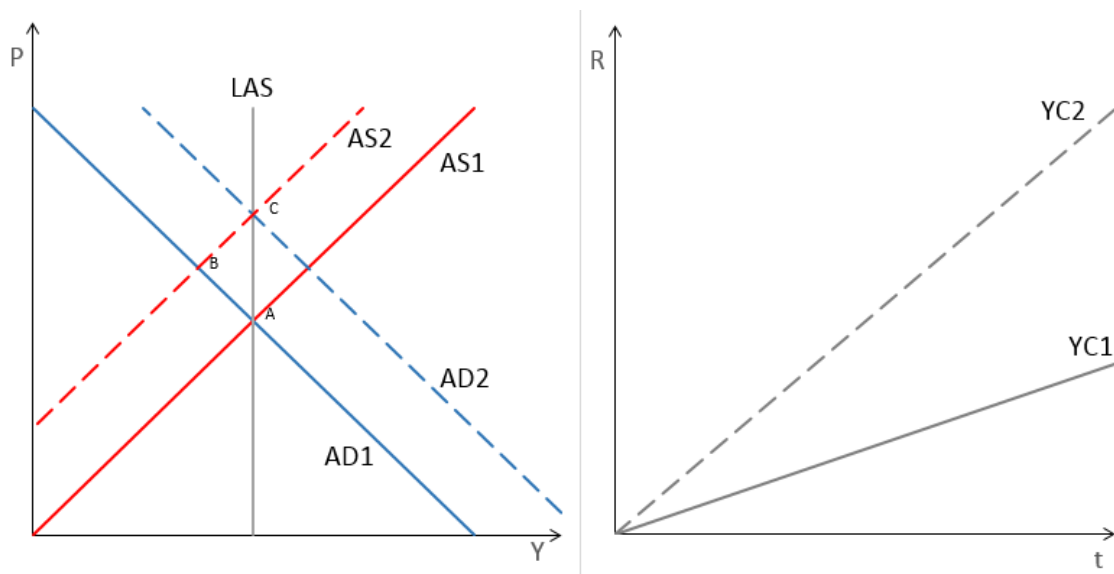


Kuvaaja 4: Positiivinen tarjontasokki, kun sokki vaikuttaa neutraaliin korkotasoon.

4.4. Negatiivinen tarjontasokki

Negatiivinen tarjontasokki aiheuttaa hintatason nousua taloudessa ja siirtää AS-käyrää AS-AD -mallissa vasemmalle. Tilapäisen hintatason nousun seurauksena kotitaloudet saattavat haluta tasoittaa kulutustaan tämän päivän ja tulevaisuuden välillä, mikä voi nostaa neutraalia korkotasoa. Tällöin keskuspankin pitäessä korkotason lähellä nollarajaa, saattaa korkopolitiikan stimuloiva vaikutus palata, jolloin AD-käyrä siirtyy oikealle. Uusi tasapaino syntyy pisteeseen C, jolloin tuotanto on potentiaalisella tasolla, mutta hintataso on noussut merkittävästi. Tarjontasokin kohdistuessa talouteen, hinnat nousevat, ja mikäli samaan aikaan rahapolitiikka on stimuloivaa, nousevat hinnat lisää. Tällöin tuottokäyrän pidemmän maturiteetin pään tulisi nousta, koska hintatason voidaan olettaa nousevan tulevaisuudessa, ja mikäli sijoittajat eivät halua inflaation syövän sijoituksiensa tuottoa, vaativat he korkeampaa tuottoa sijoituksilleen. Samaan aikaan tuottokäyrän lyhyt pää pysyy matalana, jos keskuspankki ei reagoi muutoksiin neutraalissa korkotasossa. Tällöin tuottokäyrästä saatava signaali on siis virheellinen, koska jyrkän kulmakertoimen pitäisi olla signaali positiivisesta tuotantokuilusta.

Kuvaajassa 5 on kuvattu graafisesti talouteen kohdistuvan negatiivisen tarjontasokin vaikutukset. Negatiivinen tarjontasokki siirtää AS-käyrän vasemmalle kohtaan AS2. Kotitaloudet, jotka haluavat tasoittaa kulutustaan tämän päivän ja tulevaisuuden välillä hintatason noustessa, lisäävät lainanottoaan, mikä voi johtaa neutraalin korkotason nousuun. Neutraalin korkotason noustessa, mutta keskuspankin pitäessä lyhyet korot tätä tasoa matalampana, stimuloi matala korkotaso taloutta, mikä johtaa AD-käyrän siirtymiseen oikealle kohtaan AD2. Uusi tasapaino syntyy kohtaan C, jossa hintataso on noussut, mutta tuotantokuilua ei ole syntynyt. Tuottokäyrän pidemmän maturiteetin pää reagoi tulevaisuuden inflaatioon korkeampina tuottoina alkuperäisen sokin kohdistuessa talouteen.



Kuvaaja 5: Negatiivinen tarjontasokki.

Tuottokäyrän käyttäytymisen analysointi erityisesti AS-käyrää siirtävien tarjontasokkien suhteen on haastavaa, koska tällaisten sokkien määrittely on subjektiivista. Erityisesti positiivisille tarjontasokeille on vaikea keksiä todenmukaisia käytännön esimerkkejä. Myös sen arviointi, milloin sokki on tilapäinen, ja täten tuotantokuiluun vaikuttava, eikä vain luonnollista potentiaalisen tuotannon kasvua, tai supistumista, on usein tulkinnanvaraista.

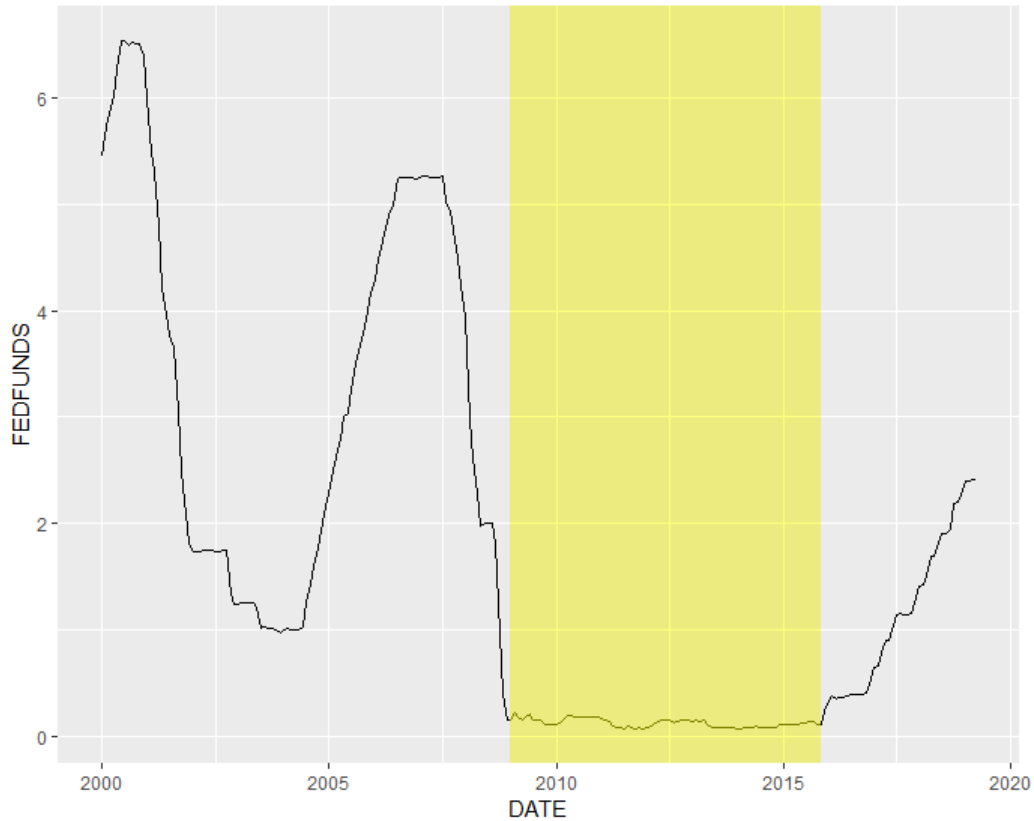
Yksinkertaisella graafisella AS-AD –mallia hyödyntävällä analyysillä voidaan kuitenkin saada tukea empiirisille havainnoille siitä, että keskuspankin rahapolitiikan uskottavuudella näyttäisi olevan vaikutusta tuottokäyrästä saataviin ennusteisiin. Sokkien vaikutusten suuruusluokkaa tuotantokuiluun, tuottokäyrään ja inflaatioon on kuitenkin mahdotonta arvioida pelkällä graafisella analyysillä.

5. KORKOERON ENNUSTUKSELLINEN TEHOKKUUS FINANSSIKRIISIN JÄLKEEN YHDYSVALLOISSA

Korkoeron ennustustuksellisesta yhteydestä on löydetty näyttöä empiirisessä kirjallisuudessa esimerkiksi Harvey'n (1988), Laurentin (1988, 1989), Chenin (1991), Estrellan & Hardouvelisin (1991), Davisin & Henryn (1994), Gamberin (1996), Davisin & Faganin (1997), Estrellan & Mishkinin (1997, 1998), Kozickin (1997), Stockin & Watsonin (2001) tutkimuksissa. Tätä empiiristä yhteyttä on pyritty selittämään epämuodollisesti, sekä muodollisemmin Estrellan (2005) toimesta rationaalisten odotusten mallilla. Teoreettisten selitysten pohjalta edellisen kappaleen analyysissä pyrittiin graafisesti AS-AD –mallin avulla tulkitsemaan mahdollisten makrotaloudellisten skenaarioiden vaikutusta tuottokäyrään ja sen antamiin ennusteisiin nollakorkorajoitteen ja epätavanomaisen rahapolitiikan olosuhteissa. Ennustuksellinen yhteys ei näytä olevan rakenteellisesti vakaa yli ajan, ja muutokset rahapolitiikassa saattavat vaikuttaa merkittävästi tähän yhteyteen (Giacomini & Rossi 2006: 794).

Vuoden 2015 jälkeen Yhdysvalloissa lyhyet korot ovat nousseet, mutta tätä ennen oli pitkä ajanjakso, jolloin lyhyet korot olivat lähes nollassa (kuvaaja 6). Tämä ajanjakso mahdollistaa korkoeron avulla saatavien ennusteiden tehokkuuden arvioinnin empiirisesti ajanjaksolla, jolloin lyhyt korko on lähellä efektiivistä nollarajaa, ja keskuspankki käyttää epätavanomaisen rahapolitiikan välineitä vaikuttaakseen talouteen. Hännikäinen (2015) on tutkinut korkoeron sisältämää ennakoivaa informaatiota empiirisesti käyttäen taloudellisen aktiviteetin mittarina Yhdysvaltain teollisen tuotannon Indeksiä (Industrial Production Index IPI). Kyseisen indeksin käyttämisen etuna on se, että kyseisen indeksin arvot ovat saatavissa kuukausittaisella tasolla toisin kuin BKT:n arvot, jotka raportoidaan neljännesvuositasolla, ja täten aineistoa on enemmän. Hänen tutkimustuloksensa viittaavat siihen, että tuottokäyrä olisi nollakorkorajoitteen ja epätavanomaisen rahapolitiikan olosuhteissa

informatiivinen koskien teollisen tuotannon kasvua, jota voidaan käyttää mittaamaan taloudellista aktiiviteettiä (Hännikäinen 2015: 53).



Kuvaaja 6: Yhdysvaltain keskuspankin yön yli –korko vuoden 2000 alusta tähän päivään. Varjostetulla alueella korko lähellä nollakorkorajoitetta.

Teoreettisen analyysin lisäksi olemme kiinnostuneita siitä, miten korkoerolla saadut ennusteet koskien BKT:ta olisivat menestyneet tällä poikkeuksellisella ajanjaksolla empiirisesti, sillä aiemman teorian ja empiiristen havaintojen perusteella muutoksilla rahapolitiikassa olisi vaikutuksia näihin ennusteisiin. Muutos rahapolitiikassa korkojen asetuttua lähelle nollakorkorajaa 2008 finanssikriisin jälkeen voidaan nähdä merkittävänä muutoksena rahapolitiikassa. Luomme kaksi ennustemallia, joista toinen hyödyntää korkoerosta saatua informaatiota ja toinen ei. Vertaamalla näiden kahden

mallin ennustekykä otoksen ulkopuolelle, voimme arvioida olisiko korkoerolla ollut merkittävää parantavaa vaikutusta ennusteiden laatuun. Mikäli korkoeron lisääminen tuo parantaa mallista saatavia ennusteita, voimme päätellä, että korkoerolla olisi ollut ennustuksellisia ominaisuuksia nollakorkorajoitteen vallitessa.

Havaintoaineistona käytämme Yhdysvaltain St. Louisin keskuspankin (Federal Reserve Bank of St. Louis) FRED -tietokannasta saatavissa olevia aikasarjoja. Taloudellisen aktiviteetin mittarina käytetään vuosineljänneksellä raportoitavaa kausivaihteluilta korjattua aikasarjaa Yhdysvaltain reaalisesta bruttokansantuotteesta, ja korkoerona kirjallisuudessa vakiintunutta Yhdysvaltain 10 -vuoden ja 3 -kuukauden valtionvelkakirjojen tuottojen erotusta.

5.1. Korkoeroa hyödyntävän mallin verrokkimallin vertaaminen

Rakennamme empiirisen analyysin pohjaksi ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*), -mallin jossa käytetään vain reaalisesta bruttokansantuotteen aikasarjaa ja sen viivästettyjä arvoja ennustamaan sarjan tulevia arvoja. Parhaan mallin valitsemiseen käytämme Box-Jenkins (1976) metodologiaa (Enders: 76). Parhaan ennustemallin valitsemisen jälkeen lisäämme yhtälöön muuttujaksi yhdysvaltain 10-vuoden ja 3-kuukauden korkoeron viivästettynä. Tämän jälkeen Rolling windows metodologiaa käyttäen rakennamme malleista ennusteet käyttämällä aineistoa ennen, kuin korkoero on vallitseva. Tämän jälkeen luomme molemmilla malleilla ennusteet otoksen ulkopuolelle seuraavalle ennusteperiodille, ja vertaamme ennusteita sarjan toteutuneisiin arvoihin. Ennustevirheitä vertaamalla testaamme nollahypoteesia, että mallien ennustetarkkuus on sama.

ARIMA -malli on todennäköisyysmalli, jonka avulla pyritään laskemaan aikasarjasta todennäköisyys sille, että aikasarjan seuraava arvo on tiettyjen raja-arvojen välissä. Malli on satunnainen, eli tarkkaa arvoa ei aikasarjan seuraavalle

arvolle ole laskettavissa, koska aikasarjan generoivaan prosessiin vaikuttavia muuttujia olisi mahdollisesti lukematon määrä. ARIMA -mallinnuksen perusideana on arvioida sarjan arvoja generoiva malli, ja mallin identifioinnin jälkeen käyttää mallia ennustamiseen. (Box & Jenkins 2015: 7-8.)

Autoregressiivinem (*autoregressive, AR*) osa ARIMA -mallista on todennäköisyysmalli, jossa aikasarjan nykyinen arvo pyritään esittämään prosessin aiempien lukujen lineaarisena yhdistelmänä, sekä satunnaisen sokin ϵ_t yhdistelmänä:

$$(7) \quad y_t = B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \dots + B_p y_{t-p} + \epsilon_t,$$

Jossa ϵ_t on sarja toisistaan riippumattomia identtisesti jakautuneita satunnaismuuttujia, joiden odotusarvo $E(\epsilon_t) = 0$ ja $var(\epsilon_t) = \sigma^2$. Mallin asteluvun p , määrittää se, montako muuttujan viivästettyä arvoa käytetään esittämään sarjan nykyistä arvoa. (Box & Jenkins 2015: 8.)

Liikkuvan keskiarvon mallilla (MA, moving average) pyritään esittämään aikasarjan nykyinen arvo sarjan aiempien virhetermien ϵ_t liikkuvana painotettuna keskiarvona:

$$(8) \quad y_t = \epsilon_t + B_1 \epsilon_{t-1} + B_2 \epsilon_{t-2} + \dots + B_q \epsilon_{t-q},$$

Jossa ϵ_t on sarja toisistaan riippumattomia identtisesti jakautuneita satunnaismuuttujia, joiden odotusarvo $E(\epsilon_t) = 0$ ja $var(\epsilon_t) = \sigma^2$. MA -

mallissa sarjan viivästettyjen arvojen sijaan sarjan arvoa selittävät kuitenkin sarjan virhetermit, ja mallin asteen q määrittää käytettyjen viivästettyjen virhetermien lukumäärä. (Box et al. 2015: 9.)

Yhdistämällä autoregressiivisen mallin ja liikkuvaa keskiarvoa hyödyntävät mallit, saadaan kuvaus ARMA -prosessista, jossa sekä sarjan viivästetyt arvot, että virhetermien viivästetyt arvot vaikuttavat sarjan nykyiseen arvoon:

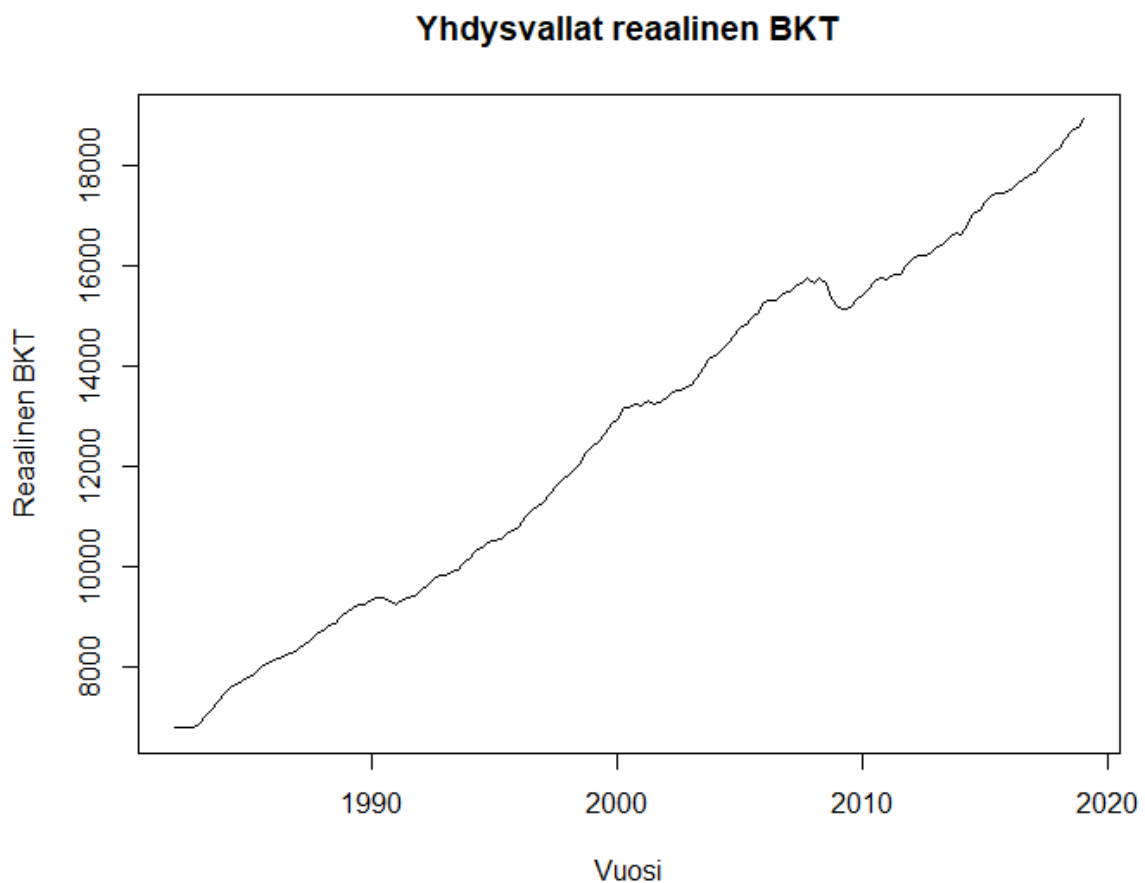
$$(10) \quad y_t = B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + \epsilon_t + B_1 \epsilon_{t-1} + \dots + B_q \epsilon_{t-q}.$$

ARMA -mallilla voidaan saada lisää joustavuutta aikasarjan selittämiseen, kun malli ei ole vain rajoitettu joko viivästettyjen sarjan toteutuneiden arvojen tai virhetermien käyttämiseen. (Box et al. 2015: 10.)

ARMA -mallin käyttö edellyttää, että mallinnettava aikasarja on stationaarinen. Stationaarisen prosessin rakenne on vakaa, eli sen probabilistiset ominaisuudet eivät muutu yli ajan, vaan pysyvät vakaana. Tällaisen aikasarjan keskiarvo on vakio yli ajan, ja sen varianssi on vakio. Taloudellisia muuttujia ennustettaessa näiden muuttujien aikasarjat eivät kuitenkaan yleensä ole stationaarisia, eikä etenkin keskiarvonsa suhteen vakaita. Tällaisten ei-stationaaristen sarjojen käyttäytymistä voidaan kuitenkin usein kuvata stationaarisena ottamalla niistä differenssi d kertaa. Mallia, jossa ei-stationaariselle sarjalle on tehty differenssin ottaminen sen stationarisoinniksi, kutsutaan ARIMA-malliksi (*Autoregressive Integrated Moving Average Model*):

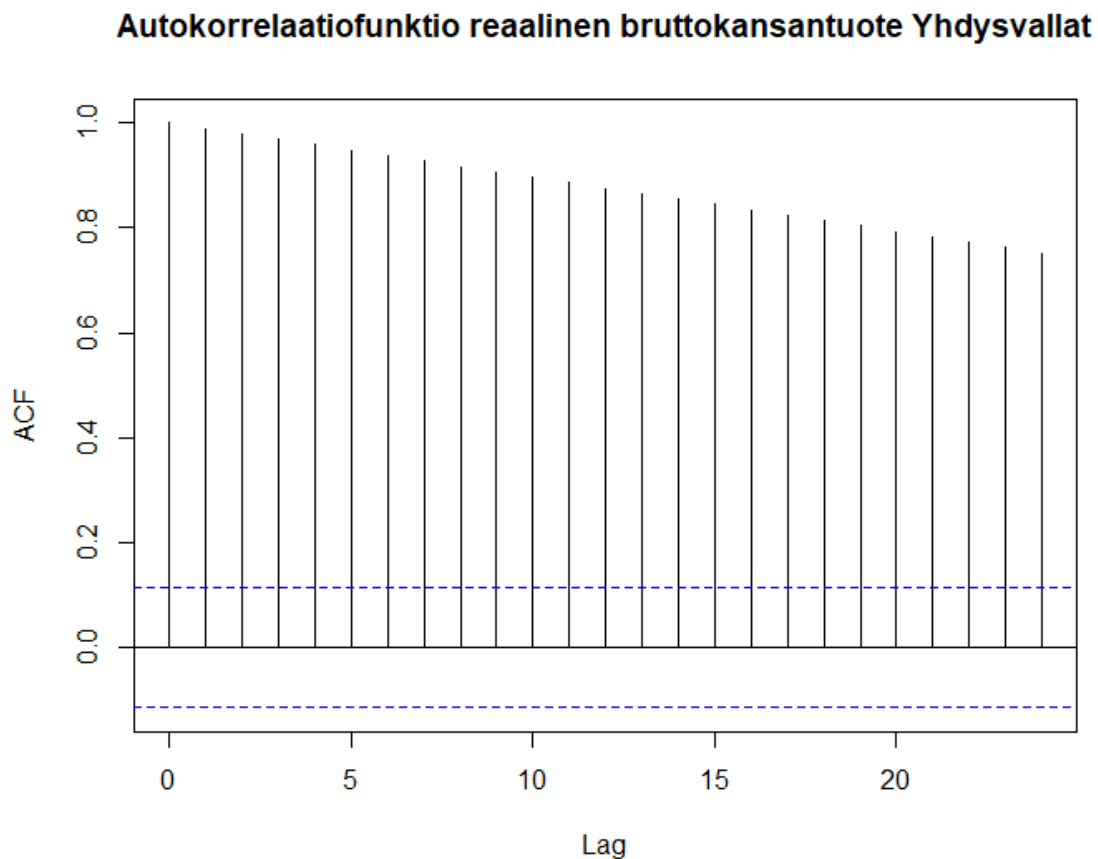
$$(11) \quad \Delta y_t = B_1 \Delta y_{t-1} + \dots + B_p \Delta y_{t-p} + \epsilon_t + B_1 \epsilon_{t-1} + \dots + B_q \epsilon_{t-q}.$$

ARIMA –mallinnuksen viitekehysten avulla rakennamme ennustemallin, johon voidaan verrata mallia, jossa on mukana korkoero ennakoivana muuttujana. Aineistona verrokkimallin rakentamiseen käytämme Yhdysvaltain reaalisia bruttokansantuotteita neljännesvuositasolla raportoitavia kausikorjattuja arvoja aikaväliltä ensimmäinen neljännes 1982 ja viimeinen neljännes 2008. Aikaperiodi alkaa ajanjaksolta, jolta kolmen kuukauden Yhdysvaltain valtionvelkakirjan tuotto on saatavilla, ja päättyy neljänneeseen, jolloin lyhyt korko on ollut vielä normaaliolosuhteiden mukainen, eikä lähellä efektiivistä nollarajaa. Kuvaaja 6 näyttää aikasarjan kehityksen kyseisellä ajanjaksolla:



Kuvaaja 7: Yhdysvaltain reaalin kausikorjattu bruttokansantuote vuodesta 1982 eteenpäin.

Aikasarjasta on nähtävissä visuaalisesti, että muuttujalla on selkeä kasvava trendi, eikä sarja täten ole stationaarinen. Havaintoa vahvistaa otoksen autokorrelaatiot, joiden hitaasti häviävät tilastollisesti merkitsevät vaikutukset eri viiveillä näyttävät aikasarjan olevan selkeästi ei-stationaarinen (kuvaaja 7). Mallintaaksemme ARIMA mallilla muuttujaa, tulee aikasarjan olla stationaarinen, joten tässä muodossa ennustemallin tekeminen ei ole mielekäästä. (Enders 2014: 112).

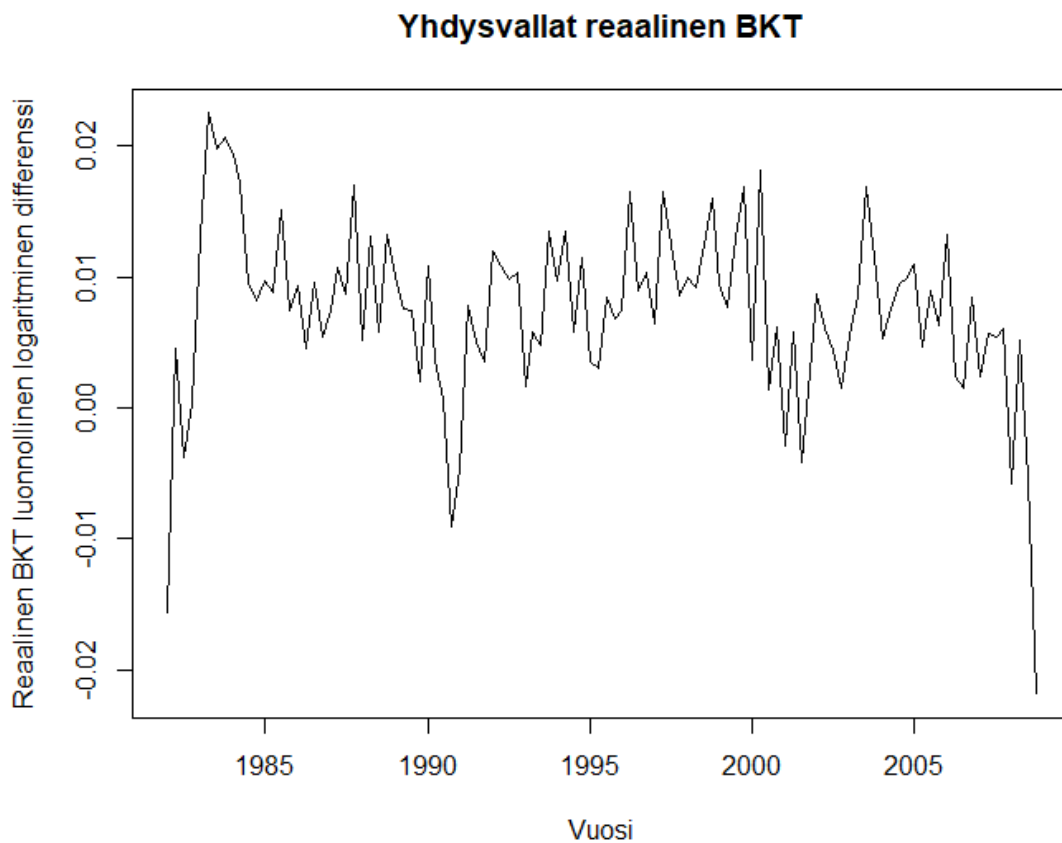


Kuvaaja 8: Autokorrelaatiofunktio (Autocorrelation function) Yhdysvaltain reaaliselle bruttokansantuotelle vuodesta 1982 eteenpäin.

Box et. al (2015) tapaan mahdollisen ei-stationaarisuuden poistamista voidaan yrittää transformoimalla muuttuja laskemalla perättäisten aikasarjan arvojen erotus. Aineistolle tehtävä transformaatio on muotoa:

$$(12) \quad \Delta \ln Y_t = \ln Y_t - \ln Y_{t-1}$$

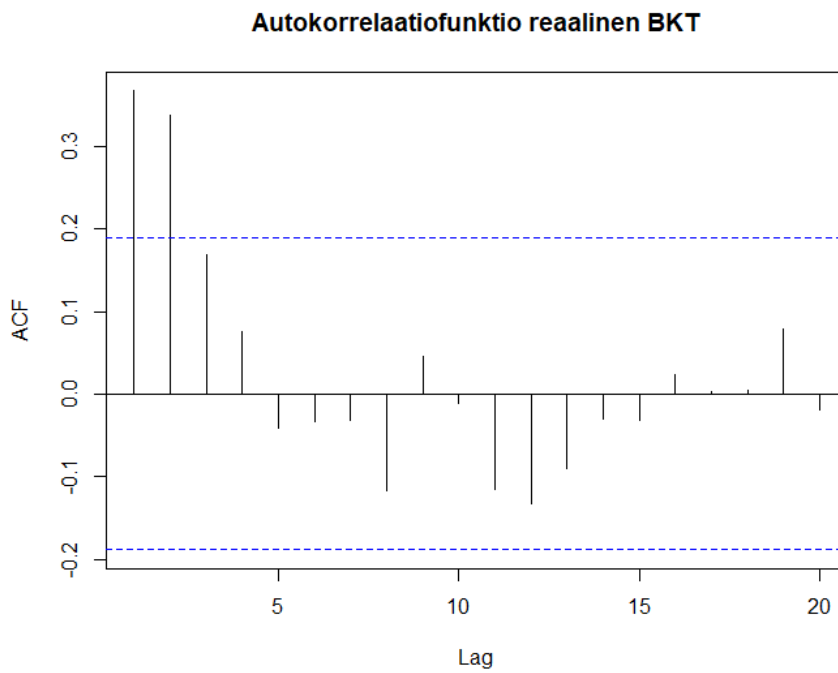
Ennen differenssin laskemista muuttuja on transformoitu logaritmuotoon laskemalla muuttujan luonnollisen logaritmin arvot. Kuvaajassa 9 on piirrettynä aikasarja näiden transformaatioiden tekemisen jälkeen.



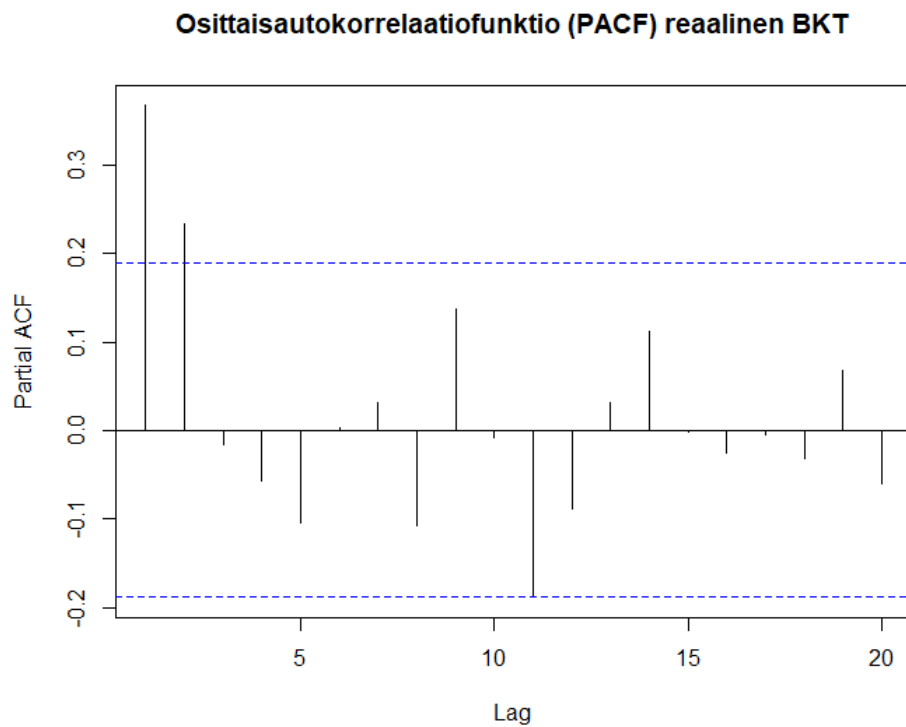
Kuvaaja 9: Yhdysvaltain reaalin BKT logaritmisestä transformaatiosta ja ensimmäisen differenssin ottamisen jälkeen.

Uusi aikasarja näyttää visuaalisesti tarkasteltuna stationarisemmalta, kuin aiempi sarja ilman muunnoksia. Transformoidun muuttujan autokorrelaatiofunktio viittaa stationaariseen aikasarjaan (kuvaaja 10)

autokorrelaatioiden eri viiveillä hälvetessä nopeasti ja vain kahden ensimmäisen viivästetyn arvon ollessa 5% tilastollisella merkitsevyydellä merkitseviä. Verrokkimallin muodon valitsemisen apuna käytämme myös vielä osittaisautokorrelaatiofunktiota (kuvaaja 11).



Kuvaaja 10: Autokorrelaatiofunktion kuvaaja Yhdysvaltain reaalisen BKT:n transformoidulle aikasarjalle.



Kuvaaja 11: Osittaisautokorrelaatiofunktion kuvaaja Yhdysvaltain reaalisen BKT:n transformoidulle aikasarjalle.

Osittaisen autokorrelaatiofunktion kahden ensimmäisen viiveen ollessa merkitseviä tilastollisesti ja muiden viiveiden ei-merkitseviä, valitsemme ARIMA (2, 1, 0) –mallin ennustemalliksemme, jota käytämme verrokkimallina tarkastellessamme korkoeron ennustuksellista tehokkuutta.

Arvioidun mallin parametrien arvot ovat taulukossa 1:

Taulukko 1: ARIMA (2, 1, 0) –mallin arvioidut OLS –parametrit.

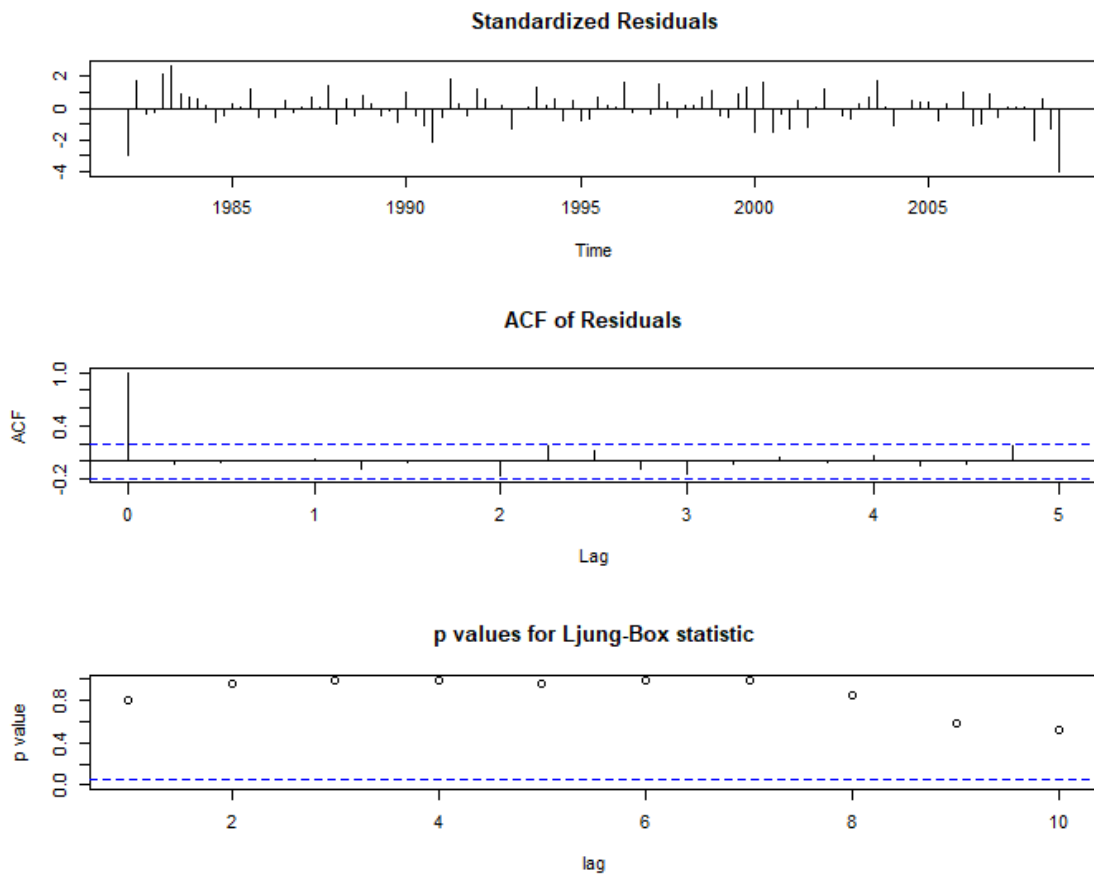
Coefficients:		
ar1	ar2	intercept
0.3739	0.3318	0.0061
s.e. 0.1046	0.1069	0.0020

Kuvaajasta 10 näemme valitsemamme diagrammit mallin virhetermeistä, niiden autokorrelaatioista ja Ljung-Box statistiikan. Mallin virhetermit eivät näytä olevan tilastollisesti merkisevydeltään korreloituneita, ja Ljung-Box statistiikan p-arvojen perusteella voidaan päätellä, että virhetermit ovat todennäköisesti riippumattomia.

ADF-statistiikan (*Augmented Dickey-Fuller*) avulla voidaan vielä arvioida aikasarjan stationaarisuutta. ADF-testillä avulla testataan nollahypoteesia, että prosessin karakteristisen yhtälön ominaisarvo olisi yksi, jolloin aikasarja ei ole stationaarinen. Augmentoidun Dickey-Fuller -statistiikan avulla voidaan arvioida aikasarjoja, joita kuvaavissa yhtälöissä on useampi kuin yksi sarjan viivästetty arvo selittämässä muuttujan nykyistä arvoa. Talukossa 2 on raportoitu testin arvot. Testin matalan p-arvon ($>0,01$) perusteella voidaan nollahypoteesi hylätä ja hyväksyä vaihtoehtoinen hypoteesi sarjan stationaarisuudesta. (Enders 2014: 206-2015.)

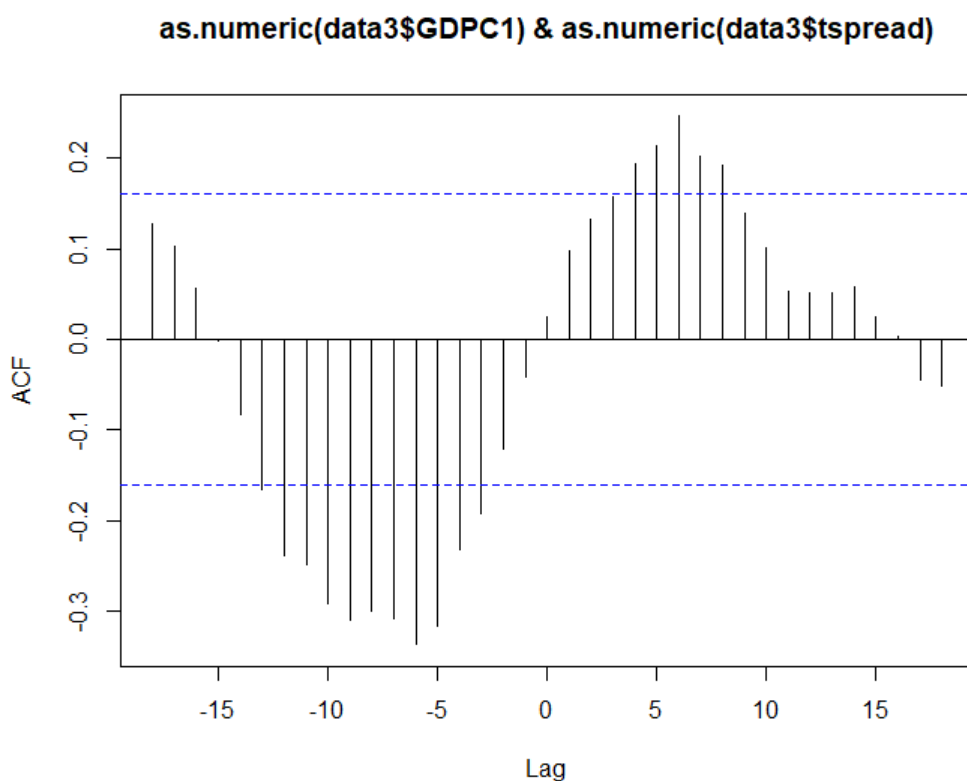
Taulukko 2: Augmentoidun Dickey-Fuller -statistiikan arvot.

Dickey-Fuller = -4.2397, Lag order = 5, p-value = 0.01
alternative hypothesis: stationary



Kuvaaja 12: ARIMA (2, 1, 0) –mallin statistiikkojen kuvaajat residuaaleille, niiden virheille ja Ljung-Box –statistiikan p-arvot.

Verrokkimallin valinnan jälkeen laadimme mallin, jossa selittäväksi muuttujaksi on lisätty korkoero. Korkoeron viiveen valinnassa käytämme logaritmoidun BKT:n muutoksen ja korkoeron ristikorrelaatiota, josta näemme eri viiveiden väliset korrelaatiot. Kuvaaja 11 näyttää korkoeron eri viiveiden korrelaatiot:



Kuvaaja 13: Ristikorrelaatiot BKT:n aikasarjalle ja Yhdysvaltain 10-vuoden ja 3-kuukauden valtionvelkakirjojen tuottojen erotukselle.

Kuvaajan perusteella isoin korrelaatio on korkoeron kuuden neljänneksen päässä olevalla viivästetyllä arvolla, joten lisäämme kyseisen viiveen selittäväksi muuttujaksi korkoeroa hyödyntävään ennustemalliimme.

Kaksi kilpailevaa ennustemalliamme ovat muodoltaan:

$$(13) \quad \Delta \ln Y_t = \alpha + \beta_1 \Delta \ln Y_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln Y_{t-2} + \epsilon_t$$

$$(14) \quad \Delta \ln Y_t = \alpha + \beta_1 \Delta \ln Y_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln Y_{t-2} + \beta_3 \text{korkoero}_{t-6} + \epsilon_t$$

Voimme verrata näennäisesti otoksen ulkopuolelle, eli seuraavalle periodille alkaen ajanjaksosta, jolloin lyhyt korko on ollut lähellä efektiivistä nollarajaa näiden mallien antamien ennusteiden virheitä. Mallit arvioidaan rullaavaa ikkuna (*rolling windows*) –menetelmää käyttäen. Molemmat mallit estimoidaan tietyn kokoisella otoksella, ja tämän otoksen arvioiduilla parametreilla tehdään ennuste seuraavalle periodille $t+1$. Tämän jälkeen saman kokoisella otoksella arvioidaan seuraavalla periodilla $t+1$ mallin parametrit, ja näillä laaditaan periodin $t+2$ ennuste. Käytämme 107 havainnon suuruista ikkunaa mallin arvioimiseen, ja teemme näin jokaiselle 26:lle efektiivisen nollakoron alaiselle vuodesta 2009 alkaen vuoden 2015 ensimmäiselle neljännekselle ennusteet. Vertaamalla sarjan toteutuneita arvoja ennusteiden antamiin arvoihin ja lasketemalla keskineliövirheet molemmille muuttujille, voimme arvioida, parantaako korkoeron lisääminen regressiomallin ennustekykyä.

5.2. Empiiriset tulokset

Kuvaajassa 14 on malleilla laadittujen ennusteiden virheet otoksen ulkopuolelle yhden periodin päähän ajanjaksolla 2009-2015, jolloin lyhyt korko on ollut lähellä nollakorkorajaa:



Kuvaaja 14: Verrokkimallin ja korkoeroa hyödyntävän ennustemallin yhdellä periodilla otoksen ulkopuolelle tehtyjen ennusteiden neliövirheet.

Ennusteen keskineliövirheen juuri verrokkimallille on 2,35. Korkeeron sisältävän kilpailevan mallin on keskineliövirheen juuri on 3,21. Lukujen suhde on 1,37, mikä tarkoittaa, että verrokkimallin ennusteet ovat menestyneet paremmin vertailuajanjaksolla, sillä ennustevirhe on ollut pienempi. Korkeeroa hyödyntävällä mallilla laaditut ennusteet näyttäisivät siis antavan verrokkimalliamme heikompia ennusteita. Giacomini & White –statistiikan matala p-arvo antaa tukea päätelmälle, että mallien ennustetarkkuus ei ole yhtä suuri. Kuvaajasta 14 näemme, että vuoden 2012 jälkeen korkoeroa hyödyntävän mallin ennusteet näyttäisivät olevan lähes yhtä tarkkoja, kuin verrokkimallin. Tämä voi olla täysin satunnaisuudesta johtuvaa, eikä korkoero vuodesta 2012 eteenpäin parannakaan ennusteita, vaikka tarkkuus on lähes sama.

Talukko 3: Giacomini & White- statistiikka malleille 13 ja 14.

data: tspreadmodel error, armodel error
GW = 2.9668, Forecast horizon = 1, Loss function power = 2, p-value = 0.006538
alternative hypothesis: two.sided

Tämän analyysin perusteella näyttäisi siltä, että nollakorkorajoitteen ja epätavanomaisen rahapolitiikan vallitessa korkoerolla ei vaikuttaisi olevan merkittäviä ominaisuuksia ennakoivana muuttujana, vaan että yksinkertaisempi ARIMA(2,1,0) –malli menestyy paremmin kyseisellä tarkasteluajanjaksolla ennustettaessa otoksen ulkopuolelle.

Empiirinen havainto siitä, että tuottokäyrän hyödyntäminen ei näyttäisi Yhdysvaltain BKT:ta ennustettaessa parantavan ennusteita yksinkertaisempaan malliin verrattuna on mielenkiintoinen, koska Hännikäinen (2015) on tutkimuksessaan löytänyt näyttöä sille, että korkoerolla olisi ennustuksellista arvoa nollakorkorajoitteen ja epätavanomaisen rahapolitiikan olosuhteissa Yhdysvalloissa. Hännikäisen (2015) tutkimuksessa taloudellisen aktiviteetin mittarina on käytetty Yhdysvaltain teollisen tuotannon indeksiä reaalisen BKT:n sijaan, mikä voi vaikuttaa erilaiseen tulokseen.

Voimme verrata tuottokäyrän ennustekykyä teollisen tuotannon indeksin ja reaalisen BKT:n välillä laatimalla ennusteita laatimalla molemmilla muuttujilla ennusteet korkoeron eri viiveillä ja vertaamalla ennustetarkkuuksia keskineliövirheiden avulla. Teollisen tuotannon indeksi on transformoitu stationaarisuuden saavuttamiseksi samaan tapaan kuin reaalin BKT ottamalla aikasarjasta logaritminen differenssi. Taulukossa 4 on korkoeron eri vuosineljänneksien viiveillä laadittujen ennusteiden virheiden suhdeluku teollisen tuotannon indeksille ja reaaliselle BKT:lle, sekä Giacomini & White – statistiikan arvot verrattuna molempien muuttujien AR(2) –verrokkimalleihin:

Taulukko 4: Eri vuosineljänneksillä viivästettyjen korkoeron avulla laadittujen mallien ja verrokkimallien keskineliövirheiden suhdeluku, sekä suluissa Giacomini & White –statistikan p-arvot.

	RMSE spreadmodel/ RMSE benchmark real GDP	RMSE spreadmodel/RMSE benchmark IPI
AR(2)+tspread(t-1)	1.07 (0.10)	0.97 (0.28)
AR(2)+tspread(t-2)	1.12 (0.07)	0.98 (0.62)
AR(2)+tspread(t-3)	1.16 (0.07)	0.94 (0.14)
AR(2)+tspread(t-4)	1.23 (0.017)	0.96 (0.46)
AR(2)+tspread(t-5)	1.27 (0.01)	0.972 (0.6)
AR(2)+tspread(t-6)	1.37 (0.007)	1.10 (0.36)

Taulukosta 4 näemme, että ennustettaessa teollisen tuotannon indeksiä samaan tapaan kuin reaalista BKT:ta, ovat keskineliövirheet yhden ja viiden neljänneksen viiveillä korkoeroa käytettäessä pienemmät, kuin verrokkimallissa. Tämä antaa viitettä siitä, että korkoero toimisi epätavanomaisen rahapolitiikan olosuhteissa ennakoivana muuttujana ennustettaessa teollista tuotantoa, mutta ei BKT:ta. Giacomini & White -testin p-arvot ovat kuitenkin korkeat, joten mallien ennustetarkkuuden erosta ei voida tulosten perusteella tehdä tilastollisesti pitäviä päätelmiä.

Ylemmässä analyysissä käytetyt ennustemallit eivät ole identtisiä Hännikäisen (2015) tutkimuksessa käytettyjen mallien kanssa, mikä voi vaikuttaa johtopäätöksiin. Myös käytetyn aineiston aikajänne, havaintojen tiheys ja määrä voivat vaikuttaa tuloksiin. Analysoimalla Hännikäisen (2015) mallia mukailevalla ennustemallilla korkoeron ennustekykyä käyttäen kuitenkin reaalisesta BKT:n raportointivälistä johtuen neljännesvuositason havaintoja, voimme vielä tarkistella, miten korkoero ennakoi Yhdysvaltain reaalista BKT:ta verrattuna teollisen tuotannon indeksiin. Mallit ovat muotoa:

$$(15) \quad \left(\frac{1}{h}\right) \Delta \ln Y_{t+h} = \alpha + \beta_1 \Delta \ln Y_t + \beta_2 \Delta \ln Y_{t-1} + \beta_3 \text{korkoero}_t + \epsilon_{t+h}$$

$$(16) \quad \left(\frac{1}{h}\right) \Delta \ln IPI_{t+h} = \alpha + \beta_1 \Delta \ln IPI_t + \beta_2 \Delta \ln IPI_{t-1} + \beta_3 \text{korkoero}_t + \epsilon_{t+h}.$$

Aikasarjat ovat samalta aikaväliltä kuin aiemmassa analyysissä, ja Y_t on Yhdysvaltain reaalin kausivaihtelulta korjattu BKT vuosineljänneksellä t ja IPI_t on Yhdysvaltain teollisen tuotannon kausivaihtelulta korjattu indeksi. Verrokkimalleissa pudotamme korkoeron pois estimoitavista yhtälöistä.

Taulukossa 5 on molempien mallien ennusteiden keskineliövirheet verrattuna samaan malliin ilman korkoeroa ja Giacomini & White -statistiikan p-arvo yhden, kahden, kolmen ja neljän vuosineljänneksen päähän ajanjaksolla, jolloin lyhyt korko on ollut lähellä nollarajaa:

Taulukko 5: Eri vuosineljänneksien päähän tehtyjen ennusteiden ja verrokkimallien ennusteiden keskineliövirheiden suhdeluku, sekä suluissa Giacomini & White -statistiikan p-arvot.

	RMSE spreadmodel/ RMSE benchmark real GDP	RMSE spreadmodel/RMSE benchmark IPI
AR(2)+tspread(t) (h=1)	1.06 (0.17)	0.95 (0.10)
AR(2)+tspread(t) (h=2)	1.06 (0.17)	0.95 (0.09)
AR(2)+tspread(t) (h=3)	1.07 (0.18)	0.96 (0.15)
AR(2)+tspread(t) (h=4)	1.11 (0.12)	0.96 (0.27)

Taulukosta 5 näemme, että korkoero näyttäisi ennustavan otoksen ulkopuolelle tarkemmin, kun taloudellisen aktiviteetin mittarina käytetään teollisen tuotannon indeksiä reaalin BKT:n sijaan. Ennusteiden virhe on pienempi kuin verrokkimallilla laadituissa ennusteissa ennustettaessa teollista tuotantoa, mutta ennustettaessa BKT:ta, korkoeron lisääminen kasvattaa ennusteiden virhettä. Tilastollisesti ei voida kuitenkaan päätellä p-arvojen perusteella näilläkään malleilla varmaksi, että erot eivät johtuisi vain satunnaisesta

vaihtelusta. Tulokset kuitenkin viittaavat siihen, että korkoero näyttäisi tarkasteluajanjaksolla ennakoivan teollisen tuotannon indeksiä paremmin, kuin reaalista BKT:ta Yhdysvalloissa. Molemmat muuttujat mittaavat taloudellista aktiviteettia, mutta eivät mahdollisesti täysin samaa asiaa, mikä voi selittää eron ennusteissa. Muuttujat eivät liiku tarkasteluajanjaksolla täysin yksi yhteen vaan käytetyssä neljännesvuositason aineistossa muuttujien välinen korrelaatio on 0,66.

Syitä sille, miksi korkoero ei näytä ennustavan taloudellista aktiviteettia reaalisella BKT:lla mitattuna voi olla monia. Yksi syy voi olla se, että laadittujen ennusteiden määrä on pieni, koska havaintoarvoja neljännesvuositasolla on nollakorkorajoitteen ajanjaksolta saatavissa vähän, jollon sattumalla voi olla vaikutusta ennusteisiin. Merkittävä syy voi olla myös rahapolitiikka ja keskuspankin toimet poikkeuksellisissa olosuhteissa. Jos esimerkiksi epätavanomainen rahapolitiikka on taloudellista aktiviteettiä stimuloimassa samalla pienentänyt korkoeroa ja tuottokäyrän kulmakerrointa, on mahdollista, että ennusteen antamat signaalit ovat olleet vääriä. Tuottokäyrän ennustukselliset ominaisuudet eivät rahapolitiikan ja talouteen kohdistuvien sokkien monimuotoisuuden vuoksi ole rakenteellisia, vaan ominaisuudet voivat vaihdella yli ajan. Tämä voi tehdä ennusteiden laatimisesta korkoeroa käyttäen haasteellista, ja yksinkertaisempi ARIMA –malli voi toimia ennusteiden laatimisessa menestyksekkäämmin. On kuitenkin erikoista, että ennustettaessa BKT:ta, korkoeron hyödyntäminen ei näyttäisi tuovan ennusteisiin lisäarvoa, kun taas teollisen tuotannon indeksiä ennustettaessa ennusteet näyttäisivät aiemman tutkimuksen perusteella paranevan, kun muuttuja lisätään ennusteisiin.

6. JOHTOPÄÄTÖKSET

Tuottokäyrää koskevassa kirjallisuudessa on aiemmin löydetty näyttöä tuottokäyrän ennustuksellisista ominaisuuksista taloudellista aktiviteettia koskien matalan korkotason olosuhteissa Yhdysvalloissa. Tämän tutkielman empiiristen havaintojen perusteella ennustettaessa BKT:ta taloudellisen aktiiviteetin mittarina, ei korkoero kuitenkaan näyttäisi parantavan ennusteita nollakorkorajoitteen olosuhteissa. Aiemmassa tutkimuksessa taloudellisen aktiiviteetin mittarina on käytetty teollisen tuotannon indeksiä, ja myös tämän tutkielman havaintojen perusteella korkoero saattaa nollakorkorajoitteen olosuhteissa ennakoida kyseistä indeksiä. Riippuen taloudellisen aktiiviteetin mittarina käytetystä muuttujasta, saattaa siis korkoeron ennustekyvyyssä olla eroavaisuuksia muuttujien mitatessa eri asioita.

Aiemman kirjallisuuden perusteella rahapolitiikan uskottavuus näyttää olevan merkittävin tuottokäyrästä saataviin ennusteisiin vaikuttava tekijä. Tässä tutkielmassa tehty graafinen analyysi on yhdenmukainen kyseisen teorian kanssa, ja korostaa sitä, että keskuspankin reaktio sokkiin voi vaikuttaa indikaattorin tehokkuuteen. Mielenkiintoista on myös se, että keskuspankki joutuu tehdessään päätöksiään arvioimaan parametreja, jotka voivat olla luonteeltaan tulkinnanvaraisia. Näitä parametreja ovat esimerkiksi tuotantokuilu ja neutraali korkotaso, joita ei käytännössä voida havaita tarkasti mistään.

Perimmäinen syy tuottokäyrästä saataville tulevaisuuden suhdanteita koskeville signaaleille ja rahapolitiikan yhteydelle voi olla hyvinkin intuitiivinen. Jos keskuspankki eliminoi suhdannevaihtelut tehokkaasti rahapolitiikkansa avulla, ei niitä pääse alun perinkään syntymään, eikä suhdannevaihteluita voida tai edes tarvitse ennustaa. Tarjontasokkien tapauksessa on kuitenkin epätodennäköistä, että keskuspankki pystyisi rahapolitiikan välineidensä avulla niitä eliminoimaan, koska tarjontasokit ovat luonteeltaan monimuotoisia ja niiden tilapäisyyden arvioiminen voi olla tulkinnanvaraista.

Nollakorkorajoitteen olosuhteissa signaaleihin voivat vaikuttaa erityisesti epätavanomainen rahapolitiikka, joka voi ekspansiivisena politiikkana kuitenkin pienentää korkoeroa ja täten vääristää tuottokäyrän kulmakertoimen antamaa signaalia. Niin kauan kuin nollakorkorajoite on sitova, ja korot lähellä nollaa, ei tuottokäyrän kulmakerroin voi kääntyä negatiiviseksi, joka normaaliolosuhteissa on havaittu ennakoivan taantumaa.

Tuottokäyrän ennustuksellisen tehokkuuden teoreettisten, perimmäisten syiden pohtiminen nostaa esiin kysymyksiä esimerkiksi siitä, miten suhdannevaihtelut syntyvät, pystyykö keskuspankki eliminoimaan suhdannevaihtelut, tai että voiko keskuspankki tehdä virheitä arvioissaan ja täten aiheuttaa omilla toimillaan lasku- tai noususuhdanteita. Erityisesti neutraalin korkotason arviointi on joissain määrin subjektiivista, koska reaalisen rahan hinta ei nykyisessä rahajärjestelmässä pääse määrittymään markkinoilla kysynnän ja tarjonnan perusteella. Jos neutraali korkotaso on pysyvästi alhaisella tasolla, voi sillä olla merkittäviä implikaatioita koskien rahapolitiikan harjoittamista sääntöjen avulla, jotka perustuvat lyhyiden korkojen manipuloimiseen. Samalla se voi luoda kuitenkin mahdollisuuksia tuottokäyrän indikaattoriominaisuuksien hyödyntämiseen päätöksenteossa.

7. LÄHDELUETTELO

- Benigno, Pierpaolo (2009). *New-Keynesian Economics: An As-Ad View*. National Bureau of Economic Research Working Paper no. 14824. [online] [siteerattu 15.6.2016] Saatavana World Wide Webistä: <<http://www.nber.org/papers/w14824>>.
- Bonser-Neal, Catherine. Morley, Timothy R. Does The Yield Spread Predict Real Economic Activity? (1997). A Multicountry Analysis. *Economic Review*. 82:3 [online] [siteerattu 10.11.2015], 37. Saatavana World Wide Webistä: <<http://search.ebscohost.com.proxy.tritonia.fi/login.aspx?direct=true&db=afh&AN=9711215508&site=ehost-live>>
- Bordo, Michael D. Haubrich, Joseph G (2004). *The Yield Curve, Recessions and the Credibility of the Monetary Regime: Long Run Evidence 1875-1997*. NBER Working Paper 10431. [online] [siteerattu 16.2.2016]. Saatavana World Wide Webistä: <<http://www.nber.org/papers/w10431>>
- Bordo, Michael D. Haubrich, J.G. (2008). The yield curve as a predictor of growth: Long-run evidence, 1875–1997. *Review of Economics and Statistics* 90 [online] [siteerattu 15.5.2016], 182–185. Saatavana World Wide Webistä: <https://www.jstor.org/stable/40043137>
- Box, George, E.P. Jenkins, Gwilym M. Reinsel, Gregory C. Ljung, Greta M. (2015). *Time Series Analysis : Forecasting and Control*. 5. painos. John Wiley Sons Inc. ISBN: 9781118674918.
- Case, Karl E. (2012). *Principles of macroeconomics*. 10. painos. Pearson Publishing. ISBN-13: 978-0-13-139140-6 1
- Ceballos, Luis. Romero, Damian (2015). The Yield Curve Information Under Unconventional Monetary Policies. *Economic Analysis Review* 29:2

[online] [siteerattu 15.6.2016], 3-18. Saatavana World Wide Webistä:
<<http://www.rae-ear.org/index.php/rae/article/view/453>>

Chen, Nai-Fu (1991). Financial Investment Opportunities and the Macroeconomy *Journal of Finance* 46 [online] [siteerattu 5.2.2016], 529-554. Saatavana World Wide Webistä:
<<http://www.jstor.org/stable/2328835>>

Davis, E. Philip. S.G.B. Henry (1994). *The Use of Financial Spreads as Indicator Variables: Evidence for the United Kingdom and Germany*. Staff Papers 41, I.M.F., Washington, D.C. [online] [siteerattu 5.2.2016], 517-525. Saatavana World Wide Webistä:
<http://www.jstor.org/stable/3867439?origin=pubexport>

Enders, Walters. (2014). *Applied Econometric Time Series*. 4. painos. John Wiley Sons Inc. ISBN: 9781118808566

Estrella, Arturo (2005). Why Does the Yield Curve Predict Output and Inflation? *Economic Journal*. 115:505 [online] [siteerattu 10.11.2015], 722-744. Saatavana World Wide Webistä:
<<http://search.ebscohost.com.proxy.tritonia.fi/login.aspx?direct=true&db=buh&AN=17573034&site=ehost-live>>

Estrella, Arturo. Trubin, Mary R. (2006). *The Yield Curve as a Leading Indicator: Some Practical Issues*. Federal Reserve Bank of New York. [online] [siteerattu 11.11.2015]. Saatavana World Wide Webistä:
<https://www.newyorkfed.org/research/current_issues/ci12-5.html>

Estrella, Arturo. Rodrigues, Anthony P. Schich, Sebastian (2002). *How Stable Is the Predictive Power of the Yield Curve? Evidence from Germany and the United States: Some Practical Issues*. Federal Reserve Bank of New York. [online] [siteerattu 12.11.2015]. Saatavana World Wide Webistä:

<[ftp://ftp.soc.uoc.gr/students/aslanidis/My%20documents/papers/Estrella,Rodrigues%20&%20Schich%20\(2003\).pdf](ftp://ftp.soc.uoc.gr/students/aslanidis/My%20documents/papers/Estrella,Rodrigues%20&%20Schich%20(2003).pdf)>

Estrella, A. Hardouvelis, G. A. (1991), the Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity. *The Journal of Finance* 46 46 [online] [siteerattu 5.2.2016], 555–576. Saatavana World Wide Webistä: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.1991.tb02674.x/abstract>>

Estrella, Arturo. Frederic S. Mishkin (1997). The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and The United States: Implications for The European Central Bank. *European Economic Review* 41 [online] [siteerattu 5.2.2016], 1375-1401. Saatavana World Wide Webistä: <<http://www.nber.org/papers/w5279>>

Estrella, Arturo. Frederic S. Mishkin (1998). Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators. *Review of Economics and Statistics* 80 [online] [siteerattu 5.2.2016], 45-61. Saatavana World Wide Webistä: <<http://www.mitpressjournals.org/doi/abs/10.1162/003465398557320?journalCode=rest#.V3EyGNJ96W8>>

Estrella, Arturo (2005). The Yield Curve as a Leading Indicator: Frequently Asked Questions. *The New York Fed.* [online] [siteerattu 15.1.2016]. Saatavana World Wide Webistä: http://www.newyorkfed.org/research/capital_markets/ycfaq.pdf

Federal Reserve Bank of St. Louis. *FRED Economic Data*. Real GDP Billions of Chained 2012 Dollars, Quarterly, Seasonally Adjusted Annual Rate. [online] Saatavana World Wide Webistä: <https://fred.stlouisfed.org/series/GDPC1>

Federal Reserve Bank of St. Louis. *FRED Economic Data*. 10-Year Treasury Constant Maturity Minus 3-Month Treasury Constant Maturity. [online] *Saatavana World Wide Webistä*: <https://fred.stlouisfed.org/series/T10Y3M>

Federal Reserve Bank of St. Louis. *FRED Economic Data*. The Industrial Production Index, [online] *Saatavana World Wide Webistä*: <https://fred.stlouisfed.org/series/INDPRO>

Fisher, Mark. Forces That Shape The Yield Curve Parts 1 and 2 (2001). *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper 2001-3 March* 18:2 [online] [siteerattu 11.11.2015]. *Saatavana World Wide Webistä*: <<https://www.frbatlanta.org/filelegacydocs/wp0103.pdf>>

Gambacorta, Leonardo. Hofmann, Boris. Peersman, Gert (2012). The Effectiveness of Unconventional Monetary Policy at the Zero Lower Bound: A Cross-Country Analysis. *Working Papers 384, Bank for International Settlements* [online] [siteerattu 20.6.2016]. *Saatavana World Wide Webistä*: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S105833001500021X>>

Gogas, Periklis. Papadimitriou, Theophilos. Chrysanthidou, Efthymia (2015). Yield Curve Point Triplets in Recession Forecasting. *International Finance*. 18:2 [online] [siteerattu 10.11.2015], 207–226 *Saatavana World Wide Webistä*: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/infi.12067/abstract>>

Haubrich, Joseph G. (2006) Does the Yield Curve Signal Recession? *Economic Commentary*. [online] [siteerattu 10.11.2015] 1-3. *Saatavana World Wide Webistä*: <<http://search.ebscohost.com.proxy.tritonia.fi/login.aspx?direct=true&db=afh&AN=20599753&site=ehost-live>>

Hännikäinen, Jari (2015). Zero lower bound, unconventional monetary policy and indicator properties of interest rate spreads. *Review of Financial Economics* 26 [online] [siteerattu 8.6.2016], 47-54. Saatavana World Wide Webistä:

<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S105833001500021X>>

Ichiue, Hibiki. Ueno, Yoichi (2015). Monetary policy and the yield curve at zero interest. *Journal of the Japanese and International Economies* 38:C [online] [siteerattu 5.2.2016], 1-12. Saatavana World Wide Webistä: <http://econpapers.repec.org/article/eejjieco/v_3a38_3ay_3a2015_3ai_3ac_3ap_3a1-12.htm>

Jones, Callum. Kulish, Mariano (2013). Long-term interest rates, risk premia and unconventional monetary policy. *Journal of Economic Dynamics and Control* 37:12 [online] [siteerattu 10.11.2015], 2547–2561. Saatavana World Wide Webistä: <http://econpapers.repec.org/article/eedyncon/v_3a37_3ay_3a2013_3ai_3a12_3ap_3a2547-2561.htm>

Joyce, Michael. Miles, David. Scott, Andrew. Vayanos, Dimitri (2012). Quantitative Easing and Unconventional Monetary Policy - an Introduction. *Economic Journal* 122:564 [online] [siteerattu 15.6.2016], 271-288. Saatavana internetistä: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-0297.2012.02551.x/full>>

Kozicki, Sharon (1997). Predicting Real Growth and Inflation with The Yield Spread. *Economic Review* 82, *Federal Reserve Bank of Kansas City* [online] [siteerattu 5.2.2016], 39-57. Saatavana World Wide Webistä: <<https://ideas.repec.org/a/fip/fedker/y1997iqivp39-57nv.82no.4.html>>

Laurent, Robert D. (1988). An Interest Rate-Based Indicator of Monetary Policy *Economic Perspectives* 12, *Federal Reserve Bank of Chicago* [online]

[siteerattu 5.2.2016]. Saatavana World Wide Webistä:
<<https://www.chicagofed.org/publications/economic-perspectives/1988/01janfeb1988-part1-laurent>>

Laurent, Robert D. (1989). Testing the Spread. *Economic Perspectives 13, Federal Reserve Bank of Chicago* [online] [siteerattu 5.2.2016] Saatavana World Wide Webistä:
<https://de.chicagofed.org/~media/publications/economic-perspectives/1989/ep-jul-aug1989-part3-laurent-pdf.pdf>>

Meinusch, Annette & Peter Tillmann (2014). The Macroeconomic Impact of Unconventional Monetary Policy Shocks. *Joint Discussion Paper Series in Economics* [online] [siteerattu 20.6.2016]. Saatavana World Wide Webistä:
<http://www.uni-marburg.de/fb02/makro/forschung/magkspapers/index_html%28magks%29>

Neely, Christopher J. (2010). Unconventional monetary policy had large international effects. *Working Paper 2010-018G, Federal Reserve Bank of St. Louis* [online] [siteerattu 20.6.2016]. Saatavana World Wide Webistä:
<<https://research.stlouisfed.org/wp/2010/2010-018.pdf>>

Rachel, Lukasz & Thomas D. Smith (2015). *Secular drivers of the global real interest rate*. Staff Working Paper 571, Bank of England [online] [siteerattu 15.6.2016]. Saatavana World Wide Webistä:
<<http://www.bankofengland.co.uk/research/Documents/workingpapers/2015/swp571.pdf>>

Rebelo, Sergio (2005). Real Business Cycle Models: Past, Present and Future. *The Scandinavian Journal of Economics* 107:2 [online] [siteerattu 20.6.2016], 217-238. Saatavana World Wide Webistä:
<<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1467-9442.2005.00405.x/abstract>>

- Shapiro, Matthew D. (1987). Supply Shocks in Macroeconomics. *NBER Working Paper 2146* [online] [siteerattu 12.6.2016]. Saatavana World Wide Webistä: <<http://www.nber.org/papers/w2146>>
- Stock, James H & Mark W. Watson (2001). Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices. *Working Paper 8180, National Bureau of Economic Research* [online] [siteerattu 5.2.2016]. Saatavana World Wide Webistä: <<http://www.nber.org/papers/w8180>>
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39*. [online] [siteerattu 10.11.2015], 195–214. Saatavana World Wide Webistä: <http://econpapers.repec.org/article/eeecrcspp/v_3a39_3ay_3a1993_3ai_3a_3ap_3a195-214.htm>
- Williams, John C. (2003). The Natural Rate of Interest. *FRBSF Economic Letter, Federal Reserve Bank of San Francisco*. [online] [siteerattu 20.4.2016]. Saatavana World Wide Webistä: <<http://www.frbsf.org/economic-research/publications/economic-letter/2003/october/the-natural-rate-of-interest/>>
- Wright, Jonathan H. (2006). *The Yield Curve and Predicting Recessions*. Federal Reserve Board, Washington DC. Finance and Economics Discussion Series Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs Federal Reserve Board, Washington, D.C. [online] [siteerattu 15.4.2016] Saatavana World Wide Webistä: <<https://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2006/200607/200607pap.pdf>>
- Wright, Jonathan & Serena Ng. (2013). Facts and Challenges from the Great Recession for Forecasting and Macroeconomic Modeling. *NBER Working Paper 19469* [online] [siteerattu 12.4.2016]. Saatavana World Wide Webistä: <<http://www.nber.org/papers/w19469>>

Wicksell, Knut. (1936). *Interest and Prices*. Lontoo. Macmillan Publishers.