

VARJOKORKOJEN VAIKUTUS TUOTTOKÄYRÄÄN JA TALouden AKTIVITEETIN MALLINTAMISEEN

Jyväskylän yliopisto
Kauppakorkeakoulu

Pro gradu -tutkielma

2023

Tekijä: Niko Lahdensuo
Oppiaine: Taloustiede
Ohjaaja: Juhani Raatikainen



JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO

TIIVISTELMÄ

Tekijä Niko Lahdensuo	
Työn nimi Varjokorkojen vaikutus tuottokäyrään ja talouden aktiviteetin mallintamiseen	
Oppiaine Taloustiede	Työn laji Pro gradu -tutkielma
Aika (pvm.) 1.6.2023	Sivumäärä 48
<p>Tässä pro gradu -tutkielmassa perehdytään talouskasvuennustemalleihin nollakorkoym- päristössä. 2010-luvulla talouden toimijat ovat saaneet nauttia poikkeuksellisen alhai- sesta korkotasosta Yhdysvalloissa ja euroalueella. Talouskasvuennusteilla on merkittävä rooli raha- ja talouspoliittisten päätösten ohjauksessa.</p> <p>Tuottokäyrää pidetään yleisesti hyvänä talouden kehityksen indikaattorina. Nolla- korkoym- päristössä korkojen nolla-alaraja sitoo tuottokäyrän lyhyen maturiteetin päätä, eikä tuottokäyrä näytä teoreettista muotoaan, johon se asettuisi ilman nolla-alarajaa. Tässä tutkielmassa selvitetään parantaako varjokoron lisääminen ennustetarkkuutta ver- rattuna perinteiseen tuottokäyrän avulla tapahtuvaan ennustamiseen silloin, kun korko- taso on lähellä tai alle nolla-alarajan.</p> <p>Varjokorkojen integroiminen tuottokäyrämalleihin avaa tuottokäyrän muodolle uusia mahdollisuuksia korkojen nolla-alarajassa. Tutkimuksessa käytetään useita mak- rotalouden muuttujia Yhdysvalloista ja euroalueelta 2000–2022, sekä alueellisia varjo- korkoja. Mallin ennustekykä tarkastellaan dynaamisilla regressiomalleilla ja Markovin regiiminvaihtomalleilla.</p> <p>Käytetyt mallit istuivat paremmin Yhdysvaltojen aineistoon. Yhdysvalloissa osa- kemarkkinat palautuvat tehokkaasti sokeista ja rahapoliittisilla teoilla oli selkeämpi vai- kutuksen varjokorkoihin. Molemmilla menetelmillä ja alueilla varjokorkojen lisääminen malliin paransi mallin selityskykyä, mutta vain marginaalisesti. Tutkimuksen keskeinen havainto on, että Markov-mallit istuivat aineistoon lineaarisia malleja paremmin. Tar- kasteltu ajanjakso oli suhteellisen lyhyt ja selittävien muuttujien merkitykset vaihtelivat alueittain.</p>	
Asiasanat varjokorko, negatiivinen korko, korkojen nolla-alaraja, korkojen efektiivinen alaraja, tuottokäyrä	
Säilytyspaikka	Jyväskylän yliopiston kirjasto

SISÄLLYS

TIIVISTELMÄ	2
SISÄLLYS.....	3
1 JOHDANTO.....	5
2 TUOTOKÄYRÄ JA VARJOKORKO	7
2.1 Tuottokäyrä	7
2.2 Tuottokäyrää selittävät teorit.....	9
2.3 Varjokorot ja rahapolitiikka	11
3 KIRJALLISUUSKATSAUS.....	15
3.1 Tuottokäyrän ja muiden markkinainformaatioindikaattorien ennustekyky muuttuu eri aikoina	16
3.1.1 Perinteinen talouskasvun ennustaminen	16
3.1.2 Mallien täydentäminen	18
3.2 Talouspolitiikan epävarmuus	20
3.3 Nollakorkoympäristö, varjokorot ja epätavanomainen rahapolitiikka	21
4 AINEISTO, MENETELMÄ JA MALLI.....	26
4.1 Aineisto	26
4.1.1 Talouden aktiviteetin kuvaaminen	26
4.1.2 Selittävät makrotalousmuuttujat	27
4.1.3 Talouden epävarmuusindeksi.....	28
4.1.4 Yleiskatsaus aineistosta	29
4.2 Menetelmä	30
4.2.1 Yksikköjuuritestausta	30
4.2.2 VAR-malli.....	32
4.2.3 Markovin regiiminvaihto -malli	32
4.3 Malli.....	33
5 TUTKIMUKSEN TULOKSET.....	35
5.1 Yleistä	35
5.2 Regressiomallit.....	36
5.3 MS-mallit.....	39
6 JOHTOPÄÄTÖKSET JA ARVIOINTI.....	42
LÄHTEET	45

LIITE 48

1 JOHDANTO

Talouden kasvuennusteilla on merkittävä rooli yhteiskunnassamme. Ennusteet ohjaavat osittain kuluttajien käytöstä, ne vaikuttavat päättäjien ratkaisuihin sekä yritysten investointipäätöksiin. Päättäjät tarvitsevat relevantteja ja realistisia ennusteita oman päätöksenteon tueksi. 2010-luvulla talouden toimijat ovat saaneet nauttia poikkeuksellisen alhaisesta korkotasosta, kun rahan hinta on ollut alhainen ja se on näkynyt yritysten ja valtioiden toiminnassa. Alhaisesta korkotasosta huolimatta inflaatio pysyi maltillisena euroalueella, ja tarve vakauttaa markkinoita matalien korkojen vallitessa pakotti keskuspankit kehittämään uudenlaisia rahapolitiikan välineitä. Raha- ja finanssipoliittisten päätösten taustalla on useimmiten tilastollinen data sekä päätösten vaikutusennusteet. Tuottokäyrän on empiirisesti osoitettu indikoivan talouden kehitystä, joten se on ollut merkittävä selittävä muuttuja talouskasvuennustemalleissa, joiden mukaan poliittisia päätöksiä on tehty.

Tuottokäyrän käyttöä ennustemalleissa on kritisoitu, koska sen tilastollinen merkitsevyys muuttuu ajassa ja paikassa. Tämän lisäksi nollakorkojen ja negatiivisten korkojen aikana perinteinen tuottokäyrä saavuttaa niin sanotun nolla-alarajan (zero lower bound, ZLB) ja käyrä muuttuu tasaiseksi pitkien korkojen maldtuessa. Normaalitylanteessa tuottokäyrän ollessa positiivinen (ylöspäin nouseva) tai sen tason noustessa, on talouden aktiviteetti usein positiivista, mikä ennakoii talouden kasvua. Tuottokäyrän ollessa nolla-alarajan tuntumassa sen muoto on tasainen ja muodon muutoksia ei tapahdu. Tämä heikentää talouskasvuennustemallien, joissa käytetään tuottokäyrää selittävänä muuttujana, ennustekykä. (Dotsey, 1998.)

Tässä tutkimuksessa testataan tuottokäyrän kvantitatiivista elvytystä (QE / Quantitative Easing) mittaavan varjokoron merkitystä taloudellisen aktiviteetin ennustamisessa. Tutkimuksen ajankohtaisuutta voidaan perustella äkillisesti muuttuvalla geopolitiisella ympäristöllä, korkojen nopealla nousulla, sekä talouden epävarmuuden lisääntymisellä. Junntila ja Vataja (2018) tarkastelivat talouden epävarmuusindeksien vaikutusta yhdessä tuottokäyrän kanssa talouden aktiviteettiin. Tässä tutkimuksessa talouden aktiviteettia tarkastellaan Junntilan

ja Vatajan (2018) mallia täydentämällä, mutta eri tilastollisin menetelmin. Keskuspankkien laajentunut rahapolitiikka huomioidaan lisäämällä malliin varjokorot, jotka kuvastavat osittain epätavanomaista rahapolitiikkaa, perinteisen ohjauskorkopolitiikan lisäksi.

Tässä tutkimuksessa keskitytään malliin, jossa nolla-alarajassa tuottokäyrän lyhyen pään korkojen lisäksi mallia täydennetään varjokoroilla. Tutkimus ei ole ensimmäinen laatuaan, vaan viimeaikaisessa kirjallisuudessa on paljolti pyritty ehostamaan tuottokäyrän merkitystä ennustemalleissa. Tämä tutkimus jatkaa samaa tavoitetta. Tutkimusmenetelmä on kvantitatiivinen, ja tutkimuksessa käytetään vektoriautoregressio- ja Markovin regiiminvaihto-malleja. Tutkimusaineistona on tilastollinen data Yhdysvalloista ja euroalueelta, joka koostuu useasta eri makrotalouden muuttujasta ja varjokoroista. Aineistosta muodostetaan aikasarja-analyysi. Tarkasteltavia muuttujia on useita, joista merkittävimpiä ovat teollisuusindeksi, tuottokäyrä, varjokorot ja markkinakorot. Aikasarja-analyysin avulla pyritään vastaamaan tutkimuskysymykseen:

Parantaako varjokoron lisääminen malliin ennustetarkkuutta verrattuna perinteiseen tuottokäyrän avulla tapahtuvaan ennustamiseen silloin, kun korkotaso on lähellä tai alle nolla-alarajan?

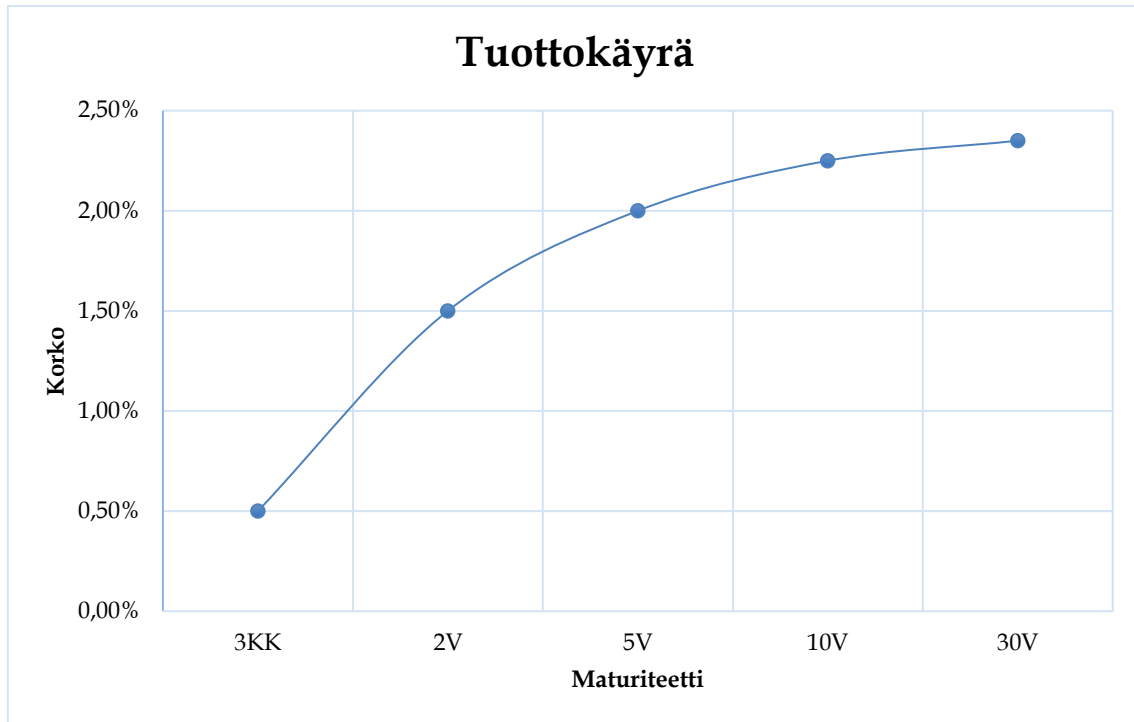
Nolla-alarajassa tuottokäyrä tasaantuu, eikä sen muoto kuvasta sitä, mihin tuottokäyrä päätyisi ilman nolla-alarajaa. Tutkimuksen hypoteesi on, että varjokorot mahdollistavat tuottokäyrän lyhyen pään korkojen siirtymisen nolla-alarajan alapuolelle. Tällöin käyrä saa realistisemmän muodon, joka indikoi paremmin talouden tilannetta ja sen kehitystä.

Tutkielman toinen luku käy läpi tutkimuksen kannalta merkittävimmät käsitteet. Kolmannessa luvussa esitellään aiempaa kirjallisuutta. Lukijalle tarjotaan laaja katsaus tuottokäyrän käytöstä selittävänä muuttujana talouskasvuennustemalleissa aina 70-luvulta 2020-luvun tutkimuksiin. Tuon ajanjakson aikana tuottokäyrän merkitys selittävänä muuttujana on kokenut suuren muutoksen. Yksinkertaisen tuottokäyrän ennustekyvyn heikennyttyä 70-luvun jälkeen mallit ja tutkimusmenetelmät ovat kehittyneet vastaamaan paremmin modernia nopeasti muuttuvaa toimintaympäristöä. Neljäs luku esittää lukijalle aineiston ja estimointimenetelmän. Lisäksi tuodaan esille, miten tämä tutkimus eroaa aiemmasta ja mitä lisäarvoa tuodaan olemassa olevan kirjallisuuden rinnalle. Viides luku käy läpi tulokset ja kuudes luku tiivistää tutkimuksen, esittää johtopäätökset ja mahdolliset ideat jatkotutkimuksiin.

2 TUOTTOKÄYRÄ JA VARJOKORKO

2.1 Tuottokäyrä

Tuottokäyrä (eng. Yield curve tai The term structure of interest rates) on yksi eniten käytetyistä talouden indikaattoreista. Tuottokäyrä muodostetaan saman riskin omaavista korko instrumenteista, joilla on eriävät maturiteetit. Yleinen tapa on muodostaa tuottokäyrä valtioiden liikkeelle laskemista joukkovelkakirjoista, koska nämä mielletään valtiosta riippuen riskittömiksi tai matalariskisiksi ja niillä on yleensä yrityslainoja parempi likviditeetti. Tuottokäyrän lyhyt pää muodostuu keskuspankkien korkopolitiikan mukaisesti, kun taas pitkä pää riippuu markkinoiden kysynnästä ja tarjonnasta. Tämä huomioiden tuottokäyrä itsessään pitää sisällään paljon merkittävää informaatiota talouden tämänhetkisestä tilasta, ja tulevaisuuden odotuksista. Kuviossa 1 esitettynä tuottokäyrän muodostuminen.



Kuvio 1. Tuottokäyrän muodostaminen.

Chodhryn (2019. s.30-31) tuottokäyrällä voi olla neljä perusmuotoa: tavanomainen, positiivinen, negatiivinen tai kumpumainen. Tavanomaisessa tuottokäyrässä tuotot ovat niin sanotusti normaalilla tasolla ja kasvavat maltillisesti maturiteetin kasvaessa. Kuvion 1 tuottokäyrää voidaan luonnehtia tavanomaiseksi. Positiivisessa tuottokäyrässä korot ovat tavanomaista alhaisemmalla tasolla, mutta käyrän pitkä pää on merkittävästi lyhyttä päätä korkeammalla. Negatiivisen tuottokäyrän aikana korot ovat tavanomaista korkeammalla ja käyrä on kääntynyt laskevaksi. Tällöin pitkät korot ovat lyhyitä korkoja alhaisemmalla tasolla. Kumpumaisessa tuottokäyrässä korot ovat korkealla tasolla saavuttaen huippunsa keskipitkällä aikavälillä ja sen jälkeen kääntyvät laskuun pidemmällä maturiteeteilla. (Choudhry, 2019. s. 30-31.) Hetkellisesti tuottokäyrä voi olla myös tasainen. Tällöin lyhyet sijoitukset tuottavat saman verran kuin pitkäaikaiset sijoitukset. Tasaisen tuottokäyrän aikaan markkinat odottavat inflaation pysyvän nykyisellä tasollaan tulevaisuudessa.

Tuottokäyrän eri muodoilla on osoitettu olevan erilaisia indikaatioita taloudesta. Estrella (2005) osoittaa, että tuottokäyrän avulla voidaan ennustaa talouden tuotannon ja inflaation kehitystä. Koedan (2012) mukaan korkojen noston ja tuottokäyrän jyrkentymisen voidaan ennustaa johtavan talouden kasvuun. Estrellan ja Trubinin (2016) mukaan tuottokäyrän avulla voidaan ennustaa talouden taantumia aikasarja-analyysin avulla. Ozturk ja Pereira (2013) vahvistavat Estrellan ja Trubinin tuloksia. Heidän mukaansa paneeliaineistoa käyttämällä tuottokäyrällä kyetään ennustamaan taantumia. Alessandrin ja Nelsonin (2015) mukaan tuottokäyrän avulla voidaan myös ennustaa pankkien tulevaa kannattavuutta. Kannattava pankkisektori luo vakautta talouteen. Sekä tuottokäyrän taso,

että kulmakerroin vaikuttavat positiivisesti suurten pankkien kannattavuuteen. (Alessandri & Nelson, 2015.)

Tuottokäyrän muodon lisäksi sen muutoksilla on indikoiva vaikutus talouden kehitykseen. Volkman, Maisondieu Laforge ja Wohar (2012) erittelevät yhdeksän erilaista tuottokäyrän muutosta kahden periodin välillä: ei muutosta, kallistus myötäpäivään, kallistus vastapäivään, lyhyet korot laskevat, lyhyet korot nousevat, pitkät korot laskevat, pitkät korot nousevat, nousu (molemmat pitkät ja lyhyet korot nousevat), ja lasku (molemmat pitkät ja lyhyet korot laskevat). Implisiittisesti nousulla pitäisi olla hidastava vaikutus talouteen ja laskulla puolestaan kiihdyttävä vaikutus talouteen. Tutkimuksessa neljällä muutoksella oli merkitseviä vaikutuksia: kallistus myötäpäivään, pitkät korot laskevat, lyhyet korot nousevat ja koko käyrän laskulla. Kaikki tulokset olivat linjassa odotushypoteesin kanssa. (Volkman, Maisondieu Laforge & Wohar, 2012.)

2.2 Tuottokäyrää selittävät teoriat

Tässä kappaleessa käsiteltävät teoriat pätevät ainoastaan täydellisillä markkinoilla. Tämä luku esittelee yleiset teoriat, joilla on yritetty selittää tuottokäyrän toimintaa talouden indikaattorina. Choudhry (2019) esittää neljä yleistä teoriaa ja näiden yhdistelmiä, joilla on pyritty selittämään tuottokäyrän muotoa. Yksikään teoria ei pysty yksin selittämään tuottokäyrän jokaista muotoa kaikkina aikoina, mutta niiden avulla voidaan selittää yksittäisen tuottokäyrän muoto tietynä ajankohtana.

Ensimmäinen klassinen tuottokäyrän muotoa selittävä teoria on odotushypoteesi. Sen mukaan tuottokäyrän muoto vastaa odotettujen lyhyiden korkojen tasoa. Argumentti perustuu siihen, että toimivilla markkinoilla sijoittaja voi sijoittaa suoraan pidempään maturiteettiin tai ensin lyhyeen maturiteettiin ja samalla yhteen tai useampaan lyhyen maturiteetin termiinikorkoon. Pidemmän maturiteettinen korko on siis geometrinen keskiarvo odotetuista tulevista lyhyen maturiteetin korkoista. Harhaton odotushypoteesi perustuu puhtaasti tähän argumenttiin, kun taas riskipreemioon perustuva teoria lisää tähän joko vakion tai ajassa muuttuvan riskilisän. Odotushypoteesin mukaan nouseva tuottokäyrä indikoi odotusta tulevien lyhyiden korkojen noususta. (Choudhry, 2019. s. 34.) Odotushypoteesi ei pysty yksinään selittämään kaikkia tuottokäyrän muotoja, vaan sitä käytetään usein yhdessä muiden teorioiden kanssa. Volkmanin, Maisondieu Laforgen ja Woharin (2012) tutkimuksessa harhattoman odotushypoteesin avulla pystyttiin selittämään kaikki tilastollisesti merkitsevät havainnoidut muutokset tuottokäyrässä. Dewachterin, Ianian ja Lyrion (2014) tutkimus puolestaan osoittaa, että eri maturiteettisten joukkovelkakirjalainojen tuotoilla on merkittävää vaihtelua. Tutkimus osoittaa, että odotusteoria ei ole pätevä kaikilla ajanjaksoilla.

Toinen tuottokäyrän muotoihin kehitetty teoria on likviditeettipreferenssi-teoria. Intuitiivisesti voidaan olettaa sijoittajien suosivan

lyhytaikaisia joukkovelkakirjoja, jos niistä odotushypoteesin mukaisesti saa saman tuoton kuin pitkäaikaisista. Odotushypoteesi ei pysty huomioimaan inflaatiota tai joutuu oletamaan tasaisen inflaation ja riskittömät joukkovelkakirjat. Likviditeettipreferenssiteoria tarjoaa selityksen, joka huomioi sekä inflaation että korkoriskin. Sen mukaan markkinoilla lainanottajat haluaisivat aina ottaa mahdollisimman pitkän maturiteetin ja lainanantajat puolestaan haluaisivat tarjota mahdollisimman lyhyttä maturiteettia. Tästä syystä lainanantajille tulee kompensoida pidemmän maturiteetin joukkovelkakirjoista aiheutuvaa riskiä. Tätä korvausta kutsutaan palkkioksi (premium) menetetyistä likviditeetistä. Mitä pidemmäksi aikaa lainanantaja luopuu varoistaan, sitä suuremman palkkion hän haluaa. Jolloin mitä pidempi maturiteetti, sitä suurempi palkkio (korko) tulee saada. Likviditeettipreferenssiteoria selittää hyvin positiivisen tuottokäyrän muodon, mutta ei pysty selittämään negatiivista tuottokäyrää. (Choudhry, 2019. s.38–39.)

Segmentoituneiden markkinoiden teoria jakaa markkinatoimijat eri segmentteihin. Osa preferoi toimia lyhyellä aikavälillä ja osa pitkällä. Segmentoituneiden markkinoiden teorian mukaan markkinatransaktiot keskittyvät tietyn maturiteetin segmenttiin ja segmenteille ei ole mitään siteitä toisiinsa markkinoilla. Teoria selittää kummut tuottokäyrässä, sillä segmenttien sisällä liikkuu eri määrä varallisuutta ja segmentin sisäinen korko määräytyy kysynnän ja tarjonnan mukaisesti. Esimerkiksi pankit toimivat pääasiallisesti lyhyen maturiteetin segmentissä ja eläkerahastot puolestaan pidempien maturiteettien segmenteissä. Muut merkittävät markkinatoimijat sijoittuvat maturiteettisegmentteihin oman preferenssinsä mukaisesti. Segmentoituneiden markkinoiden teorian avulla voidaan selittää minkä tahansa yksittäisen hetken tuottokäyrän muoto, mutta sen avulla ei voida tulkita tulevia muotoja, mikä tekee teoriasta merkityksettömän analyysissä. (Choudhry, 2019. s.41.)

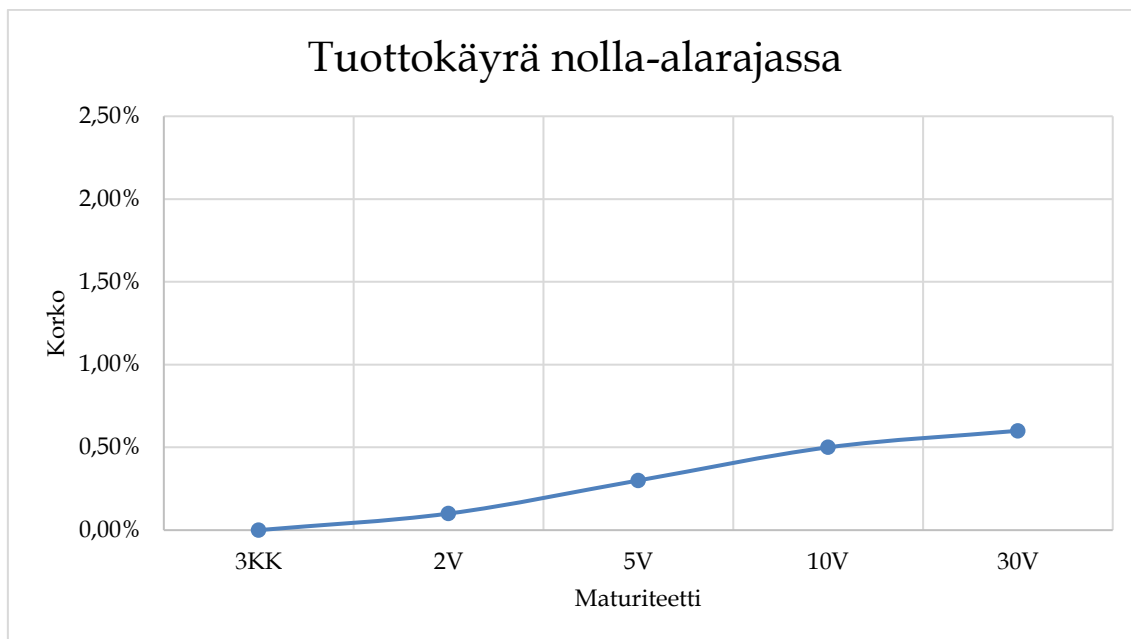
Segmentoituneiden markkinoiden teoriaa on hieman täydennetty “mieluisimman ympäristön / segmentin” teorialla (Preferred Habitat Theory). Sen mukaan markkinatoimijat toimivat pääsääntöisesti omalla preferoidulla segmentillään, mutta voivat myös osallistua muiden segmenttien toimintaan, jos palkkiokannustin on tarpeeksi merkittävä. Esimerkiksi pankkien tulee pitää huoli lyhyen aikavälin maksukyvyystään, mutta jos tarjoutuu tarpeeksi tuottava tilaisuus sitoa varallisuutta kymmeneksi vuodeksi, niin oman riskipolitiikan mukaisesti pankki saattaa osallistua pidempimaturiteettisten joukkovelkakirjojen segmenteille. Tällöin eri maturiteettiset joukkovelkakirjat eivät ole täysin epätäydellisiä substituutteja, vaan markkinatoimijat voivat valita lähteä mukaan eri segmentille, jos he uskovat saavansa siitä merkittävää lisäarvoa. (Choudhry, 2019. s.42) Mieluisimman ympäristön teoriaa käytetään usein selittämään kumpumaisia tuottokäyriä, joissa “kumpu” aiheutuu tietyn segmentin hyvästä preemiosta, joka houkuttelee toimijoita muista segmenteistä, lisäten segmentin joukkovelkakirjojen kysyntää.

Yksikään edellä mainituista teorioista ei kykene yksistään selittämään tuottokäyrän kaikkia historiallisia muotoja. Tuottokäyrän muotoa pystytään perustelemaan kaikkina aikoina useamman teorian yhdistelmällä. Useimmiten

yhdistetään harhaton odotushypoteesi, likviditeettipreferenssiteoria ja vähintään yksi teoria lisäksi, jotta koko käyrän muoto on huomioituna. Edellä on esitetty ainoastaan tunnetuimmat tuottokäyrän teoriat, niiden lisäksi on vielä useita variaatioita, joita ei tässä tutkielmassa lähdetty erittelemään. Kattavamman katsauksen tuottokäyrän teorioista saa Ingersolin (1987) ja Choudhryn (2019) teoksista. Edellä mainitut teoriat eivät ota kantaa tasaiseen tuottokäyrään. Teoriassa tasainen tuottokäyrä ei ole kestävä, koska sijoittajilla ei ole halua suosia pitkän maturiteetin joukkovelkakirjoja lyhyiden sijaan. (Choudhry, 2019. s.42–44.) Tasaisia tuottokäyriä on esiintynyt aika-ajoin. Esimerkiksi Yhdysvaltojen valtionvarainministeriön liikkeelle laskemien joukkovelkakirjojen tuottokäyrä oli pitkään tasainen vuosina 2006–2007. Tasaiset tai negatiiviset tuottokäyrät voivat enakoivat tai ilmoittaa syttyvistä sokeista, etenkin matalien korkojen aikana (Bluwstein, Buckmann, Joseph & Şimşek, 2021). Tasainen tuottokäyrä toistui juuri ennen Covid-19 pandemian alkua. Jälkimmäisessä esimerkissä poikkeuksellista oli valmiiksi tavanomaista matalampi korkotaso. Tuottokäyrän lyhyen päään korot olivat jo valmiiksi lähellä nolla-alarajaa. Pandemian puhjetessa elvyttävä rahapolitiikka painoi jo alarajassa tai sen alittaneet korot entistä alhaisemmalle tasolle. Tällöin pidemmän maturiteetin korot puhkaisivat nolla-alarajan, kun esimerkiksi Saksan valtion 10-vuoden joukkovelkakirjalainan korko laski negatiiviseksi maaliskuussa 2019 ja 30-vuoden joukkovelkakirjan korko lokakuussa 2021. Covid-19 aiheuttaneen kriisin seurauksena tuottokäyrä oli ikään kuin nurkkaan ajettuna. Pankit eivät pystyneet välittämään negatiivisia korkoja kuin ainoastaan harvoille asiakkaille. Tästä syystä tuottokäyrä tasoittui pakonomaisesti, eikä luonnollisesti, kuten aiemmin historiassa.

2.3 Varjokorot ja rahapolitiikka

Varjokorko on teoreettinen käsite, jonka Fischer Black esitteli ensi kertaa 1995. Varjokorot ovat nousseet tutkimuksissa esille matalien korkojen aikana, koska ne pitävät sisällään enemmän tietoa kuin nolla-alarajassa "loukussa" olevat korot (katso kuvio 2). Black (1995) osoittaa, että korkojen ollessa matalalla tasolla, nolla-alarajalla on merkittävä vaikutus tuottokäyrään. Nolla-alaraja pitää saatavilla olevaa tuottoa korkeammalla tasolla kuin markkinat sen hinnoittelisi, ja samalla vähentää tuottojen volatiilisuutta.



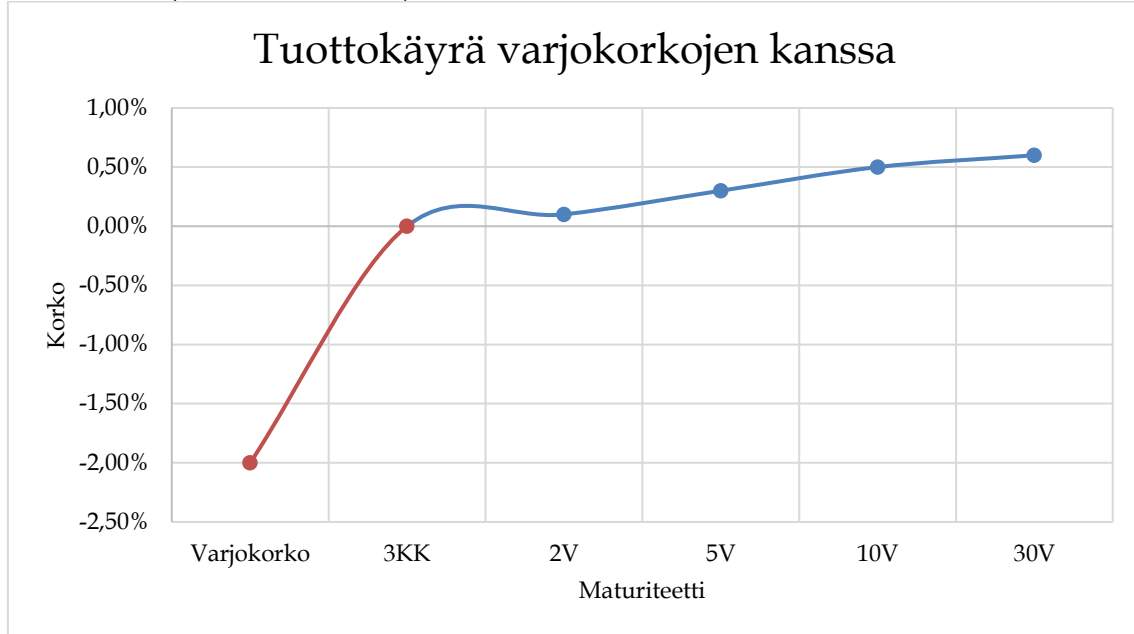
Kuvio 2. Tuottokäyrä matalien korkojen aikana. Käyrä tasoittuu ja tuottojen volatiilisuus vähenee. Käyrä ei kuvasta riittävän hyvin markkinoita, koska nolla-alaraja sitoo käyrän lyhyttä päätä.

Varjokorkojen idea on, että nolla-alaraja poistetaan kokonaan (katso kuvio 3). Tällaisessa skenaariossa tuottokäyrän lyhyt pää voi laskea negatiiviselle tasolle. Varjokorkojen voidaan ajatella olevan kuvitteellisia korkoja, jotka olisivat olemassa, jos käteistä rahaa ei olisi olemassa. Tällöin ei olisi olemassa niin sanottua alarajaa koroille, koska talouden toimijoilla ei olisi muuta vaihtoehtoa kuin hyväksyä negatiivinen talletuskorko. (Kortela, 2016.)

Kuten edelle todettu markkinaosapuolet eivät siedä riskiä saamatta siitä riskipreemiota. Samanlaista preemiota ei ole negatiivisilla koroilla. Markkinaosapuolet pitävät varojaan kiinni omaisuudessa, vaikka negatiivinen reaalikorko kuluttaisi omaisuuserältä arvoa. (Black, 1995.) Euroopan keskuspankki, kuten moni muukin keskuspankki, on ottanut käyttöönsä uudenlaisia keinoja harjoittaa rahapolitiikkaa. Yksi näistä on ohjauskorkojen laskeminen negatiiviseksi. Negatiivisen korkopolitiikan myötä lyhyiden korkojen kohtaama nolla-alaraja alkoi hälvettyä. Osa liikepankeista jopa rohkeni asettaa suurille yrityksille negatiivisia talletuskorkoja, koska yritysten on nykymaailmassa liki mahdotonta toimia vain käteisellä. Tästä syystä on tärkeää tarkentaa korkojen alarajan käsitettä. Nolla-alarajan tilalle otetaan efektiivinen alaraja (effective lower bound, ELB). ELB on se korkotaso, missä sen laskeminen entisestään ei tuottaisi lisä stimulusta talouteen. ELB:n taso vaihtelee alueittain.

Wu ja Xia (2016) kehittivät mallin varjokoron estimoimiseksi. Mallin ohjauskoron estimointivirhe on marginaalisen pieni, kun efektiivinen alaraja ei ole aktiivinen. Heidän mallinsa tarjoaa erinomaisen keinon tutkia talouden kehitystä nollakorkoisessa ympäristössä, koska se tarjoaa dataan jatkuvuutta epälineaarisia malleja käytettäessä. Mallissa varjokorkoa ei tarvitse erikseen lisätä malliin

ELB:n aktivoituessa vaan sillä voidaan korvata lyhyt korko koko tutkittavan aikajakson ajalta. Tutkijoiden mallin perusteella Yhdysvaltojen keskuspankin rahapolitiikka on onnistuneesti laskenut Yhdysvaltojen varjokorkotasoa, luoden stimulusta talouteen, vaikka ZLB oli aktivoituneena. Tulosten perusteella 15 peruspisteen lasku varjokorossa vähentää työttömyyttä 0,1 %, kun ollaan lähellä ZLB tasoa. (Wu & Xia, 2016.)



Kuvio 3. Tuottokäyrä teoreettisen varjokoron kanssa poistaa tuottokäyrää sitovan nolla-alarajan ja tuottokäyrä saa enemmän muotoa alhaisilla koroilla.

Wun & Xian (2016) lähtökohta varjokorolle oli samanlainen kuin Black:llä (1995). Lyhyt korko r_t on maksimi varjokorosta s_t ja efektiivisestä alarajasta $r_t = \max\{\varepsilon_t, s_t\}$. Jos varjokorko on suurempi kuin efektiivinen alaraja ε_t , niin varjokorko on yhtä suuri kuin lyhyt korko. (Wu & Xia, 2016.) Empiirisesti varjokorko johdetaan tuottokäyrästä. Keskipitkän ja pitkän aikavälin korot pitävät sisällään merkittävää tietoa, vaikka lyhyet korot olisivatkin sidottu nolla-alarajaan (Sims & Wu, 2020). Varjokorkojen eroavien laskentatapojen takia, efektiivinen alaraja voi muuttua ajassa. Wu ja Xia (2017) osoittivat efektiivisen alarajan laskiessa negatiiviseksi, kun keskuspankki laskee ohjauskoron negatiiviseksi, varjokorko alkaa saamaan enemmän vaihtelua. Tutkijoiden mukaan ε_t :n ollessa nolla-alarajassa varjokorko on 0 % ja -1 % välissä, mutta kun ε_t laskettiin euroalueella -0,4 % tasolle, varjokorko laski tasolle -5 %. Tutkijoiden mukaan ε_t saattaa osin sitoa varjokorkoja. (Wu & Xia, 2017.)

Epätavanomaisille rahapolitiikan keinoille ei ole vakiintuneita mallinnuskeinoja talousmalleissa. Varjokorko näyttäisi kuvastavan sitä liikehdintää koroissa, mitä keskuspankki voisi tehdä omalla ohjauskorollaan, ellei sitä osin sitoisi nolla-alaraja. Wu ja Zhang (2019 & 2019b) osoittavat epätavanomaisen rahapolitiikan vaikuttavan varjokorkoihin. Tutkijoiden mukaan epätavanomaisen rahapolitiikan keinot ovat toimineet tehokkaammin Yhdysvalloissa kuin

euroalueella. Sims ja Wu (2020) tarkastelivat, voisivatko määrällinen elvytys (epätavanomainen rahapolitiikan keino) ja ohjauskorkopolitiikka (perinteinen rahapolitiikan keino) olla toistensa substituutteja. Karkeasti tulokset osoittivat, että keskuspankin taseen kaksinkertaistaminen vastaa yhtä suurta stimulusta talouteen kuin 3 % ohjauskoron lasku normaalitilanteessa. Nolla-alarajassa olevat ohjauskorot eivät siis ole esteenä keskuspankkien tehokkaalle vakautuspolitiikalle. Tutkimuksessa havaittiin määrällisen elvytyksen (QE) laskevan varjokorkoa, vahvistaen aikaisempaa käsitystä varjokorkojen kyvystä mallintaa keskuspankkien epätavanomaista rahapolitiikkaa. (Sims & Wu 2020.)

3 KIRJALLISUUSKATSAUS

Tässä luvussa tarkastellaan aiempaa kirjallisuutta. Ennustaminen monimuuttujamalleilla ei ole tuore tutkimusmenetelmä, mutta se on edelleen ajankohtainen ja laajasti käytössä oleva tapa ennustaa talouden kehitystä. Stock & Watsonin (2003) artikkeli loi vahvan perustan tulevalle tutkimukselle. Tutkimuksessaan he käyttivät peräti 43 taloudellista muuttujaa seitsemästä eri kehittyneestä talousalueesta ja pyrkivät löytämään indikaattoreita, joilla kyettäisiin ennustamaan talouden kasvua tai inflaation kehitystä. Stock & Watson (2003) osoittavat tutkimuksessaan, että joillain markkinainformaatio muuttujilla on marginaalista ennustekykyä joinain aikoina joissakin maissa.

Talouden kasvua on pyritty ennustamaan useiden eri muuttujien avulla. Tähän mennessä ei ole löydetty muuttujaa, joka toimisi jokaisessa hetkessä tilastollisesti merkitseväenä indikaattorina. Aiemman kirjallisuuden perusteella tuottokäyrän muodon voidaan todeta ennustavan talouden kehitystä (Estrella & Hardouvelis, 1991 ja Goodfriend, 1998). Estrellan ja Hardouveliksen (1991) mukaan positiivinen tuottokäyrä on merkki tulevasta positiivisesta talouden kasvusta ja tuottokäyrän tasoittumisen uskottiin enteilevän taantumaa. Tuottokäyrä on hyvä muuttuja useammastakin eri syystä. Sen pitkä pää kuvastaa markkinoiden inflaatio-odotuksia ja lyhyt keskuspankkien korkopolitiikkaa. Eri maturiteettisten joukkovelkakirjojen tuottoerot ja niiden tasaisuus kertovat keskuspankkien onnistumisesta tavoitteessaan – pitää yllä hintavakautta. (Goodfriend, 1998.)

Muita hyväksi todettuja muuttujia ovat lyhyet korot, osakemarkkinoiden tuotot, yritysten jakamien osinkojen suuruus ja valuuttakurssit. Nämä ja tuottokäyrä ovat yleisesti hyviä muuttujia, koska ne pystytään usein mittaamaan reaaliajassa ilman merkittäviä mittausvirheitä ja niiden arvostuksessa huomioidaan tuleva arvонkehitys. Potentiaalisten ennusteindikaattorien löytäminen ja niiden ennustuskyvyn määrittäminen perustuu tutkittavan aikajakson datan sisäiseen (in-sample) vertailuun. Indikaattorien menestys mallin estimointi-ikkunan ulkopuolella (out-of-sample) on ainakin toistaiseksi merkittävä haaste. Indikaattorien muodostamat ennusteet eivät ole vakaita. Yhdellä indikaattorilla voi olla tilastollisesti merkitsevä ennustekyky hetkellä t , mutta ei ole takuuta, että sama pätee hetkellä $t+1$. Yksikään edellä mainituista indikaattoreista ei ole pysynyt vakaana vuosikymmenestä toiseen. (Stock & Watson, 2003.)

Seuraavissa kappaleissa kerrotaan kuinka tuottokäyrän ja muiden muuttujien avulla on pyritty ennustamaan talouden kehitystä, ja kuinka käytössä olevat mallit ovat kehittyneet. Tutkimuksissa talouden kasvua on mallinnettu bruttokansantuotteen tai teollisuustuotannon indeksin (IPI) kehityksellä. Näistä teollisuustuotannon indeksi on paremmin saatavilla oleva muuttuja aikasarja-analyysissä, koska siitä on saatavilla kuukausittaiset havainnot myös euroalueelta. Perinteisten markkinainformaatiomuuttujien rinnalle on tuotu uusia indeksi- ja numeerisia muuttujia, joilla pyritään mallintamaan epätavanomaisen rahapolitiikan vaikutuksia. Tutkimuksista selviää, että merkittävät globaalit tapahtumat, kuten finanssi- ja eurokriiseillä on ollut heikentävä vaikutus markkinainformaatiomuuttujien ennustekykyyhin.

3.1 Tuottokäyrän ja muiden markkinainformaatioindikaattorien ennustekyky muuttuu eri aikoina

3.1.1 Perinteinen talouskasvun ennustaminen

Vielä 1970-luvulla tuottokäyrällä oli yleisesti hyvä talouden aktiviteetin ennustekyky. Ennustekyky heikentyi huomattavasti suuren maltillisuuden (Great moderation) aikana 1980-luvulta aina 2000-luvun alkuun saakka. (Rossi & Sekhposyan, 2008). Chinnin ja Kuckon (2015) mukaan taantumien ennustemallit ovat pysyneet tasaisempina, kun taas talouskasvun ennustemallit menettivät tehoaan huomattavasti 1980-luvun jälkeen. Useat tutkimukset ovat pyrkineet selvittämään mistä ennustekyvyn heikentyminen johtuu ja millä keinoin sitä saataisiin parannettua. Tutkimuksissa korostuu rahapolitiikan ja sokkien vaikutus ennustekyvyn muuttumiseen.

Dotsey (1998) tarkasteli tutkimuksessaan Yhdysvaltojen 10 vuoden valtion velkakirjan ja 3 kuukauden valtion velkasitoumuksen (treasury bill) avulla muodostetun tuottokäyrän ennustekykä vuosina 1955–1997. Tutkimuksen aineisto jaettiin useaan ajanjaksoon ja huomio keskittyi tuottokäyrän ennustekyvyn ja rahapoliittisten toimien välisen yhteyden tarkasteluun. Dotsey havaitsi, että lähes kaikilla tarkastelluista ajanjaksoista tuottokäyrällä oli tilastollisesti merkitsevä ennustekyky. Tuottokäyrän regressiokerroin vaihtuu eri vuosien aikana samoin kuin tuottokäyrän selitysaste. Dotseyn mukaan tuottokäyrällä oli parhaina aikoina talouden ennustekykä jopa kuuden kvartaalin päähän, mutta tarkastellun aikajakson aikana ennustekyky heikentyi ja viimeisellä jaksolla 1985–1997 tuottokäyrän ennustekyky ei enää ollut tilastollisesti merkitsevä. Tutkimuksen aikavälillä tuottokäyrän muoto vaihteli paljon ja Dotseyn mukaan tuottokäyrän ääriarvot voivat pitää sisällään paremman ennustekyvyn kuin käyrä itsessään. (Dotsey, 1998.)

Tuottokäyrän ääriarvojen merkitys korostui Morellin (2018) sekä Kurman ja Otkin (2012) tutkimuksissa. Talouteen kohdistuvat sokit heikensivät tuottokäyrän ennustekykä. Kurman ja Otkin (2012) tutkivat erilaisten sokkien

vaikutuksia tuottokäyrän ennustekykyyhin ja totesivat, että talouden uutissokit vaikuttavat vahvemmin tuottokäyrän lyhyeen päähän. Rahapolitiikka ja markkinat reagoivat suhteellisen nopeasti, mutta vaikutusta tuottokäyrän pitkään päähän ei juurikaan ollut sokin tapahtumahetkellä. Toisaalta tuottokäyrän sokeilla ei näyttänyt olevan vaikutusta kokonaistuotantoon tai kulutukseen sokin tapahtumahetkellä, mutta muutaman kvartaalin jälkeen ne nousivat pysyvästi korkeammalle tasolle. (Kurman & Otrok, 2012). Tuottokäyrän ennustekyky riippuu talouden kyvystä reagoida sokkeihin. Esimerkiksi Chinnin ja Kuckon (2015) tutkimuksessa tuoreella aineistolla euroalueen mallit suoriutuivat paremmin kuin Yhdysvaltojen. Tutkimuksessa tuottokäyrän ennustekyky oli heikoimmillaan 1980-luvulta vuoden 2008 finanssikriisiin saakka. Morell (2018) puolestaan tarkasteli Yhdysvaltojen rahamarkkinoiden kvartaalidataa 1966–2006. Aikasarja-analyysi osoitti, että sokkien suhteelliset merkitykset talouteen vaihtelevat ja merkityksen laajuutta ei pysty ennustamaan. Tuottokäyrä ei pysty ennustamaan talouden kehitystä sokkien aikana tai välittömästi niiden jälkeen. (Morell, 2018.)

Sokkien lisäksi rahapolitiikan erilainen reagointi on heikentänyt tuottokäyrän ennustekykyyä. Morellin mukaan talouden sokit heikensivät tuottokäyrän ennustekykyyä epäsuorasti endogeenisten rahapoliittisten tekojen seurauksena. Tulokset tukevat väitettä siitä, että systemaattinen rahapolitiikka on ratkaiseva tekijä tuottokäyrän ennustekyvyn ylläpitämisessä. (Morell, 2018).

Dotsey (1998) huomasi, että tuottokäyrän kääntyessä keskuspankit ovat usein harjoittamassa vastakkaista rahapolitiikkaa. Käänteisen tuottokäyrän aikana keskuspankeilta odotetaan elvyttävää rahapolitiikkaa. Jos inflaatio lähtee voimakkaaseen nousuun ekspansiivisen rahapolitiikan seurauksena, tuottokäyrän pitkän pään korko-odotukset nousevat voimakkaasti, joka kääntää tuottokäyrän takaisin normaaliksi tai jopa positiiviseksi. Keskuspankin hidas reagointi nostaa lyhyitä korkoja heikentää tuottokäyrän indikaatiokykyä tällaisessa tilanteessa.

Estrellan (2005) mukaan empiiriset tulokset tuottokäyrän ja talouskasvun välisestä yhteydestä eivät ole rakenteellista, vaan niihin vaikuttaa kulloinkin voimassa oleva rahapoliittinen linja. Vahvat ja nopeat rahapoliittiset toimet heikentävät tuottokäyrän ennustekykyyä. Rahapolitiikalla ei kuitenkaan ole ainoastaan heikentävä vaikutus. Estrellan tutkimuksessa huomattiin, että jos rahapolitiikka seuraa läheisesti Taylorin sääntöä, niin tuottokäyrän ennustekyky on merkitsevä ja saa suuremman painoarvon. (Estrella, 2005.)

Duarte, Venetis ja Paya (2015) tutkivat talouskasvun ja taantumien todennäköisyyttä euroalueella 1970–2000. Heidän mukaansa tuottokäyrä on hyödyllinen indikaattori talouden aktiviteetin ja taantumien ennustamiselle, mutta vain euroalueella. Tutkijoiden probit-mallit, jotka käyttivät euroalueen ja Yhdysvaltojen tuottokäyriä onnistuivat ennustamaan euroalueen taantumia. Tämäkään yhteys ei ollut vakaa, vaan kriisit heikensivät sitä. Voimakkaan talouskasvukauden jälkeen hitaan kasvun aikana, tuottokäyrästä tuli parempi indikaattori. (Duarte, Venetis & Paya, 2005.)

Edellä esiteltyjen tutkimusten perusteella tuottokäyrän ennustekyky on heikentynyt. Tutkimuksessaan Rossi & Sekhposyan (2008) lähtivät liikkeelle ajatuksesta, että tuottokäyrän relatiivinen ennustekyky voi muuttua ajan mukana.

Tutkimuksessaan he ottivat huomioon useamman muuttujan tuottokäyrän rinnalle. Tutkimus mukaili Stockin & Watsonin (2003) mallia ja käytti aineistonaan Yhdysvaltojen markkinainformaatiomuuttujia vuosien 1959–2005 välillä. Tutkimus osoitti, että tuottokäyrän ennustekyky on muuttunut dramaattisesti eri aikoina ja suurimmasta osasta ennen hyvinä pidetyistä markkinainformaation indikaattoreista oli tullut täysin hyödyttömiä 1970-luvun jälkeen talouden ennustemalleissa. Tutkijoiden mukaan tuottavuuden kasvua ennustettaessa lyhyet korot ja tuottokäyrä olivat hyödyllisiä muuttujia 1970-luvun puoliväliin saakka, mutta 1980-luvun alussa niiden tilastollinen merkitsevyys talouskasvun ennustamisessa heikentyi huomattavasti. Vastaavat tulokset huomattiin kuluttajahintainflaatiossa, osakkeiden hinnoissa ja työttömyyskuilussa. Selittävänä muuttujana M2 rahan määrä menetti kaiken ennustekykynsä 1980-luvulla. (Rossi & Sekhposyan, 2008.)

Yksikään merkittävä talouden indikaattori ei ole pysynyt tilastollisesti merkitsevänä vuosikymmenestä toiseen. Heikentyneestä ennustekyvystä huolimatta tuottokäyrää pidetään edelleen merkittävänä talouden indikaattorina. Nykyisissä tutkimuksissa hyväksytään, että tuottokäyrän ennustekyky vaihtelee ajassa, maissa ja eri aineistojen välillä. Tuottokäyrän on empiirisesti osoitettu ennustavan talouden kasvua (Stock & Watson, 2003). Ekonometriassa empiirisesti havaittua kausaliteettia on syytä perustella jonkin vakiintuneen talouden teorian avulla (Shi, Phillips & Hurn, 2018). Tuottokäyrän muutosten ja talouden aktiiviteetin välille ei ole kehitetty yksiselitteistä pitävää teoriaa. Rendu de Lint ja Stolin (2003) syventävät kuitenkin tähän liittyvää ymmärrystä, siitä empiirisestä lähtökohdasta, että jyrkästi oikealle kohoava tuottokäyrä edeltää voimakkaan talouskasvun aikaa ja loiva tuottokäyrä ennakoii taantumaa. Tutkijat osoittivat teorian avulla, että sokin jälkeen lyhyet korot reagoivat enemmän kuin pitkät korot. Tämä johtaa negatiiviseen korrelaatioon tuottokäyrän ja tulevan kysynnän kanssa. Tuottokäyrää voidaan pitää johtavana indikaattorina yksinkertaisessa tuotantotaloudessa. Tälle on yksi merkittävä ehto: talouden agenttien on kyettävä korvaamaan kulutus intertemporaalisesti reagoiden tuottavuuden muutoksiin. (Rendu de Lint & Stolin, 2003). Rendu de Lintin ja Stolinin luoma teoreettinen pohja ei riitä perustelemaan tuottokäyrän käyttöä talouden aktiiviteetin ennustajana, koska moderni talous on yksinkertaista tuotantotaloutta monimutkaisempi. Tämän vuoksi tuottokäyrän ominaisuuksia on syytä tarkastella tarkemmin ja modernisoida ennustemalleja, jotta ne vastaisivat paremmin nykyajan volatiilisempaa taloutta.

3.1.2 Mallien täydentäminen

Perinteiset lineaariset regressiomallit pyrkivät ennustamaan talouden kasvuvauhtia tuottokäyrän kaltevuuden avulla. Chauvet ja Senyuz (2016) puolestaan tarkastelivat tuottokäyrän eri komponenttien keskinäisiä dynaamisia suhteita ja näiden suhdetta talouteen, tarkoituksena ennustaa talouden suhdannesyklejä. He ottivat tuottokäyrän eri ominaisuudet tarkemmin huomioon omassa tutkimuksessaan. Kaltevuuden lisäksi he tarkastelivat tuottokäyrän tason ja

kaarevuuden vaikutuksia ennustemalleihin. Tulosten perusteella tuottokäyrän eri osat pitivät sisällään hyödyllistä informaatiota, kun halutaan ennustaa taantumia ja talouden kasvukausien alkua ja loppuja. Tuottokäyrän rakenteellisilla muutoksilla oli merkittävä rooli ja niiden huomiotta jättäminen heikentää aikasarja-analyysien luotettavuutta. (Chauvet & Senyuz, 2016.)

Kumar, Stauvermann ja Vu (2021) tutkivat tuottokäyrän ja talouden aktiiviteetin välisen suhteen kestävyyttä G7 maissa finanssikriisin jälkeen. Talouden aktiiviteettiä he mallinsivat kausittain korjatulla teollisuustuotannon indeksillä ja huomasivat, että lisämuuttujien tuominen malliin vahvisti tuottokäyrän ja talouden kasvun yhteyttä tilastollisesti, ei kuitenkaan absoluuttisesti. Lisäämällä malliin tämän hetken talouden kasvunopeuden ja lyhyen koron, tuottokäyrän ja talouden aktiiviteetin välinen suhde vahvistui. Tutkimus vahvisti Chauvetin ja Senyuzin (2016) tuloksia. Tutkimuksissa tuottokäyrä tulisi jakaa komponentteihin ja tarkastella tuottokäyrän ennustekykä yhdessä sen yksittäisten komponenttien kanssa. (Kumar, Stauvermann & Vu, 2021.)

Dreschel ja Scheufele (2012) analysoivat ennakoivien indikaattorien ennustekykä, tarkoituksenaan ennustaa teollisuusindeksin kehitystä Saksassa. Tutkimuksessa vertailtiin yksittäisten indikaattorien suoriutumista ja yhdistettyjen indikaattorien (pooled indicators) ennustekykä ennen finanssikriisiä ja sen jälkeen. Vain pieni osa yhden indikaattorin malleista oli ennustekyvyltään tilastollisesti merkitsevä ennen kriisiä. Finanssikriisin jälkeen monen uuden ennakoivan indikaattorin suorituskyky parantui. Näitä indikaattoreita olivat esimerkiksi erilaiset kyselyt, tuotto- ja riskikäyrät. (Dreschel & Scheufele, 2012). Juntilan ja Vatajan (2018) mukaan finanssikriisin jälkeen tuottokäyrän kaltevuus ja osakemarkkinoiden ylisuuret tuotot parantavat mallien ennustekykä. Dreschelin ja Scheufelen (2012) mukaan eri indikaattorien yhdistäminen voi parantaa mallien ennustekykä.

Chinn ja Kucko (2015) vertailivat yksinkertaisen autoregressio AR(1) -mallin ja tuottokäyrämallien talouskasvun ennustekykä toisiinsa. Heidän tutkimuksessaan tuoreemmalla aineistolla euroalueen mallit suoriutuvat paremmin kuin Yhdysvaltojen mallit. Tuottokäyrän ennustekykä riippuu siitä, miten talous reagoi erilaisiin sokkeihin. Tuottokäyrän ennustekykä on saattanut uudelleen vahvistua Euroopassa kriisien jälkeen, kun makrotalouden muuttujien volatiilisuus on lisääntynyt. Tutkijat osoittivat, että kriisien jälkeen tuottokäyrällä on merkitsevää ennustekykä vuoden aikahorisontilla. Teho heikkenee huomattavasti ennustettaessa pidemmälle aikavälille. Tutkijat osoittivat, että tuottokäyrällä on ennustekykä, vaikka malliin otettaisiin mukaan useampi johtava talouden indikaattori. Lyhyiden korkojen merkitsevyys korostui, kun ennustettiin taantumia. Lyhyiden korkojen lisääminen malleihin heikensi tuottokäyrän taloudellista ja tilastollista merkitsevyyttä. Tuloksien perusteella ainoastaan Saksassa tuottokäyrän lisääminen malliin paransi ennustetta verrattuna yksinkertaiseen AR(1) malliin. (Chinn & Kucko, 2015.)

Yhteenvetona voidaan todeta, että tuottokäyrän tarkastelu komponentteittain ja erilaisten indikaattorien lisääminen tuottokäyrämalleihin paransivat

tuottokäyrämallien ennustekykä. Vaikutus näkyi etenkin tarkasteltaessa finanssikriisin jälkeistä ajanjaksoa.

3.2 Talouspolitiikan epävarmuus

Talouden aktiviteetin ennustaminen tuottokäyrän avulla on haasteellista, jos sen merkitsevyys heikentyy aina talouden ollessa kriisissä tai lähestyessä kriisiä. Näin ollen tuottokäyrä ei anna merkitseviä tuloksia talouden tulevasta kehityksestä. Tästä syystä ennustemalleja tulisi täydentää keinoin, jotka ennakoivat kriisejä. Baker, Bloom ja Davis (2016) kehittivät indeksin, joka mittaa talouden epävarmuutta. Economic Policy Uncertainty (EPU) -indeksi perustuu sanomalehdissä esiintyvien taloudellisten sisältöjen esiintymistiheyteen. Mitä enemmän lehdissä esiintyy talouteen liittyvää sisältöä, sitä suuremman arvon EPU-indeksi saa ja sitä enemmän talouspolitiikan epävarmuus on koholla. Esimerkiksi epävarmuus Yhdysvaltojen ja Euroopan finanssi-, sääntely-, ja rahapolitiikasta vaikutti jyrkkään talouden laskuun vuonna 2008. Tutkijat huomasivat, että EPU-indeksi on tiiviisti yhteydessä voimakkaiden osakehintojen heilahteluiden, vähentyneiden investointien ja työllisyyden kanssa. Yhteys huomattiin politiikkaherkillä aloilla, kuten puolustus, terveydenhuolto, rahoitus ja infrastruktuuri. Makrotasolla politiikan epävarmuuden kasvu ennakoiti investointien, tuotannontason ja työllisyyden laskua. (Baker, Bloom & Davis, 2016.) EPU-indeksin sisällyttäminen talouden ennustemalleihin tuottokäyrän kanssa on perusteltua, sillä sen on todettu ennustavan talouden kriisejä. Seuraavaksi käydään läpi muutama tutkimus, joissa on hyödynnetty EPU-indeksiä erilaisissa malleissa.

Junttila ja Vataja (2018) selvittivät miten EPU-indeksin lisääminen talousennustemalliin vaikuttaa sen tulevaan ennustekykyyneen. Tutkimuksessa he käyttivät taloudellista dataa Yhdistyneestä kuningaskunnasta ja euroalueelta 1997–2016. EPU-indeksin lisääminen paransi aineiston ulkopuolisia tulevia ennusteita, etenkin malleissa, jotka pohjautuvat taloudellisiin muuttujiin. Tutkijat huomasivat, että EPU-indeksi on kytköksissä rahoitusmarkkinamuuttujiin. EPU-indeksi saattaa pitää sisällään päällekkäistä informaatiota kriisien aikana rahoitusmarkkinamuuttujien kanssa. Malleissa EPU-indeksi on eniten merkitsevä tavallisten suhdannesykliä aikana. Se ennustaa hyvin kriisien muodostumista, mutta kriisien aikana se menettää tehoaan. Kaiken kaikkiaan se paransi mallien ennustekykä, mutta ennusteet muuttuivat huomattavasti riippuen siitä, minkä alueen EPU-indeksiä käytetään (euroalueen, Yhdysvaltojen vai Yhdistyneen kuningaskunnan). (Junttila & Vataja, 2018.)

Colombo (2013) tutki Yhdysvaltojen talouspolitiikan epävarmuuden leviämistä (spillover effect) euroalueelle. Tulokset osoittivat selkeästi, että positiivinen epävarmuussokki Yhdysvaltojen talouspolitiikassa johti tilastollisesti merkitsevään pudotukseen euroalueen teollisuuden tuotannossa ja hinnoissa. Huomionarvoista oli, että Yhdysvaltojen talouspolitiikan sokilla oli suurempi vaikutus euroalueen talouteen kuin vain euroalueen talouspolitiikan

epävarmuussokilla. Euroalueella positiiviseen politiikkasokkiin reagoidaan nopeasti lisäämällä ekspansiivista rahapolitiikkaa. Tästä huolimatta tuotanto laskee. Tutkijat spekuloiivat, että epävarmuuden kasvun vuoksi kotitaloudet ja yritykset suhtautuvat varovaisemmin tulevaisuuteen, jolloin välttämätöntä kulutusta lykättiin muutamalla kuukaudella. (Colombo, 2013.)

Stockhammar ja Österholm (2016) tutkivat talouspolitiikan epävarmuuden leviämistä. Euroalueen sijasta he tutkivat kuinka Yhdysvalloissa kohonnut talouspolitiikan epävarmuus vaikuttaa pieneen avotalouteen – Ruotsiin. Tulokset osoittivat, että kohonnut epävarmuus heikensi merkittävästi bruttokansantuotteen kasvua. Tämä johtui etenkin pienentyneestä investointien määrästä ja viennin heikentymisestä. (Stockhammar & Österholm, 2016.)

Talouspolitiikan epävarmuuden kasvulla voi suorien negatiivisten vaikutusten lisäksi olla myös epäsuoria vaikutuksia. Bordo, Duca ja Koch (2016) tutkivat kuinka epävarmuuden kasvu vaikuttaa pankkien luotonantopolitiikkaan. Tutkimus osoitti, että talouspolitiikan epävarmuudella on tilastollisesti merkitsevä negatiivinen vaikutus pankkien luottokannan kasvuun. Mitä korkeammalla tasolla epävarmuus on, sitä suuremmalla todennäköisyydellä suhdannetta seuraa taantuma ja pankkilainauksen tiukentuminen. Tiukempi luotonantopolitiikka johtaa talouden aktiviteetin heikentymiseen. Korkea epävarmuuden aste hidasti talouden elpymistä, koska epävarmuus hillitsi tai rajoitti kokonaisluottokannan kasvua tavanomaisen pankkilainauksen kautta. Talouden vakauden kannalta huomionarvoista oli, että epävarmuuden kasvulla on pienempi negatiivinen vaikutus korkean omavaraisuusasteen pankkeihin. Tutkimuksen perusteella voidaan todeta, että talouspolitiikan epävarmuus vaikuttaa talouteen epäsuorasti pankkilainauksen kautta. (Bordo, Duca & Koch, 2016.)

Karnizova ja Li (2014) tarkastelivat EPU-indeksin vaikutusta rahoitusmarkkinainformaatio ennustemallien ennustekykyyneen Yhdysvalloissa. Tulosten perusteella sanomalehtiin pohjautuva epävarmuusindeksi osoittautui paremmaksi indikaattoriksi kuin tuottokäyrä pidemmällä ennustejaksoilla. Lisääntynyt finanssipolitiikan epävarmuus johti viivästyksiin investointi- tai palkkauspäätöksissä. Tämä puolestaan voi johtaa pitkittyneeseen taantumaa. Tutkijoiden mukaan talouden aktiviteetin ennustemallit parantuivat, kun niihin lisättiin epävarmuusindeksi. Epävarmuusindeksit ennustavat hyvin etenkin tulevia taantumia. EPU-indeksin huomioivat mallit suoriutuivat paremmin etenkin viiden kvartaalin ja sitä pidempien ennustejaksojen kohdalla kuin pelkät rahoitusmarkkinamuuttujien avulla muodostetut ennustemallit. (Karnizova & Li, 2014.)

3.3 Nollakorkoympäristö, varjokorot ja epätavanomainen rahapolitiikka

Epätavanomaisella rahapolitiikalla tarkoitetaan keinoja, joita keskuspankit ovat ottaneet käyttöön finanssikriisin jälkeen. Näitä ovat esimerkiksi rahapolitiikan ennakoiva viestintä, kohdennetut pidempiaikaiset rahoitusoperaatiot,

arvopaperien osto-ohjelmat sekä perinteisen rahapolitiikkatoimen laajentaminen, negatiivinen ohjauskorkopolitiikka. Tässä luvussa tarkastellaan, miten näitä toimia voidaan mallintaa ja kuinka tuottokäyrää voidaan laajentaa nollakorkoymppäristössä.

Keskuspankkien tuli laajentaa tapoja harjoittaa rahapolitiikkaa, kun tavanomaiset ohjauskorot alkoivat lähestyä tiettyä raja-arvoa – efektiivistä alarajaa. Finanssikriisi aiheutti vakavan taantuman, jonka seurauksena keskuspankkien tuli laskea omaa ohjauskorkoaan stimuloidakseen taloutta. Ohjauskoron laskussa tulee vastaan ongelmaksi korkojen teoreettinen nolla-alaraja. Tämän alapuolelle laskeminen tekee rahan säilyttämisestä käteisenä houkuttelevampaa kuin sen tallettaminen pankkiin. Todellisuudessa nolla-alaraja ei ole tiukka raja-arvo, kuten viimeaikaisesta negatiivisesta korkopolitiikasta on huomattu. Keskuspankkien ja talouden aktiviteetin malleissa tulisikin huomioida efektiivinen korkojen alaraja, minkä alittaminen ei enää luo stimulusta talouteen ja voi aiheuttaa negatiivisia seurauksia rahamarkkinoille.

Bordo ja Haubrich (2020) tutkivat tuottokäyrän ennustekykä nollakorkoymppäristössä. Heidän mukaansa ennustekyky vaihtelee ajassa, maissa ja aineistolähteiden välillä. Tästä huolimatta tärkeä löytö oli, että tuottokäyrällä on tilastollisesti merkitsevä ennustekyky matalien korkojen aikana. Nollakorkoymppäristössä tuottokäyrän ennustekyky ei välttämättä ole yhtä voimakasta tai merkitsevää kuin tavanomaisena aikana, mutta tutkijoiden mukaan se on todennäköisempää. Tutkijat kuitenkin huomauttavat, että heidän esittämä tulokset ovat riippuvaisia valitusta ajanjaksosta. (Bordo & Haubrich, 2020.)

Useat tutkimukset ovat todenneet tuottokäyrän ja talouden aktiviteetin välisen suhteen vaihtelevan ajassa (katso esim. Schrimpf & Wand (2010), Bordo & Rossi & Sekhposyan (2008) ja Bordo & Haubrich (2020)). Tämä vaihtelu toimi motiivina Shi, Phillips ja Hurnin (2018) tutkimuksessa. Taloustieteessä kausaliitteettisuhteen suunta usein perustellaan jonkin yleisen talouden teorian avulla. Usein on kuitenkin tilanne, missä kaksi tai useampi muuttuja on yhtenäisesti määritetty. Tällöin ekonometriassa kausaalisuhteet perustuvat ennustettavuuteen ja suhdetta muuttujien välillä perustellaan Grangerin testillä. Grangerin testillä voidaan selvittää kausaalisuhteita talouden ollessa tasapainotilassa tai lähellä sitä. Tuottokäyrän ja talouden aktiviteetin välinen suhde on väistämättä muuttuva, kun talouteen kohdistuu useita yllättäviä turbulenteja aikoja, jolloin reaaliaikaisen talouden tasapainottomuuden havaitsemisesta tulee käytännön ongelma. Shi, Phillips ja Hurn (2018) kehittivät menetelmän (tästä eteenpäin SPH-menetelmä), jolla testata muutoksia kausaalisuhteissa rekursiivisesti kehittyvän ja liikkuvan aikaikkunan avulla. Uutta menetelmää verrattiin erikseen aiempiin eteenpäin rekursiivisiin testeihin, sekä erikseen liikkuviin aikaikkunatesteihin ja tulosten perusteella tämä uusi menetelmä, joka yhdistää aiempia, antaa parhaimman tuloksen rajallisissa aineistoissa. SPH-menetelmän etuna on, että sen antamiin tuloksiin ei vaikuta ennalta valitun aineiston ajanjakso, kuten yleisimmissä VAR-ennustemalleja käyttävissä tutkielmissa on jouduttu tekemään. Mielivaltaisesti valitut tarkasteluajanjaksot heikentävät tai saattavat antaa

jopa vääristyneitä implikaatioita tuottokäyrän ennustekyvyn luotettavuudesta. (Shi, Phillips & Hurn, 2018.)

Bordo ja Haubrich (2021) jatkoivat tutkimustaan tuottokäyrän ennustekyvystä nollakorkoympäristössä, mutta tällä kertaa he käyttivät Shi, Phillips ja Hurnin (2018) menetelmää. Tutkimuksen tavoite oli selvittää tuottokäyrän kausaalisuhdetta talouden aktiviteettiin matalien korkojen aikana Yhdistyneessä kuningaskunnassa, Saksassa ja Japanissa. Tulosten perusteella SPH-menetelmä osoitti, että kausaliteettia tuottokäyrän ja talouden aktiviteetin välillä oli eniten havaittavissa Japanissa. Kausaliteettia esiintyi usein ja eri vuosikymmenten aikana. Yhdistyneessä kuningaskunnassa ja Saksassa kausaliteettia havaittiin vain harvoin ja ainoastaan 2008 kriisin jälkeen. Tutkimus osoitti, että matalat korot eivät välttämättä heikennä tuottokäyrän signaalintakykyä talouden aktiviteetin kehityksestä. Japanissa, missä on ollut pisimpään matala korkotaso sekä matala inflaatio, SPH-menetelmä löysi kaikista eniten aikajaksoja, joissa tuottokäyrällä on ollut kausaalivaikutus talouden aktiviteettiin. (Bordo & Haubrich, 2021.)

Tavanomaisen rahapolitiikan avulla keskuspankit ovat kyenneet säätelemään lyhyitä korkoja ja niiden avulla rahapolitiikan vaikutuksia on ollut yksinkertaista mallintaa ennustemalleissa. Kortela ja Nelimarkka (2020) toteavat, että talouden mallinnuksesta on tullut haastavampaa, kun keskuspankit ovat alkaneet harjoittamaan epätavanomaista rahapolitiikkaa. Epätavanomaisen rahapolitiikan kausi on ollut vielä suhteellisen lyhyt, joten havaintoja nollakorkopolitiikan vaikutuksista on vielä vähän saatavilla. Epätavanomaista rahapolitiikkaa on hankalampi mallintaa, koska ei ole yksiselitteistä tarkkaa muuttujaa esimerkiksi ennakoivalle viestinnälle. Tutkijat pyrkivät ratkaisemaan mallinnuksen ongelmia kuvaamalla koko tuottokäyrää. Tutkimuksessa ei keskitytty tarkastelemaan mitä tapahtuu, kun ZLB sitoo tavanomaista rahapolitiikkaa, vaan sitä pyrittiin mallintamaan kokonaisuutena, jolloin ei tarvinnut erikseen vertailla tavanomaisen ja epätavanomaisen rahapolitiikan aikakausia erikseen. Heidän mukaansa epätavanomaisilla rahapolitiikan keinoilla keskuspankit pystyvät vaikuttamaan koko tuottokäyrään. Tulosten perusteella tavanomaisella korkopolitiikalla, ennakoivalla viestinnällä ja määrällisellä elvytyksellä oli epäsymmetrisiä vaikutuksia hintoihin ja tuotantoon. (Kortela & Nelimarkka, 2020.)

Keskipitkät ja pitkät korot ovat finanssikriisin jäljiltä madaltuneet huomattavasti ja nekin lähestyivät efektiivistä korkotasoa. Mallit, jotka jättävät huomiotta efektiivisen- ja nolla-alarajan ovat riittämättömiä. Tästä syystä Carriero, Clark, Marcellino ja Mertens (2021) loivat mallin, jossa tuottokäyrän lyhyttä päätä kuvataan teoreettisen varjokorkotason avulla, kun nimelliskorkoja sitoo ELB. Mallin avulla pyrittiin ennustamaan tulevia korkoja. Verrattuna tavanomaisiin malleihin, varjokorkojen lisääminen antaa selvästi parempia piste- ja tiheysennusteita tulevista koroista. Varjokorkojen lisääminen malliin paransi sekä lyhyiden ohjauskorkojen ennusteita, että pidempien joukkovelkakirjojen korkoennusteita. Mallin avulla onnistuttiin paremmin ennustamaan tuottokäyrän tulevaa kehitystä. (Carriero, Clark, Marcellino & Mertens, 2021.)

Christensen ja Rudebusch (2013) ja Benjamin ja Mertens (2018) ennustivat tulevia korkoja varjokorkojen avulla. Christensenin ja Rudebuschin mukaan

tavanomaiset mallit ovat menettäneet ennustekykyyään ja istuvuuttaan dataan, kun ohjauskorot ovat lähellä nolla-alarajaa. Tutkijoiden mukaan tavanomaisten mallien ennustekyky heikentyi finanssikriisin jälkeen. Varjokorkomalli puolestaan ennustaa lähes yhtä hyvin ennen kriisiä, mutta etenkin sen jälkeen varjokorkomallit omaavat paremman ennustekyvyn lyhyille koroille. (Christensen & Rudebusch, 2013.) Benjamin ja Mertens (2018) kehittivät varjokoron sisältävän hypoteettisen mallin, jossa varjokorko on identtinen ohjauskoron kanssa, kunnes efektiivinen korkotasoa on saavutettu. Tutkijat havaitsivat rahapolitiikan sokkeja varjokorkojen muutoksista, jotka olivat erittäin tehokkaita stimuloimaan talouden aktiviteettia nimelliskorkojen ollessa efektiivisessä alarajassa. Tulosten perusteella efektiivisessä alarajassa, rahapoliittinen elvyttäminen stimuloi taloutta tehokkaammin kuin muina aikoina. Varjokorot pystyvät mallintamaan ainakin osan epätavanomaisesta rahapolitiikasta, koska varjokorkojen avulla huomatu rahapolitiikan sokit vaikuttivat selvästi tuottokäyrään. (Benjamin & Mertens, 2018.)

Varjokorkomallit eivät aina ole yksinkertainen ratkaisu talouskasvuennustemallien parantamiseen. Esimerkiksi Carriero ym. (2021) huomauttavat, että nimellisen koron korvaaminen varjokorolla aiheuttaa ongelmia vektori autoregressiivisissä malleissa (VAR), koska varjokoron estimoinnissa syntyy usein estimointivirhettä, joka on autokorreloitunutta. Tästä syystä VAR-analyysien johdonmukaisuus ja jatkuvuus heikentyy. Estimoidut varjokorot muuttuvat paljon riippuen siitä, mitä mallia niiden muodostamiseen käytetään (Carriero ym., 2021). Wu ja Xia (2016), Christensen ja Rudebusch (2013) ja Bauer ja Rudebusch (2016) vahvistavat näkemystä siitä, että estimoitu varjokorkojen taso riippuu käytetystä mallista. Kritiikistä huolimatta tutkijoiden mukaan varjokorot yleisesti paransivat talouskasvuennustemallien suorituskykyä. Etenkin korkojen ollessa lähellä nolla-alarajaa, varjokorkojen sisällyttäminen parantaa mallin istuvuutta dataan (Christensen & Rudebusch, 2013.) Bauer ja Rudebusch (2016) osoittavat, että nolla-alarajan huomiotta jättäminen heikentää mallien suorituskykyä ja varjokorkomalli, joka huomioi mahdolliset negatiiviset korot parantavat mallin ennustekykyä tilastollisesti ja taloudellisesti. Tutkijoiden mukaan muiden talouden muuttujien lisääminen varjokorkomalleihin kannattaa, etenkin, kun korot ovat lähellä nolla-alarajaa. (Bauer & Rudebusch, 2016.)

Varjokorkoja voidaan estimoida eri tavoin. Tavallisesti tuleva varjokoron arvo määritellään olemassa olevien havaintojen pohjalta. Ichiue ja Ueno (2018) kehittivät uudenlaisen havaintopohjaisen menetelmän varjokorkojen määrittelyyn. Malli arvioi nykyistä havaitsemattomissa olevaa varjokorkoa taaksepäin havaittavissa olevien havaintotutkimusennusteiden pohjalta. Tämä malli huomioi myös ennusteet muiden makrotalouden muuttujien kehityksestä. Tutkijoiden mukaan heidän mallinsa on parempi, koska varjokorko voi erota ohjauskorosta, kun korkoja ei sido efektiivinen alaraja. Tämän lisäksi malli sisältää sen osan rahapolitiikasta, mitä muut taloudelliset tai rahapoliittiset muuttujat eivät taltioi. Esimerkiksi Ichiuen ja Uenon varjokorko pysyi negatiivisena vielä pitkään sen jälkeen, kun FED alkoi nostamaan omaa ohjauskorkoaan 2015. Tämä osoittaa, että keskuspankin tasepolitiikka loi elvyttävämmän taloudellisen ympäristön

kuin mitä ohjauskoron nostopolitiikka antoi ymmärtää. Merkittävä havainto oli, että varjokoron ja nimellisohtauskoron välinen erotus on negatiivisesti korreloinut keskuspankin pitämien varojen kanssa. (Ichiue & Ueno, 2018.)

Kortelan (2016) mukaan vakioisen efektiivisen rajan sijaan varjokorkomalleissa tulisi mieluummin käyttää ajassa muuttuvaa alarajaa ainakin euroalueella. Kortelan (2016) tutkimuksessa ajassa muuttuvan efektiivisen rajan varjokorkomalli onnistui paremmin ennustamaan talouden kehitystä kuin kiinteän alarajan malli. Efektiivinen alaraja voidaan vakioida, mutta todellisuudessa se voi olla mitä tahansa 0 % lähettyvillä. Kortelan (2016) mukaan ajassa muuttuvan varjokoron yläraja riippuu talletuskoron määrästä ja näin ollen on riippuvainen keskuspankin harjoittamasta rahapolitiikasta. Kortelan (2016) mukaan varjokorot ovat käytännöllisiä vain, jos nimellisten korkojen alarajaa (varjokorkojen yläraja) saadaan määritettyä riittävän tarkasti. Malli, mikä salli varjokorkojen ylärajan muuttuvan ajassa, istui paremmin dataan. Aikariippuvuuden lisääminen varjokorkomalleihin avaa uuden mahdollisuuden tutkia rahapolitiikan vaikutuksia tuottokäyrään. (Kortela, 2016.)

Wu ja Xia (2020) analysoivat negatiivisen korkopolitiikan vaikutuksia tuottokäyrään oman varjokorkomallinsa avulla. Tutkimuksessa he toivat esille kaksi uutta politiikkaindikaattoria. Yksi välittömälle rahapolitiikalle ja toinen tuleville rahapoliittisille linjauksille pidemmällä aikahorisontilla. Euroalueella korkoja laskettiin negatiiviseksi neljänä eri kertana. Kahdella ensimmäisellä kerralla korkojen laskun vaikutus pitkiin korkoihin oli heikkoa, koska mukana ei ollut ennakoivaa viestintää. Kahdella viimeisellä kerralla, kun korkoja laskettiin jälleen, ennakoiva viestintä aiheutti suurimmat muutokset tuottokäyrän muodossa. Tutkimus nosti esille uusia näkökulmia talouden aktiviteetin seurantaan. Päättäjien tulisi jatkossa arvioida negatiivisia korkoja kolmelta eri kantilta, kun pyritään mallintamaan talouden kehitystä. Ensinnäkin miten negatiiviset korot vaikuttavat tuottokäyrän muotoon jatkossa, kun mahdollisuus negatiivisille ohjauskoroille on nyt avattu. Toisekseen miten talouden odotukset muodostetaan negatiivisessa korkoympäristössä. Viimeiseksi nolla-alarajan poistuessa tuottokäyrän lyhyt pää saa täysin uusia muotoja. Tuottokäyrä kokonaisuutena voi saada täysin uudenlaisia muotoja, joita ei aiemmin ole tavattu. Näin ollen uusien muotojen tulkinta on tuntematonta. (Wu & Xia, 2020.)

4 AINEISTO, MENETELMÄ JA MALLI

4.1 Aineisto

Tutkielman aineisto koostuu 16 eri muuttujasta Yhdysvalloista ja euroalueelta. Muuttujista on kuukausittaiset havainnot tammikuusta 2000 aina heinäkuulle 2022 asti. Tutkielmassa käytetään molemmilta talousalueilta samoja muuttujia. Tällöin tuloksia voidaan vertailla alueittain, sekä aiempaan kirjallisuuteen nähden. Tässä luvussa esitellään käytetty aineisto, sekä tutkimusmenetelmät. Tutkielman makrotalousaineisto on hankittu Refinitiv Datastream -palvelusta, varjokorkoaineisto on kaikille ladattavissa Wu:n & Xia:n julkaisusivulta (katso. Liite 1), ja talouden epävarmuusindeksejä julkaisee ja päivittää indeksien tekijät omilla sivuillaan (katso Liite 2).

4.1.1 Talouden aktiviteetin kuvaaminen

Luontevin tapa kuvata talouden aktiviteettia olisi käyttää bruttokansantuotetta selitettävänä muuttujana. Tässä tutkielmassa BKT:n sijaan käytetään kausivaihtelusta puhdistettua teollisuustuotannon indeksiä. Historiallisesti teollisuustuotannon indeksi toimi hyvänä indikaattorina talouden aktiviteetille, koska huomattava osa maassa tuotetusta arvonnäyksestä muodostui nimenomaan teollisuudesta. Nykyään teollisuustuotannon osuus bruttokansantuotteesta on vähentynyt kehittyneissä maissa, missä palvelusektorin rooli on kasvanut merkittävästi. Tutkielmassa päädyttiin tästä huolimatta käyttämään teollisuusindeksiä selitettävänä muuttujana. Suuri osa palvelusektorin tuotannosta kulutetaan teollisuudessa, joten IPI-indeksi mallintaa samalla osaa palvelusektorista. Lisäksi IPI-indeksistä on saatavilla kuukausittaiset havainnot, kun taas BKT:stä olisi euroalueelta saatavilla havainnot ainoastaan kvartaaleittain.

4.1.2 Selittävät makrotalousmuuttujat

Aiemman kirjallisuuden perusteella talouden aktiviteetin mallinnuksessa potentiaalisia selittäviä muuttujia on useita. Katso esim. Stock & Watsonin (2003) uraauurtava tutkimus, jossa he käyttivät 43 eri taloudellista muuttujaa. Yksikään aiemman kirjallisuuden selittävistä muuttujia ei ole validi joka hetkessä tai paikassa. Tähän tutkimukseen on valikoitu yleisiä muuttujia, joilla on todettu olevan tilastollisesti merkitsevää talouden aktiviteetin indikaatiokykyä jonain hetkinä historiassa. Lisäksi tutkitaan varjokorkojen merkitystä malleihin.

Lyhyiden markkinakorkojen (lyhennetty R) oletetaan ennakoivan tulevaa talouden tilaa, kuvastavan tavanomaisia rahapolitiikan keinoja, yhtiöiden investointihalukkuutta sekä kuluttajien kulutuskäyttäytymistä. Korkotason ollessa alhainen lainaraha on edullisempaa ja investointihalukkuus lisääntyy. Sama toistuu kuluttajilla, kun esim. asuntolainoja otetaan enemmän alhaisten korkojen aikana. Tutkimuksessa euroalueen lyhyinä markkinakorkoina käytetään Euribor 3kk:n korkoa ja Yhdysvaltojen tapauksessa valtion lainojen 3kk:n korkoa.

Tuottokäyrää tutkimuksessa kuvataan kahdella eri muuttujalla, jotta saadaan mallinnettua käyrän muotoa paremmin. Yleisesti tuottokäyrää kuvataan erotuksena pitkien ja lyhyiden markkinakorkojen välillä. Aikaisemman kirjallisuuden perusteella yleisin tapa kuvata tuottokäyrää on vähentää 10 vuoden markkinakoroista 3kk:n markkinakorot. Chauvet ja Senyuz (2016) osoittivat tuottokäyrän eri komponenttien pitävän sisällään arvokasta tietoa. Tästä syystä tutkimuksessa tuottokäyrä jaetaan kahteen eri komponenttiin. Tuottokäyrän lyhyt pää (Term Structure Short / TSS) mitataan kahden vuoden ja 3kk:n markkinakorkojen erotuksena. Tuottokäyrän keskipitkä pää (Term Structure Medium / TSM) mitataan puolestaan 10 vuoden ja kahden vuoden markkinakorkojen erotuksena. Yleinen konsensus on, että tuottokäyrän muodolla on talouden aktiviteetin ennustekykyä jopa enemmän kuin lyhyillä markkinakoroilla, vaikka viimeaikaiset tutkimukset ovatkin olleet tätä vastaan. Euroalueen tuottokäyrät muodostetaan euribor 3kk:n markkinakoroista ja Saksan valtion 2- ja 10-vuoden valtion velkakirjoista. Yhdysvaltoja tarkastellessa käytetään Yhdysvaltain hallituksen liikkeelle laskemien 3kk:n, 2- ja 10-vuoden valtion joukkovelkakirjalainoja. Euroalueella käytetään ainoastaan Saksan joukkovelkakirjoja, jotta mallit pysyisivät yksinkertaisempina ja Saksan ollessa Euroalueen talousveturi, antaa se oikean kuvan alueen tuottokäyrän kehityksestä. Joskin taloudellisesti heikoiten menestyneillä euroaleen valtioilla tuottokäyrä on ollut eri muotoinen.

Ylisuuret osakemarkkinatuotot ovat yksi aiemmassa kirjallisuudessa käytetty muuttuja. Tutkimuksessa merkitään ER (Excess returns of stock market). Osakkeiden arvostuksessa huomioidaan tuleva arvonkehitys. Osakkeiden arvot pystytään usein mittaamaan reaaliajassa ilman merkittäviä mittausvirheitä. Tästä syystä ne ovat erinomaisia indikaattoreita tulevalle talouskasvulle (Stock & Watson, 2003). Tutkimuksessa ylisuuret tuotot lasketaan ottamalla luonnollinen logaritmi euroalueen STOXX Europe 600-indeksistä ja Yhdysvaltojen alueella S&P 500-indeksistä. Tämän jälkeen saaduista arvoista vähennetään riskittömät korot (tutkimuksessa käytetty alueellisia 3kk:n korkoja). STOXX Europe 600-

indeksi sisältää euroalueen 600 suurinta julkista osakeyhtiötä 18 Euroopan maasta, antaen hyvän yleiskuvan Euroopan osakemarkkinoista. S&P 500-indeksi on markkina-arvopainotettu indeksi Yhdysvaltojen 500 suurimmasta yhtiöstä.

Uudemmina muuttujina tutkimukseen otetaan mukaan varjokorkomuuttujia. Varjokorkona käytetään Wu:n & Xia:n (2016) julkaisemia varjokorkoja (kts. Liite 1). Tutkimuksessa varjokorkojen symboli on SR (Shadow Rate). Varjokorkojen lisäämisen ideana on lisätä tuottokäyrän ”liikkumatilaa” ja poistaa tuottokäyrää sitova alaraja. Tutkimuksessa varjokorko SR korvaa lyhyet korot R malleissa (3) ja (6). Jatkettua tuottokäyrän osaa kuvataan muuttujalla X (Kuviossa 3 havainnollistettu käyrän oranssilla osalla), joka muodostetaan vähentämällä varjokorot kolmen kuukauden markkinakoroista. Tuottokäyrän lyhyen maturiteetin päähän muodostetaan siis uusi komponentti, joka painuu reippaasti efektiivisen korkotason alapuolelle. Wu ja Xia ovat julkaisseet varjokorkotasoja Yhdysvalloissa tammikuusta 1990 aina helmikuuhun 2022 saakka ja euroalueella syyskuusta 2004 elokuuhun 2022. Jotta malleihin ei tulisi epäjatkuvuutta muuttujien osalta, on Wu & Xian varjokorkoaineistoa täydennetty. Tämän tutkimuksen tarkasteluajanjakso on tammikuusta 2000 heinäkuuhun 2022. Puuttuvat varjokorkoarvot on korvattu kulloisenkin alueen lyhyillä (3kk:n) markkinakoroilla. Eli euroalueella SR muuttujan arvot ovat identtisiä R muuttujan kanssa 1/2000 - 8/2004 ja Yhdysvaltojen alueella puolestaan vain 3/2022 - 7/2022. Tällä muutoksella aineistosta saadaan jatkuva, mutta kaikkia varjokorkoihin liittyviä ongelmia tämä ei poista. Varjokorot muuttuvat merkittävästi riippuen siitä, miten ne on johdettu (Carriero ym., 2021). Samankaltaista varjotuottokäyrämuuttujaa X ovat käyttäneet esimerkiksi Ichiue & Ueno (2018), jotka käyttivät termiä ”Shadow spread” kuvaamaan varjokoron ja nimellisojauksikon välistä erotusta.

Varjokorkoja käytetään mallintamaan keskuspankkien epätavanomaisten rahapolitiikkakeinojen käyttöä. Ichiue:n & Ueno:n (2018) havaintopohjainen varjokorko erosi merkittävästi lyhyen aikavälin koroista. FED:n nostaessa lyhyitä korkoja voimakkaasti 2015 joulukuussa, varjokorko säilyi vielä pitkään negatiivisena. Tämä viittaa siihen, että keskuspankin tasepolitiikka loi elvyttävämmän taloudellisen ympäristön kuin mitä ohjauksorkojen nosto antoi ymmärtää. Benjamin ja Mertens (2018) osoittavat, että varjokorot pystyvät mallintamaan ainakin osan epätavanomaisesta rahapolitiikasta.

Toisaalta aiemmassa kirjallisuudessa on löydettävissä vastakkaisia mielipiteitä. Bauer ja Rudebusch (2016) sekä Christensen ja Rudebusch (2016) näyttävät, että varjokorot eivät ole hyödyllinen mittari kuvaamaan epätavanomaista rahapolitiikkaa, koska malli ei huomioi efektiivistä tai nolla-alarajaa. Tässä tutkimuksessa käytetään erilaista lähestymistapaa varjokorkoihin, eikä varjokorkoja tarvitse erikseen ”aktivoida” malliin, koska havainnot on koko tarkasteluajanjaksoilta.

4.1.3 Talouden epävarmuusindeksi

Tutkimuksessa käytetty Bakerin, Bloomin ja Daviksen (2016) kehittämä talouden epävarmuusindeksi, josta käytetään symbolia EPU (Economic Policy Uncertainty

index). Indeksi muodostetaan laskemalla uutisartikkeleiden, jotka sisältävät tiettyjä termejä, määrää valituista sanomalehdistä. Näitä termejä ovat esimerkiksi: epävarma, epävarmuus, taloudellinen ja talous. Termejä etsitään kunkin sanomalehden natiivilla kielellä ja löydettyjen artikkeleiden määrä standardisoidaan kuukausittain niin, että indeksin arvo euroalueella on 100 vuonna 2011 ja Yhdysvalloissa 101,8 vuonna 2009. Euroalueen indeksiin on valittu kaksi sanomalehteä kustakin maasta Ranskasta, Saksasta, Italiasta, Espanjasta ja Englannista. Yhdysvaltojen indeksi puolestaan muodostetaan kymmenestä maan suurimmasta sanomalehdestä. (Baker, Bloom ja Davis, 2016.) Aiemman kirjallisuuden perusteella EPU-indeksi on hyvä muuttuja indikoimaan talouden aktiiviteettia normaalin suhdannesyklin aikana, mutta indeksi menettää merkitsevyyttään kriisien aikana (Junttila & Vataja, 2018).

4.1.4 Yleiskatsaus aineistosta

Taulukko 1. Aineiston kuvailu

Alue Ominaisuus/Muuttuja	Euroalue								Yhdysvallat							
	IPI	R	TSS	TSM	EPU	ER	X	SR	IPI	R	TSS	TSM	EPU	ER	X	SR
Keskiarvo	99,6	1,43	0,18	0,98	164,4	4,61	2,7	-1,2	96,7	1,5	0,44	1,23	138,2	5,9	0,4	1,1
Keskihajonta	5,0	1,79	0,32	0,57	75,2	1,9	2,2	3,3	4,9	1,76	0,44	0,89	66,1	1,89	0,9	2,3
Minimi	75,1	-0,57	-0,7	0,02	47,7	0,82	7,4	-7,8	84,7	-0,01	-0,76	-0,49	44,7	0,91	-1,4	-2,9
Maksimi	110,1	5,27	1,15	2,25	433,2	7,12	-0,3	4,3	104,7	6,35	1,9	2,81	503,9	8,41	3,0	6,6
Havaintoja	271	271	271	271	271	271	271	271	271	271	271	271	271	271	271	271

Taulukossa 1. Muuttujien ominaisuudet: keskiarvo, keskihajonta, minimi- ja maksimiarvot, sekä havaintojen lukumäärä.

Taulukosta 1 havaitaan, että teollisuusindeksin vaihtelu on ollut alueittain hyvin samansuuruista, mutta euroalueella ääriarvot ovat paljon suurempia. Mahdolliset sokit ovat todennäköisesti iskeneet euroalueelle voimakkaammin. Yhdysvalloissa varjokorkotaso on keskimäärin ollut paljon lähempänä lyhyitä markkinakorkoja kuin euroalueella. Samoin varjokäyrän muuttuja X on pienempi ja vaihtelee vähemmän Yhdysvalloissa.

Lyhyet korot käyttäytyvät samankaltaisesti alueittain. Tämä johtunee rahamarkkinoiden globalisoitumisesta. Huomionarvoista on, että euroalueella lyhyet markkinakorot kävivät -0,57 %, kun Yhdysvalloissa alhaisimmillaan korko oli -0,01. Tuottokäyrien osalta Yhdysvalloissa nähtiin voimakkaimmat nousut ja laskut ja euroalueella keskipitkän aikavälin tuottokäyrä ei kääntynyt kertaakaan negatiiviseksi. Voidaan siis olettaa, että euroalueella tuottokäyrä reagoi maltillisemmin talouden muutoksiin.

Tarkasteluajanjakson aikana Yhdysvaltojen osakemarkkinat ovat tarjonneet parempaa tuottoa samalla vaihtelulla. Talouden epävarmuusindeksi on myös ollut alhaisemmalla tasolla. Tässä on kuitenkin syytä huomioida, että Yhdysvaltojen ja euroalueen talouden epävarmuusindeksejä ei ole sidottu samaan perusarvoon.

4.2 Menetelmä

Tutkimuksessa käytetään regressio- ja Markovin regiiinvaihto -malleja. Molemmissa malleissa voidaan käyttää useita selittäviä muuttujia. Vektoriautoregressiiviset mallit (VAR) sopivat aineistoon, koska muuttujien endogeenisuutta tai eksogeenisuutta ei tarvitse ennalta määrittää. VAR-mallien käyttö edellyttää muuttujien stationaarisuutta, eli aikasarja-analyysin muuttujien ominaisuudet, keskiarvo tai varianssi, eivät saa systemaattisesti muuttua ajassa. Muuttujien stationaarisuutta voidaan testata yksikköjuuristeisteillä. Markov regiiinvaihto -malleissa puolestaan aineisto jaetaan kahteen tai useampaan (tässä tutkimuksessa kahteen) regiiimiin.

Tutkimuskysymykseen pyritään vastaamaan vertailemalla erilaisia malleja keskenään. Tutkimuksen perusmallina käytetään aiemmasta kirjallisuudesta johdettua mallia ja sen antamia tuloksia vertaillaan kahteen uuteen malliin, joissa varjokorkoja on käytetty eritavoin. Malleista tarkemmin kappaleessa 4.3.

4.2.1 Yksikköjuuritestaus

Yksikköjuuritesteissä selvitetään nimenmukaisesti sitä, sisältääkö tarkasteltu muuttuja yksikköjuuren (unit root). Muuttujien stationaarisuuden tarkastelu on tärkeää, koska stationaarinen ja epästationaarinen muuttuja käyttäytyvät hyvin eri tavoin. Hyvänä esimerkkinä talouden sokin vaikutus poistuu vähitellen stationaarisesta muuttujasta, mutta epästationaarisessa muuttujassa sokki voi voimistua ajan myötä. Tässä yhteydessä sokilla tarkoitetaan odottamatonta muutosta muuttujan arvoissa. Epästationaarisen aineiston käyttö voi johtaa virheellisiin regressioihin. (Brooks. 2019, 335–336.)

Suurimmassa osassa taloudellisissa aikasarjoissa muuttujilla on yksi tai useampi yksikköjuuri. Yksikköjuurista voidaan päästä eroon ottamalla erotus muuttujan perättäisistä arvoista. Absoluuttisten nimellisarvojen sijaan tarkastellaankin arvojen muutoksia periodista toiseen. Yksikköjuuren olemassaolon testaamiseen on kehitetty useita menetelmiä, kuten Augmented Dickey-Fuller (ADF) ja Phillips-Perron (PP) -testit, jotka tarkastelevat koko aineiston stationaarisuutta. Testeissä H_0 hypoteesi on, että aineistossa on yksikköjuuri ja vaihtoehtoisen H_1 hypoteesin mukaan aineisto on stationaarinen. ADF- ja PP-testejä on kritisoitu, koska ne toimivat heikosti pienellä aineistolla tai tilanteessa, missä aineiston selittävän muuttujan korrelaatiokerroin on lähellä ykköstä (1). H_0 hypoteesia ei välttämättä voida hylätä, jos aineisto on riittämätön. (Brooks. 2019, 343–346.)

Eräs tapa kiertää edellä mainittua ongelmaa on testata muuttujan stationaarisuutta ja yksikköjuuren olemassaoloa yhtä aikaa. Stationaarisuustestissä H_0 hypoteesin mukaan aineisto on stationaarinen. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin -testi (KPSS) tarkastelee aineiston stationaarisuutta ja H_1 hypoteesin mukaan aineisto ei ole stationaarinen. Loogisesti testattaessa muuttujan

stationaarisuutta ADF ja PP testeissä H_0 tulisi hylätä ja KPSS testissä H_0 ei pysyttyä varmuudella hylkäämään muuttujan ollessa stationaarinen. (Brooks. 2019, 347.)

Edellä mainitut testit olettavat aineiston ominaisuuksien pysyvän muuttumattomina koko aikasarjan ajan. Zivot-Andrews (ZA) testi antaa aineistolle mahdollisuuden pitää sisällään yhden tai useamman rakennemuutoksen (breakpoint), joissa aineiston ominaisuudet muuttuvat. ZA-testin H_0 mukaan aineistossa on yksikköjuuri ja H_1 mukaan aineisto on stationaarinen yhdellä tai useammalla rakennemuutoksen.

Taulukossa 2 tutkimuksen muuttujat on ajettu kaikkien edellä mainittujen yksikköjuuri ja stationaarisuustestien läpi. IPI on kausivaihtelusta puhdistetun teollisuusindeksin logaritminen muutos. R on alueittain riskittömän markkinakoron muutos. TSS on 2 vuoden ja 3 kk:n alueellisten korkojen erotuksen muutos. TSM on 10 vuoden ja 2 vuoden alueellisten korkojen erotuksen muutos. EPU on uutisartikkeleihin pohjautuvan epävarmuusindeksin alueellinen kuukausittainen muutos. ER on alueellisen osakemarkkinaindeksin logaritmisin arvon, josta on vähennetty riskitön korko, kuukausittainen muutos. SR on Wu & Xian julkaisemien alueellisten varjokorkojen muutos, ja X on alueellisten riskittömien markkinakorkojen ja varjokorkojen välisen erotuksen kuukausittainen muutos. Muuttujat esitellään tarkemmin kappaleessa 4.3. Kaikkien muuttujien tapauksessa ADF-, PP- ja ZA-testien H_0 hypoteesi voidaan hylätä ja KPSS testissä ei voida. Testien perusteella käytettyjen muuttujien erotuksia voidaan pitää stationaarisina.

Taulukko 2. Yksikköjuuritestit

Muuttuja	ADF	PP	KPSS	ZA
Euroalue				
IPI	-7,002***	-201,68***	0,03	-15,99***
R	-4,91***	-104,07***	0,08	-8,76***
TSS	-7,02***	-248,63***	0,05	-16,41***
TSM	-6,35***	-283,77***	0,05	-16,89***
EPU	-7,37***	-267,72***	0,05	-21,04***
ER	-5,56***	-218,29***	0,09	-12,77***
X	-5,18***	-312,48***	0,20	-19,47***
SR	-4,50***	-294,54***	0,20	-17,43***
Yhdysvallat				
IPI	-5,51***	-190,05***	0,04	-13,94***
R	-3,64***	-247,77***	0,31	-13,41***
TSS	-7,69***	-273,65***	0,02	-18,12***
TSM	-4,74***	-225,39***	0,22	-14,24***
EPU	-8,99***	-293,64***	0,02	-22,40***
ER	-3,57***	-256,61***	0,25	-13,78***
X	-5,13***	-239,87***	0,09	-16,38***
SR	-3,99***	-183,10***	0,19	-11,79***

1) Taulukossa on esitetty testien t-arvot. 2) *** tarkoittaa 99 % tilastollista merkitsevyyttä, ** 95 % ja * 90 %. 3) ADF ja PP testeissä nollahypoteesina on, että aineisto sisältää yksikköjuuren. 4) KPSS testissä nollahypoteesi on, että aineisto ei sisällä yksikköjuurta. 5) ZA testin

nollahypoteesi on, että aineistossa on yksikköjuuri, ja vaihtoehtoinen hypoteesi on, että aineisto on stationaarinen yhdellä tai useammalla keskeytyskohdalla (breakpoint). 6) Kaikissa testeissä muuttujissa käytettiin yhden periodin erotuksia.

4.2.2 VAR-malli

Vektoriautoregressiiviset mallit (VAR) ovat yleistyksiä yhden muuttujan autoregressiivisistä malleista. VAR-malleissa voidaan käyttää useampaa toisistaan riippuvaa muuttujaa. Yksinkertaisimmillaan VAR mallissa on kaksi muuttujaa y_{1t} ja y_{2t} :

$$y_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11}y_{1t-1} + \dots + \beta_{1k}y_{1t-k} + \alpha_{11}y_{2t-1} + \dots + \alpha_{1k}y_{2t-k} + u_{1t} \quad (1)$$

$$y_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21}y_{2t-1} + \dots + \beta_{2k}y_{2t-k} + \alpha_{21}y_{1t-1} + \dots + \alpha_{2k}y_{1t-k} + u_{2t} \quad (2)$$

Kummankin muuttujan nykyarvo on riippuvainen molempien muuttujien k määrästä menneitä arvoja, sekä näiden virhe termeistä. Yksinkertaisimmillaan $k=1$, eli mallin nykyarvot riippuvat vain ja ainoastaan selittävien muuttujien menneistä arvoista edellisellä periodilla. (Brooks. 2019, 312–313.)

Aikasarja-analyysitutkimusten kannalta VAR-malleissa on useita etuja yhden muuttujan malleihin verrattuna. Malli mahdollistaa endogeenisten muuttujien välisen dynamiikan mallintamisen ja sen lisäksi malliin on mahdollista sisällyttää eksogeenisiä selittäviä muuttujia mahdollisine viiveineen. Näin mallit kykenevät taltioimaan useampia yksityiskohtia aineistosta, antaen monipuolisempia lopputuloksia. Lisäksi VAR-mallien avulla tehdyt ennusteet ovat usein tarkempia kuin perinteisten rakenteellisten mallien ennusteet. (Brooks. 2019, 314.)

VAR-mallien käyttöön liittyy osittain ongelmia. Mallin antamat tulokset muuttujien välisistä suhteista eivät aina välttämättä perustu teoriaan, vaan mallin avulla voidaan estimoida puhtaasti empiirinen riippuvuus. Toisaalta teoreettinen riippumattomuus vähentää muuttujien välisten suhteiden politiikka riippuvuutta. VAR-malleissa on olennaista valita sopiva määrä (k) menneitä arvoja tarkasteluun. Optimaalisen viiveiden määrän (k) valintaan on monia vaihtoehtoja. Yksi tapa on valita se aineiston frekvenssin mukaan. Tällöin kvartaaliaineistossa valittaisiin k :n arvoksi 4 ja kuukausittaisessa aineistossa k olisi 12. Usean muuttujan tarkastelussa tämä ei ole suositeltavaa, koska muuttujien korrelaatio-kerrointen tulkitsemisesta tulisi lähes mahdotonta. Optimaalista viiverakennetta voidaan etsiä informaatiokriteerimalleilla, kuten Akaiken informaatiokriteerillä (AIC) tai Bayesian informaatiokriteerillä (BIC). Informaatiokriteereillä valitaan se viiverakenne, jolla mallin jäännöstermin varianssi on mahdollisimman pieni. (Brooks. 2019, 315–317.)

4.2.3 Markovin regiminvaihto -malli

Markov-regiminvaihtomallin lähtökohtana on, että mallin mahdolliset ominaisuudet on jaettu m määrään vaihtoehtoisia tiloja, jotka vastaavat aina tiettyä regimiä. Yksinkertaisimmillaan muuttuja Y_t vaihtaa regimiä jonkin havaitsemattoman muuttujan S_t mukaan. Havaitsematon muuttuja saa kokonaislukuarvoja indikoiden tiettyä regimiä, jolla malli on hetkellä t . (Brooks. 2019, 460.)

Oletetaan, että $m = 2$. Tällöin muuttujalle Y_t on kaksi vaihtoehtoista regiimiä. Malli on regiimillä 1, kun $S_t=1$ ja regiimillä 2, kun $S_t=2$. Markov-mallin mukaan Y_t kulloisenkin regiimin todennäköisyys riippuu ainoastaan edellisestä regiimistä (hetkellä $t-1$), eikä sitä aiemmista ($t-2$ tai $t-3$ jne.). Markov malli ei siis ole riippuvainen aiemmasta aikasarjasta. (Brooks. 2019, 460.)

$$P[a < Y_t \leq b | Y_1, Y_2, \dots, Y_{t-1}] = P[a < Y_t \leq b | Y_{t-1}] \quad (3)$$

Markovin mallin etuna on sen joustavuus. Malli kykenee havaitsemaan muutokset regiimien variansseissa sekä keskiarvoissa. Jos muuttuja noudattaa Markov prosessia, tarvitaan malliin vain nykyisen regiimin todennäköisyys ja joukko siirtymätodennäköisyyksiä tilojen välillä. (Brooks. 2019, 460.) Tässä tutkimuksessa tarkastellaan tilannetta, missä teollisuustuotannon indeksillä on vain kaksi mahdollista tilaa ($m = 2$). Tällöin siirtymätodennäköisyysmatriisi regiimien välillä on yksinkertaisesti:

$$P = \begin{pmatrix} P_{1,1} & P_{1,2} \\ P_{2,1} & P_{2,2} \end{pmatrix} \quad (4)$$

missä $P_{i,j}$ on todennäköisyys sille, että siirrytään regiimistä i regiimiin j minä tahansa ajankohtana. Esimerkiksi, olkoon $P_{1,1} = 85\%$ ja $P_{1,2} = 15\%$. Tämä tarkoittaisi tilannetta, missä mallin ollessa regiimillä 1, on sillä 85 % todennäköisyys pysyä samassa regiimissä hetkellä $t + 1$ ja 15 % todennäköisyys siirtyä regiimiin 2. Molemmissa regiimeissä mallin selittävät muuttujat saavat omat arvonsa, jotka istuvat kulloisenkin regiimin aineistoon parhaiten.

4.3 Malli

Perusmallina käytetään aiemmasta kirjallisuudesta hieman muutettua mallia. katso. esim. Junttila & Vataja (2018). Varsinaisen VAR-mallin sijaan tarkastelut rajaudutaan tekemään yhden yhtälön dynaamisella regressiomallilla. Perusmallia käytetään tutkimuksessa lähtövertailukohtana. Malli (1) on muotoa:

$$IPI_t = \beta_0 + \beta_1 IPI_{t-1} + \beta_2 TSS_{t-1} + \beta_3 TSM_{t-1} + \beta_4 R_{t-1} + \beta_5 EPU_{t-1} + \beta_6 ER_{t-1} + u \quad (5)$$

jossa IPI on alueittain kausivaihtelusta puhdistetun teollisuustuotantoindeksin logaritminen muutos, TSS ja TSM kuvastavat lyhyen ja keskipitkän aikavälin tuottokäyrää. TSS on euroalueella Saksan valtion 2 vuoden ja EKP:n 3 kk:n Euribor-koron erotuksen kuukausittainen muutos ja Yhdysvaltojen alueella valtion 2 vuoden joukkovelkakirjan koron ja 3kk:n valtion joukkovelkakirjan koron erotuksen kuukausittainen muutos. TSM on euroalueella Saksan valtion 10 vuoden joukkovelkakirjan koron ja Saksan valtion 2 vuoden joukkovelkakirjan koron erotuksen kuukausittainen muutos ja Yhdysvalloissa valtion 10 vuoden ja 2 vuoden joukkovelkakirjojen korkojen erotuksen kuukausittainen muutos. R kuvastaa lyhyitä markkinakorkoja, eli euroalueella EKP:n 3 kk:n Euribor-koron kuukausittainen muutos ja Yhdysvalloissa valtion 3kk:n velkakirjan koron kuukausittainen muutos. EPU on molemmilla alueilla uutisartikkeleihin pohjautuva talouden epävarmuusindeksi, kuten kuvattu kappaleessa 4.1.3. Malleissa käytetty

EPU-indeksin kuukausittaista muutosta. ER kuvastaa osakemarkkinoiden ylisuuria tuottoja. ER on muodostettu euroalueella vähentämällä STOXX600-indeksin logaritmista riskitön korko, ja tästä otettu kuukausittainen muutos. Tutkimuksessa riskittömänä korkona pidettiin 3 kk:n Euribor-korkoa. Yhdysvaltojen aineistossa ER muodostettiin vähentämällä S&P500-indeksin logaritmisesta arvosta riskitön korko (valtion 3 kk:n velkakirjan korko), ja näin saadusta luvusta otettu kuukausittainen muutos. β_0 on mallin vakiotermi, $\beta_1 - \beta_6$ ovat selittävien muuttujien regressiokertoimia ja u on mallin virhetermi.

Varjokorkojen kykyä parantaa tuottokäyrämallien aktiviteettia tarkastellaan lisäämällä edellä esitettyyn malliin varjokorkomuuttuja X , sekä viimeisessä mallissa lyhyet markkinakorot R korvataan täysin varjokoroilla SR .

Malli (2) on muotoa:

$$IPI_t = \beta_0 + \beta_1 IPI_{t-1} + \beta_2 TSS_{t-1} + \beta_3 TSM_{t-1} + \beta_4 R_{t-1} + \beta_5 EPU_{t-1} + \beta_6 ER_{t-1} + \beta_7 X_{t-1} + u \quad (6)$$

ja malli (3):

$$IPI_t = \beta_0 + \beta_1 IPI_{t-1} + \beta_2 TSS_{t-1} + \beta_3 TSM_{t-1} + \beta_4 SR_{t-1} + \beta_5 EPU_{t-1} + \beta_6 ER_{t-1} + \beta_7 X_{t-1} + u \quad (7)$$

X on varjokorkojen avulla muodostettu muuttuja: markkinakorkojen ja varjokorkojen SR välinen erotus. SR on Wu & Xian (2016) julkaiseman menetelmän mukainen varjokorko (kts. Liite 1). Euroalueella X muodostetaan vähentämällä 3 kk:n Euribor-korosta Wu & Xian euroalueen varjokorko, ja näin saadusta muuttujasta otettiin kuukausittainen muutos. Vastaavasti Yhdysvaltojen mallissa valtion 3 kk:n velkakirjan korosta vähennettiin Wu & Xian Yhdysvaltojen varjokorko, ja näin saadusta muuttujasta otettiin kuukausittainen muutos. Myös SR muuttujasta on käytetty kuukausittaista muutosta. Muiden tapaan β_7 on selittävän muuttujan regressiokerroin.

Mallien (2) ja (3) tuloksia verrataan malliin (1). Oletamus on, että varjokorkomallit istuvat aineistoon paremmin ja tarkasteluajanjaksolla varjokorkojen tulisi olla merkitseviä muuttujia ja parantaa myös tavanomaisen tuottokäyrän ennustekykyä, koska pitkään kestänyt alhainen korkotaso euroalueella ja Yhdysvalloissa on vähentänyt tuottokäyrän liikkumatilaa. Mallit (2) ja (3) poistavat nolla-alarajan aiheuttamaa ongelmaa. Vastaava vertailu tehdään Markovin regii-minvaihto menetelmällä. Malli (4) on vastaava perusmalli kuin malli (1), mutta VAR-menetelmän sijaan käytetään Markov prosessia. Mallit (5) ja (6) ovat puolestaan kuin mallit (2) ja (3).

5 TUTKIMUKSEN TULOKSET

5.1 Yleistä

Kaikki edellä esitettyjen mallien tulokset ovat koottuna taulukoihin 4 ja 5. Regressiomalleissa (1) – (3) kertoimet ovat hyvin pieniä. Tämä on yleistä aikasarja-analyyseissä, etenkin kun selitettävä muuttuja on indeksimuuttuja. Todellisudessa pienilläkin suhteellisilla muutoksilla on merkittävä vaikutus reaalityalouden kannalta. MS-malleissa (4) – (6) kertoimien suuruudessa on suurta vaihtelua. Regressiomallien selitysasteet olivat huomattavasti heikompia kuin MS-malleissa. Jakamalla aineisto kahteen eri regiimiin, mallien selitysasteet kasvoivat merkittävästi. MS-malleissa teollisuustuotannon indeksi on jaettuna kahteen regiimiin. Kuvion 4. perusteella regiimi 1 on pienemmän volatiilisyyden jakso, jolloin talouden kasvutrendi on yleisesti nouseva. Regiimi 2 on puolestaan suuren volatiilisyyden aikaa, joka taltioi molemmilla alueilla suurimmat sokit (finanssikriisin ja koronan aiheuttamat talouden sakkaukset).

Yleisesti kaikki mallit istuivat paremmin Yhdysvaltojen aineistoon. Regressiomallien selitysasteet Yhdysvalloissa olivat hieman päälle 30 % ja MS-malleissa yli 90 % tasolla. Tämä on päinvastoin verrattuna Chinn:n ja Kucko:n (2015) sekä Duarte:n, ym. (2005) tutkimuksiin, joissa tuoreemmalla datalla euroalueen mallit suoriutuivat paremmin. Ero saattaa piillä rahapoliittisissa eroissa ja niiden vaikutuksissa varjokorkomuuttujiin.

Aiemman kirjallisuuden tapaan tuottokäyrän merkitsevyys jäi vähäiseksi lähes jokaisessa mallissa. Tämän voidaan nähdä olevan jatkoa aiemmin havaitulle ilmiölle, missä tuottokäyrän ennustekyky heikentyi suuren maltillisuuden aikana 1980-luvun puolivälistä 2007 vuoteen saakka, milloin kehittyneiden maiden suhdannevaihtelut ja talouden volatiilisuus aleni vuosikymmenestä toiseen (Rossi & Sekhposyan, 2008). Tutkimuksen ajanjaksolle osui poikkeuksellisen useita ja voimakkaita talouden sokkeja (finanssikriisi, eurokriisi, koronapandemia ja viimeisimpänä Q1/2022 alkanut osakemarkkinoiden lasku). Kuten luvussa 3 tuotiin esille, sokkien on osoitettu heikentävät tuottokäyrän ennustekykä. Poikkeus tähän on mallien (4) – (6) euroalueen keskipitkän aikavälin

tuottokäyrä, joka saa tilastollisesti merkitseviä arvoja mallin ollessa regiimillä 1 (pienemmän volatiilisuuden aikaa). Odotusteoriasta poiketen TSM korrelaatio-kerroin on negatiivinen. Korrelaatio vahvistuu hieman, kun malliin lisätään varjokorkomuuttujia. Negatiivinen korrelaatio voi johtua euroalueen vahvasta elvyttävästä rahapolitiikasta talouden aktiviteetin heikentyessä, jos 2 vuoden joukkovelkakirjalainojen korot laskivat suhteessa nopeammin kuin 10 vuoden velkakirjojen korot.

Molemmilla menetelmillä varjokorkojen lisääminen malliin paransi mallien selityskykyä, mutta vain marginaalisesti. Mielenkiintoista on huomata, että talouden ollessa volatiilimmalla regiimillä 2, Yhdysvalloissa on paljon todennäköisempää palata takaisin regiimille 1 kuin euroalueella. Mallien perusteella Yhdysvallat palaavat tehokkaammin takaisin ”normaalin” volatiilisuuden aikaan.

5.2 Regressiomallit

Tässä kappaleessa esitetään regressiomallien (1) – (3) tulokset. Edellä kuvattujen selittävien muuttujien lisäksi malleihin on sisällytetty dummy-muuttujia (dummy variables). Dummy-muuttujat 1 ja 2 lisättiin kontrolloimaan koronan voimakkaita vaikutuksia talouteen. Dummy 1 muuttujalle annettiin arvo 1 maaliskuulle 2020 ja muutoin arvo 0. Dummy 2 muuttujalle annettiin arvo 1 toukokuulle 2020 ja muutoin arvo 0. Korona iski voimakkaammin ja nopeammin Yhdysvaltoihin. Tästä syystä dummy-muuttujien ajankohdat ovat erit. Euroalueelle koronan voimakkain isku tuli kaksi kuukautta jäljessä. Kuten edellä todettu, regressiomalleissa voidaan selittävien muuttujien kohdalla käyttää useampaa viivettä. BIC-testin (Bayes Information Criteria) perusteella euroalueella optimaalinen viiveiden määrä olisi kolme ja Yhdysvaltojen aineistolla vain yksi viive (katso taulukko 3). Brooks:n (2019, 316) mukaan VAR-analyyseissä vaihtoehtoinen käytäntö on valita mielivaltainen kiinteä määrä viiveitä, yleensä 1, 2 tai 3. Jotta tutkimustapa olisi yhtenevä molemmilla alueilla, päädyttiin tutkimuksessa käyttämään kahta viivettä. Kaikkia edellä mainittuja muuttujia on viivästetty sekä yhdellä, että kahdella periodilla.

Taulukko 3. BIC-testien tulokset.

$k =$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
<i>BIC</i>												
<i>EU</i>	-7.856	-7.796	-7.994	-7.918	-7.844	-7.713	-7.562	-7.483	-7.397	-7.286	-7.198	-7.034
<i>US</i>	-9.649	-9.565	-9.535	-9.448	-9.318	-9.201	-9.087	-8.977	-8.833	-8.728	-8.623	-8.510

Regressiomallien selitysaste oli heikko. Mallit selittivät parhaimmillaan vain 32 % Yhdysvaltojen teollisuusindeksin muutoksista. Euroalueella selitysaste oli noin 20 %. Aiemman kirjallisuuden linjassa tuottokäyrän muutokset eivät osoittaneet lainkaan tilastollista merkitsevyyttä. Tuottokäyrä näyttää menettäneen

indikaatiokykynsä modernissa globaalissa ja volatiilisemmassa taloudessa. Tulos johtuneen tuoreemman aineiston käytöstä, sillä esimerkiksi Estrellan ja Hardouvelin (1991) tutkimuksessa tuottokäyrällä oli parempi ennustekyky kuin viivästetyllä tuotannon kasvulla. Nyt puolestaan viivästetty teollisuustuotannonindeksi oli taloudellisesti merkittävin ja tilastollisesti merkitsevin muuttuja, etenkin Yhdysvalloissa.

Chinnin ja Kuckon (2015) mukaan lyhyillä koroilla on merkittävä rooli talouden aktiviteetin malleissa. Tutkijoiden mukaan sen sisällyttäminen malliin kuitenkin heikentää tuottokäyrän taloudellista ja tilastollista merkitystä. Tässä tutkimuksessa lyhyiden korkojen sisällyttämisellä ei juurikaan ollut vaikutusta tuottokäyrään, mutta varjokorkomuuttujaan X vaikutus oli vastaavanlainen kuin Chinnin ja Kuckon (2015) tutkimuksessa. Samoin lyhyiden korkojen merkittävyys ja merkitsevyys heikentyvät, kun malliin otetaan mukaan varjokorkomuuttuja (vertaa malli (1) ja (2)). Perusmallissa lyhyiden korkojen nousu indikoi edelleen talouden positiivista kehitystä. Tämä on normaalia, sillä keskuspankin kirittäessä rahapolitiikkaa, käy talous yleisesti kuumana.

Euroalueella talouden epävarmuusindeksi oli merkittävä vain yhdellä viiveellä ja Yhdysvalloissa ei lainkaan. Euroalueellakin vaikutus oli hyvin pieni. Osakemarkkinoiden ylisuuret tuotot olivat puolestaan Yhdysvalloissa merkitseviä ja euroalueella ei juurikaan. Tämä voi viitata Yhdysvaltojen vahvaan osakemarkkinaan. Osakemarkkinoiden tuottaessa enemmän kuin riskitön sijoitus, talous voi hyvin ja kasvaa. Vaikutus on positiivinen kautta linjan mallista riippumatta (mallit (1) - (3)). Regressiomalleissa varjokorkojen merkitys jäi vähäiseksi, mutta etenkin Yhdysvalloissa vaikutukset olivat tilastollisesti merkitseviä mallissa (3).

Taulukko 4. Regressiomallien tulokset

Muuttuja	Malli 1 EU	Malli 2 EU	Malli 3 EU	Malli 1 US	Malli 2 US	Malli 3 US
<i>VAKIO</i>	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,001 (0,001)	0,0001 (0,001)	0,0001 (0,001)	0,0001 (0,001)
<i>IPI_{t-1}</i>	0,044 (0,061)	0,039 (0,061)	0,039 (0,061)	0,409*** (0,078)	0,416*** (0,079)	0,416*** (0,079)
<i>IPI_{t-2}</i>	-0,343*** (0,061)	-0,343*** (0,062)	-0,342*** (0,061)	-0,195*** (0,055)	-0,198*** (0,055)	-0,198*** (0,055)
<i>TSS_{t-1}</i>	-0,010 (0,008)	-0,011 (0,009)	-0,011 (0,009)	0,001 (0,003)	-0,0003 (0,004)	-0,0003 (0,004)
<i>TSS_{t-2}</i>	0,004 (0,009)	-0,001 (0,009)	-0,001 (0,009)	-0,001 (0,004)	-0,0005 (0,004)	-0,0005 (0,004)
<i>TSM_{t-1}</i>	-0,003 (0,009)	-0,006 (0,01)	-0,06 (0,01)	0,002 (0,004)	0,002 (0,004)	0,002 (0,004)
<i>TSM_{t-2}</i>	-0,001 (0,009)	-0,007 (0,01)	-0,07 (0,01)	0,003 (0,004)	0,003 (0,004)	0,003 (0,004)
<i>R_{t-1}</i>	0,026** (0,012)	0,025** (0,013)		0,058*** (0,016)	0,064 (0,016)	
<i>R_{t-2}</i>	0,012 (0,011)	0,017 (0,012)		0,039** (0,016)	0,034 (0,017)	
<i>EPU_{t-1}</i>	-0,00008*** (0,00003)	-0,00009*** (0,00003)	-0,00009*** (0,0003)	-0,00002 (0,00002)	-0,00002 (0,00002)	-0,00002 (0,00002)
<i>EPU_{t-2}</i>	0,00001 (0,00003)	0,00001 (0,00003)	0,00001 (0,00003)	-0,00002 (0,00002)	-0,00002 (0,00002)	-0,00002 (0,00002)
<i>ER_{t-1}</i>	0,005 (0,012)	0,007 (0,012)	0,007 (0,012)	0,045*** (0,016)	0,05*** (0,016)	0,05*** (0,016)
<i>ER_{t-2}</i>	0,004 (0,012)	0,01 (0,013)	0,011 (0,013)	0,034** (0,017)	0,032* (0,017)	0,032* (0,017)
<i>X_{t-1}</i>		-0,003 (0,004)	0,023* (0,01)		-0,005 (0,004)	0,059*** (0,016)
<i>X_{t-2}</i>		-0,007* (0,004)	0,009 (0,011)		0,002 (0,004)	0,037** (0,017)
<i>SR_{t-1}</i>			0,025** (0,013)			0,064*** (0,016)
<i>SR_{t-2}</i>			0,017 (0,011)			0,035** (0,017)
Dummy 1				0,075*** (0,016)	0,074*** (0,016)	0,074*** (0,016)
Dummy 2	0,086*** (0,02)	0,081*** (0,022)	0,081*** (0,022)			
R²	0,19	0,20	0,20	0,31	0,32	0,32
Korjattu.R²	0,15	0,15	0,15	0,28	0,28	0,28
Havainnot	271	271	271	271	271	271

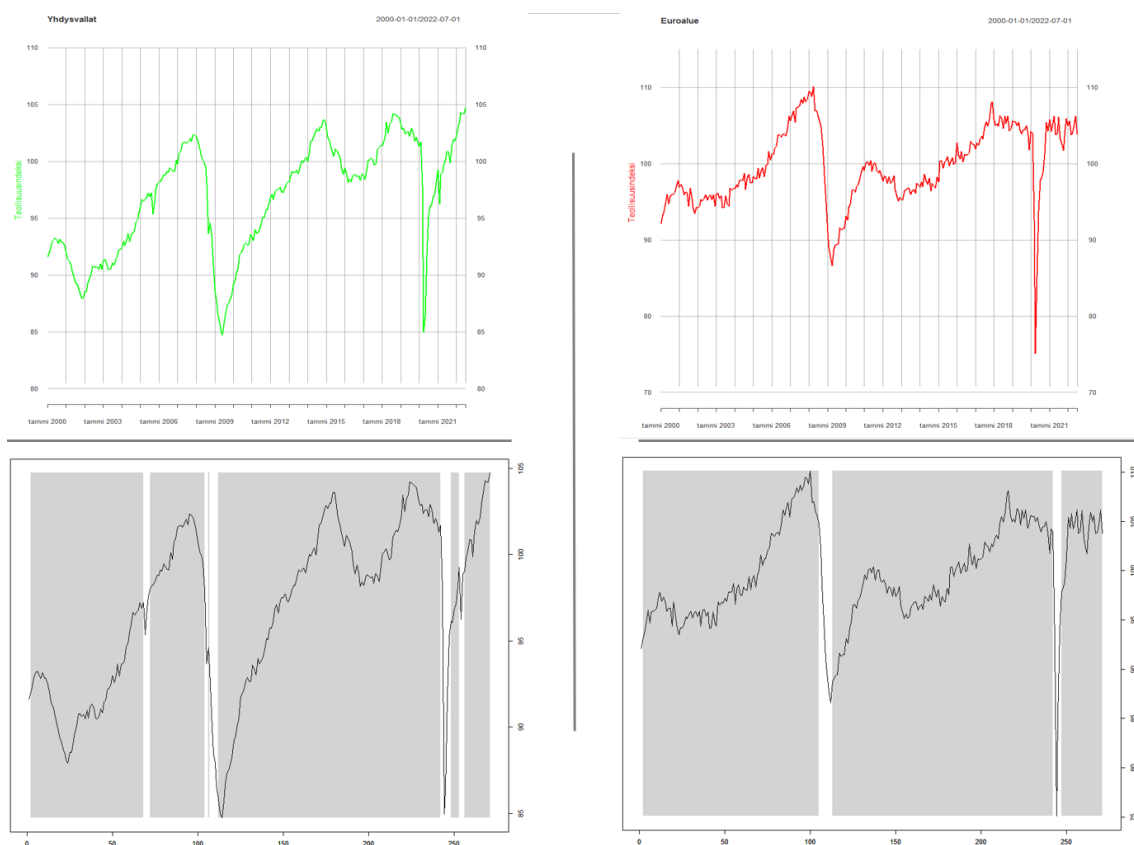
Taulukossa: 1) Selittävien muuttujien kerroin kuvaa sen yhden (1) yksikön muutoksen vaikutusta kunkin alueen teollisuustuotannon indeksiin hetkellä $t = 0$. 2) Kaikki arvot ovat pyöristetty kolmen desimaalin tarkkuuteen, ellei se ole ollut riittämätön, jolloin on käytetty ensimmäistä mahdollista pyöristystä. 3) * = p-arvo < 0,1, ** = p-arvo < 0,05, *** = p-arvo < 0,01. 4) Lihavoidut arvot ovat 5 % luottamustasolla tilastollisesti merkitseviä. ($T > |1,96|$). 5) Suluissa muuttujan kertoimen alapuolella on esitetty muuttujan keskihajonta.

5.3 MS-mallit

Tässä kappaleessa esitetään Markovin regiiminvaihtomallien (4) – (6) tulokset. Mallien jakaminen kahteen eri regiimiin paransi mallien selitysasteita merkittävästi. Euroalueella lyhyen aikavälin tuottokäyrä ei pitänyt sisällään merkitsevää tietoa. Keskipitkän aikavälin tuottokäyrän kasvu puolestaan indikoi talouden heikentymistä. Duarte, Venetis ja Paya (2005) huomasivat, ettei tuottokäyrän ja talouden kasvun välinen suhde ole vakaa ja etenkin kriisit heikentävät tätä yhteyttä. Heidän mukaansa talousbuumin jälkeen (hitaan kasvun aikana) tuottokäyrästä tulee jälleen parempi indikaattori, mutta vain euroalueella. Myös tämän tutkimuksen aineistolla saatiin vastaavia tuloksia: keskipitkän aikavälin tuottokäyrän vaikutus on tilastollisesti merkitsevä regiimin 1 aikana jokaisessa mallissa ja vain euroalueella. Vaikutus on Duarte:n, Venetis:n ja Payan tuloksista poiketen negatiivinen. Regiimillä 1 euroalueella varjokorkojen lisääminen malliin vahvisti keskipitkän tuottokäyrän merkitystä, mutta toisaalta varjokorkomuuttujat eivät olleet tilastollisesti merkitseviä.

Yhdysvaltojen osalta tilanne on samankaltainen kuin regressiomalleissa. Tuottokäyrä on läpi linjan merkityksetön, poissulkien mallien (5) ja (6) regiimillä 2, jossa varjokorkomuuttujan lisääminen malliin paransi lyhyen tuottokäyrän tilastollista merkitsevyyttä hieman (10 % luottamustasolla). Regiimillä 2 lyhyen aikavälin tuottokäyrän korrelaatiokerroin on vahvasti negatiivinen. Tämä voi johtua pääasiassa talouden sokkien voimakkuudesta ja siitä, että epätavanomaisella rahapolitiikalla on onnistuttu vaikuttamaan tuottokäyrän pidemmän aikavälin arvoihin (tässä tapauksessa 2 vuoden joukkovelkakirjojen korkoihin). 2 vuoden maturiteetin korkojen lähestyessä nopeasti 3kk:n korkoja, teollisuustuotannon indeksi lähtee voimakkaaseen nousuun. Pidempiaikaiset matalat korot viestivät edullisista rahoitusmarkkinoista myös tulevaisuudessa, joten tällainen hetki kannustaa yrityksiä investoimaan.

Molemmilla alueilla regiimiä 1 voidaan luonnehtia trendinomaisen nousun ja matalan volatiilisuuden ajaksi. Regiimi 2 puolestaan piti sisällään suurimmat ja nopeimmat talouden sokit. Tällöin volatiilisuus oli paljon suurempaa kuin regiimin 1 aikana ja talouden laskut ja nousut olivat erittäin nopeita (katso kuvio 4). Yhdysvalloissa edellä esitettyjen regressiomallien tuloksien mukaisesti MS-mallien osakemarkkinoiden ylisuuret tuotot saavat tilastollisesti merkitsevät positiivisen korrelaatiokertoimet. Yhdysvalloissa vastaavat samankaltaisuudet tuloksissa oli varjokorkojen osalta mallissa (6), jossa lyhyet korot pudotettiin selittävästä muuttujista pois. Varjokorkomuuttujien merkitsevyys oli vaihtelevaa ja verrattain heikkoa regiimillä 1, kun verrataan muuttujien korrelaatiokertoimia regiimin 2 lukuihin. Huomionarvoista on, että mallin (6) varjokoroilla ja mallin (5) lyhyillä markkinakoroilla oli samat vaikutukset malliin molemmilla alueilla. Varjokorot seuraavat pitkälti lyhyiden markkinakorkojen liikkeitä ja osittain tämä selittyy tavasta, jolla varjokorkoja on muokattu tässä tutkimuksessa (katso kappale 4.1.2). Euroalueella varjokorkojen merkitys jäi vähäiseksi. Ainoastaan mallin (3) regiimissä 2 varjokoroilla oli tilastollista merkitsevyyttä.



Kuvio 4. Teollisuusindeksin kehitys Yhdysvalloissa ja euroalueella, sekä MS-mallien perusteella tehty jako eri regiimeihin. Alemmissa kuvissa harmaalla merkattu alue on regiimi 1 ja valkoiselle pohjalle jäänyt alue on regiimi 2.

MS-malleissa lyhyet korot olivat tilastollisesti merkitseviä etenkin Yhdysvalloissa, mutta myös euroalueella regiimillä 2. Regiimin 1 aikaan euroalueella lyhyet korot menettivät indikaatiokykyään viitaten siihen, että tavanomainen rahapolitiikka ei riittänyt luomaan tarvittavaa stimulusta talouteen.

Korkean volatiilisuuden aikana (regiimi 2) talouden epävarmuusindeksi sai tilastollisesti merkitseviä arvoja. Vaikutus oli kautta linjan negatiivinen. Voidaan siis olettaa, että ennen kriisejä ja etenkin niiden aikana talouteen liittyvä uutisointi lisääntyy.

Regiimissä 1 teollisuustuotannonindeksin viivästetyillä arvoilla oli odotettu positiivinen vaikutus. Regiimissä 2 IPI:llä oli puolestaan negatiivinen vaikutus. Yhdysvalloissa tämä oli tilastollisesti merkitsevä sekä kohtuullisen merkittävä.

Taulukko 5. Markov regiiminvaihtomallien tulokset.

Muuttuja	Malli 4 EU		Malli 5 EU		Malli 6 EU		Malli 4 US		Malli 5 US		Malli 6 US	
	Reg 1	Reg 2	Reg 1	Reg 2	Reg 1	Reg 2	Reg 1	Reg 2	Reg 1	Reg 2	Reg 1	Reg 2
<i>Vakio</i>	8,25*** (2,55)	91,55*** (3,42)	8,45*** (2,73)	91,57*** (3,41)	8,45 (2,74)	91,57*** (3,41)	0,80 (0,89)	91,38*** (1,44)	1,69 (1,41)	91,35*** (1,32)	1,69 (1,39)	91,35*** (1,33)
<i>IPI_{t-1}</i>	0,91*** (0,03)	-0,15 (0,17)	0,90*** (0,03)	-0,16 (0,17)	0,90*** (0,03)	-0,16 (0,17)	0,96*** (0,01)	-0,53*** (0,11)	0,96*** (0,01)	-0,64*** (0,14)	0,96*** (0,01)	-0,64*** (0,13)
<i>TSS_{t-1}</i>	0,32 (0,22)	-7,27 (5,96)	0,30 (0,23)	-6,81 (6,67)	0,30 (0,23)	-6,81 (6,68)	0,01 (0,07)	-1,89 (2,24)	0,05 (0,08)	-4,87* (2,72)	0,05 (0,08)	-4,87* (2,60)
<i>TSM_{t-1}</i>	-0,52*** (0,19)	-5,59** (2,75)	-0,54*** (0,21)	-6,35 (5,75)	-0,54*** (0,21)	-6,34 (5,80)	-0,01 (0,05)	-1,40 (1,67)	-0,07 (0,10)	-0,12 (1,69)	-0,07 (0,10)	-0,12 (1,58)
<i>R_{t-1}</i>	0,25 (0,29)	5,97** (2,64)	0,24 (0,29)	6,03** (2,64)	0,25 (0,29)	6,03** (2,64)	0,45*** (0,14)	8,74*** (1,69)	0,35* (0,18)	10,64*** (2,08)	0,35* (0,18)	10,64*** (2,08)
<i>EPU_{t-1}</i>	-0,001 (0,001)	-0,09*** (0,03)	-0,001 (0,001)	-0,09*** (0,03)	-0,001 (0,001)	-0,09*** (0,03)	-0,001 (0,0001)	-0,04*** (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,05*** (0,01)	-0,001 (0,001)	-0,05*** (0,01)
<i>ER_{t-1}</i>	0,35 (0,29)	5,86* (3,34)	0,34 (0,28)	6,29 (4,33)	0,34 (0,28)	6,29 (4,36)	0,48*** (0,13)	8,37*** (1,39)	0,37** (0,15)	9,78*** (1,72)	0,37** (0,15)	9,78*** (1,72)
<i>X_{t-1}</i>			-0,009 (0,04)	-0,34 (2,29)	0,23 (0,30)	5,69* (3,24)			0,08* (0,04)	-2,50 (1,82)	0,43** (0,17)	8,15*** (1,62)
<i>SR_{t-1}</i>					0,24 (0,29)	6,03** (2,28)					0,35* (0,18)	10,64*** (2,04)
<i>R²</i>	0,94	0,74	0,95	0,75	0,95	0,75	0,99	0,90	0,99	0,91	0,99	0,91
Residual standard error	1,02	3,46	1,02	3,42	1,02	3,43	0,47	1,44	0,47	1,33	0,47	1,33
Havaintoja	270	270	270	270	270	270	270	270	270	270	270	270
Regiiminvaihdon todennäköisyydet												
Regime 1	0,99	0,16	0,99	0,16	0,99	0,16	0,97	0,43	0,97	0,43	0,97	0,43
Regime 2	0,01	0,84	0,01	0,83	0,01	0,83	0,03	0,57	0,03	0,57	0,03	0,57

Taulukossa: 1) Selittävien muuttujien kerroin kuvaa sen yhden (1) yksikön muutoksen vaikutusta kunkin alueen teollisuustuotannon indeksiin hetkellä $t = 0$. 2) Kaikki arvot ovat pyöristetty kolmen desimaalin tarkkuuteen, ellei se ole ollut riittämätön, jolloin on käytetty ensimmäistä mahdollista pyöristystä. 3) * = p-arvo < 0,1, ** = p-arvo < 0,05, *** = p-arvo < 0,01. 4) Lihavoidut arvot ovat 5 % luottamustasolla tilastollisesti merkitseviä. ($T > |1,96|$). 5) Suluissa muuttujan kertoimen alapuolella on esitetty muuttujan keskihajonta.

6 JOHTOPÄÄTÖKSET JA ARVIOINTI

Tuottokäyrän talouden aktiviteetin ennustekyky on heikentynyt merkittävästi 1980-luvun puolivälin jälkeen, jolloin kehittyneiden maiden suhdannevaihteluiden volatiilisuus vähentyi vuosikymmenestä toiseen. Tämän lisäksi matalat ja negatiiviset ohjauskorot vuoden 2008 jälkeen poistivat tuottokäyrältä liikkumatilaa. Käyrän muutokset, jotka indikoivat erilaisia talouden kehityssuuntia, eivät olleet enää yhtä suuria. Ratkaisua tähän lähdettiin hakemaan varjokoroista, joiden integroiminen tuottokäyrän lyhyeen päähän vapautti tuottokäyrän nolla-alarajasta. Oletuksena on, että tuottokäyrän uusi muoto efektiivisessä alarajassa toisi lisäarvoa talouden aktiviteetin ennustamiseen.

Tulosten perusteella tuoreellakaan aineistolla tuottokäyrällä ei ole tilastollisesti merkitsevää talouden aktiviteetin kehityksen selityskykyä. Tämä on linjassa suurilta osin aiemman kirjallisuuden kanssa. Poikkeuksena Bordon ja Haurbrichin (2021) tutkimus, jossa he osoittavat, että matalat korot eivät välttämättä heikennä tuottokäyrän signaalintikykyä ja Kumarin, Stauvermanin ja Vun (2021) tutkimus, jossa he havaitsivat G7-maissa tuottokäyrällä olleen positiivinen tilastollisesti merkitsevä vaikutus talouskasvuun 2009–2018. Tämän tutkimuksen regressiomallin tulokset poikkeavat tästä, sillä tilastollinen yhteys keskipitkän tuottokäyrän ja teollisuustuotannon indeksin kanssa löydettiin, mutta sen taloudellinen vaikutus oli negatiivinen. Tämä havainto pätee vain euroalueella, ja Yhdysvalloissa tuottokäyrä näyttää menettäneen indikaatiokykynsä täysin.

Varjokorkojen lisäyksellä ei ollut odotusten mukaista vaikutusta malleihin. Saavutetut parannukset olivat lähinnä marginaalisia ja epäsymmetrisiä alueittain. Benjaminin ja Mertensenin (2018) sekä Bauerin ja Rudebuschin (2016) mukaan mallit, jotka eivät huomioi efektiivistä alarajaa tai nolla-alarajaa eivät pysty käsittelemään viimeaikaista taloudellista aineistoa riittävän tehokkaasti ja näin ollen suoriutuvat heikommin. Tässä tutkimuksessa ELB ja ZLB huomioitiin ottamalla varjokäyrä ja varjokorot selittäviksi muuttujiksi ja mallien selityssasteet paransivat vain noin yhden prosentin.

Varjokorot istuivat malliin paremmin Yhdysvaltojen aineistossa. Lähes jokaisessa Markov mallissa varjokorkojen vaikutus oli merkitsevä ja positiivinen. Varjokoroilla kyetään käänteisesti seuraamaan keskuspankin epätavanomaisen

rahopolitiikan vaikutuksia määrällisen elvytyksen kautta. Tulos on linjassa aieman kirjallisuuden kanssa. Wun ja Xian (2019b) mukaan Yhdysvalloissa epätavanomaisen rahapolitiikan keinot ovat toimineet tehokkaammin kuin euroalueella, koska Yhdysvalloissa keskuspankin rahapolitiikka noudatti Taylorin sääntöä tarkemmin. Morell (2018) totesi systemaattisen rahapolitiikan olevan ratkaiseva tekijä tuottokäyrämallien ennustekyvyyssä. Ichiuen ja Uenon (2018) rakenteellisessa VAR-analyysissä osoitettiin epätavanomaisella rahapolitiikalla olevan positiivinen vaikutus BKT:n kasvuun. Kumarin, Stauvermanin ja Vun (2021) mukaan lisämuuttujien lisääminen malliin vahvistaa tuottokäyrän ja talouden kasvun yhteyttä tilastollisesti, mutta ei aktuaalisesti. Tässä tutkimuksessa varjokorkojen lisääminen malliin paransi ainoastaan Yhdysvaltojen lyhyen ajan tuottokäyrän tilastollista merkitsevyyttä Markov-mallien (5) ja (6) regiimissä 2. Lyhyen ajan tuottokäyrän korrelaatiokertoimesta tuli tilastollisesti merkitsevä 10 % tasolla.

Tutkimuksen perusteella voidaan todeta, että tuottokäyrän ja talouskasvun välillä on edelleen yhteys, mutta kuten Dotsey (1998) totesi jo 1990-luvulla, yhteys ei todellakaan ole täydellinen. Tuottokäyrällä on kuitenkin jotain indikaatiokykyä matalien korkojen aikana. Samaan lopputulokseen päätyivät myös Bordo ja Haubrich (2020). Tässä tutkimuksessa ennalta valittu tarkasteluajanjakso saattoi heikentää saatuja tuloksia. Chinn ja Kucko (2015) totesivat tuottokäyrän ennustekyvyn riippuvan siitä, miten hyvin talous reagoi sokkeihin. Nyt valittuun suhteellisen lyhyeen aikajaksoon sisältyi poikkeuksellisen useita ja suuria talouden sokkeja, joista etenkin euroalue ei ehtinyt toipua aineiston aikana. Morell (2018) osoitti talouden sokkien heikentävän tuottokäyrän ennustekykä epäsuorasti endogeenisten rahapoliittisten tekojen seurauksena, ja Estrellan (2005) mukaan vahvat talouspolitiikan toimet heikentävät suoraan tuottokäyrän ennustekykä.

Jatkotutkimus ideana voisi olla selvittää mitkä yhteiset tekijät määrittävät niitä ajanjaksoja, joiden aikana varjokäyrä ja tuottokäyrä ovat merkitseviä talouden indikaattoreita. Tällaista tutkimusta voisi lähteä rakentamaan SPH-menetelmällä. Toinen mahdollinen jatkotutkimusidea olisi selvittää minkälaisia uusia muotoja tuottokäyrä sai varjokorkojen avulla negatiivisten korkojen aikana euroalueella ja Yhdysvalloissa, kun negatiivisten korkojen aika on ainakin toistaiseksi loppunut ja tämän ajanjakson aineistoa voisi tarkastella kokonaisuutena.

Muita tutkimuksen merkittäviä havaintoja on se, että lyhyet korot vaikuttaisivat edelleen olevan hyvä indikaattori talouden aktiviteetille. Samoin osakemarkkinoiden ylisuuret tuotot ovat vahva indikaattori Yhdysvalloissa, ja talouden epävarmuusindeksi euroalueella on merkitsevä. Tuloksissa (taulukkoissa 3 ja 4) epävarmuusindeksin korrelaatiokerroin on erittäin pieni, mutta on hyvä huomioida indeksin arvon vaihtelevan euroalueella 47,7 ja 433,2 välissä, kun vastaava vaihteluväli teollisuusindeksille oli 75,1–110,1. Junttilan ja Vatajan (2018) mukaan osakemarkkinoiden ylisuuret tuotot ja talouden epävarmuusindeksi ovat hyviä indikaattoreita ennustemalleihin. Vastaavasti Baker, Bloom ja Davis (2016), sekä Bordo, Duca ja Koch (2016) osoittivat epävarmuuden kasvamisen aiheuttavan negatiivisia seurauksia taloudelle. Bordo, Duca ja Koch (2016)

osoittavat korkean epävarmuusasteen hidastavan talouden elpymistä. Yleisesti Yhdysvalloissa talouden elpyminen on ollut nopeampaa kuin euroalueella (katso kuva 4.). Tutkimuksen perusteella euroalueella epävarmuus oli tilastollisesti merkitsevämpi, joten tämän osalta tulokset yhtenevät. Tarkempaa kausaliteettia tämän tutkimuksen perusteella ei kuitenkaan voitu osoittaa.

On epäselvää kuinka yleispätevinä nyt saatuja tuloksia voidaan pitää. Tarkasteltu ajanjakso oli vielä suhteellisen lyhyt ja selittävien muuttujien merkitykset vaihtelivat. Lyhyeen tarkasteluajanjaksoon sisältyi poikkeuksellisen useita ja suuria talouden sokkeja. Tutkimuksesta saatiin kuitenkin joitain mielenkiintoisia havaintoja. Ensinnäkin MS-malleissa IPI:n ollessa volatiilimmalla regimillä 2, Yhdysvalloissa on paljon todennäköisempää, että IPI palaa takaisin pienemmän volatiilisuuden regiimiin. Mallien perusteella Yhdysvallat palautuvat tehokkaammin sokeista. Toiseksi yksi tutkielman keskeisiä tuloksia on havainto, jonka mukaan Markov-mallit istuivat aineistoon lineaarisia malleja paremmin.

LÄHTEET

- Alessandri, P. & Nelson, B. D. (2015). Simple Banking: Profitability and the Yield Curve. *Journal of Money, Credit and Banking*. 47(1).
- Baker, S. R., Bloom, N. & Davis, S. J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. *The Quarterly Journal Of Economics*. 131(4).
- Bauer, M. D. & Rudebusch, G. D. (2016). Monetary Policy Expectations at the Zero Lower Bound. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper* 2013-18.
- Benjamin, K. J. & Mertens, E. (2018). A time series model of interest rates with the effective lower bound. *BIS Working Papers*. 715.
- Black, F. (1995). Interest Rates as Options. *The Journal Of Finance*. 1995(7).
- Bluwstein, K., Buckmann, M., Joseph, A., Kapadia, S. & Şimşek, Ö. (2021). Credit growth, the yield curve and financial crisis prediction: Evidence from a machine learning approach. *European Central Bank. Working Paper*. 2614.
- Bordo, M. D., Duca, J. V. & Koch, C. (2016). Economic Policy Uncertainty And The Credit Channel: Aggregate And Bank Level U.S. Evidence Over Several Decades. *National Bureau Of Economic Research*. 22021.
- Bordo, M. D. & Haubrich, J. G. (2020). Low Interest Rates, Policy, And The Predictive Content Of The Yield Curve. *National Bureau of Economic Research*. 27691.
- Bordo, M. D. & Haubrich, J. G. (2021). Some international evidence on the causal impact of the yield curve. *Finance Research Letters*.
- Brooks, C. (2019). *Introductory Econometrics For Finance*. Cambridge University Press.
- Carriero, A., Clark, T. E., Marcellino, M. & Mertens, E. (2021). Forecasting with Shadow-Rate VARs. *Federal Reserve Bank of Cleveland. Working Paper*. 21-09.
- Chauvet, M. & Senyuz, Z. (2016). A dynamic factor model of the yield curve components as a predictor of the economy. *International Journal of Forecasting*. 32 (2016). 324-343.
- Chinn, M. & Kucko, K. (2015). The Predictive Power of the Yield Curve Across Countries and Time. *International Finance*. 18:2. 129-156.
- Choudhry, M. (2019). *Analysing and Interpreting the Yield Curve*. John Wiley & Sons Ltd.
- Christensen, J. H. E. & Rudebusch, G. D. (2013). Modeling Yields at the Zero Lower Bound: Are Shadow Rates the Solution?. *Federal Reserve Bank of San Francisco*. 2013.
- Chun, A. L. (2011). Expectations, Bond Yields, and Monetary Policy. *The Review of Financial Studies*. 24(1). 208-247.
- Colombo, V. (2013). Economic policy uncertainty in the US: Does it matter for the Euro area?. *Economic Letters* 121 (2013). 39-42.
- Dewachter, H., Iania, L. & Lyrio, M. (2014). Information In The Yield Curve. *Journal of Applied Econometrics*. 29(1).

- Dotsey, M. (1998). The Predictive Content of the Interest Rate Term Spread for Future Economic Growth. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*. 84/3.
- Drechsel, K. & Scheufele, R. (2012). The performance of short-term forecasts of the German economy before and during the 2008/2009 recession. *International Journal of Forecasting*. 28(2012). 428-445.
- Duarte, A., Venetis, I. A. & Paya, I. (2005). Predicting real growth and the probability of recession in the Euro area using the yield spread. *International Journal of Forecasting*. 21(2005). 261-277.
- Estrella, A. (2005). Why Does The Yield Curve Predict Output And Inflation?. *The Economic Journal*. 115. 722-744.
- Estrella, A. & Hardouvelis, G. A. (1991). The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity. *The Journal of Finance*. 46. 555-576.
- Estrella, A & Trubin, M. A. (2006). The Yield Curve as a Leading Indicator: Some Practical Issues. *Federal Reserve Bank Of New York*. 12(5).
- Goodfriend, M. (1998). Using the Term Structure of Interest Rates for Monetary Policy. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*. 84/3.
- Ichiue, H. & Ueno, Y. (2018). A Survey-based Shadow Rate and Unconventional Monetary Policy Effects. *Institute for Monetary and Economic Studies*. Discussion Paper Series. 2018-E-5.
- Ingersoll, J. E. (1987). *Theory of Financial Decision Making*. Rowman & Littlefield Publishers inc.
- Junttila, J. & Vataja, J. (2018). Economic policy uncertainty effects for forecasting future real economic activity. *Economic Systems*. 42 (2018). 569-583.
- Karnizova, L. & Li, J. C. (2014). Economic policy uncertainty, financial markets and probability of US recessions. *Economic Letters*. 125. 261-265.
- Koeda, J. (2012). How does yield curve predict GDP growth? A macro-finance approach revisited. *Applied Economic Letters*. 19. 929-933.
- Kortela, T. (2016). A Shadow rate model with time-varying lower bound of interest rates. *Bank of Finland Research Discussion Paper*. 19(2016).
- Kortela, T. & Nelimarkka, J. (2020). The effects of conventional and unconventional monetary policy: identification through the yield curve. *Bank of Finland Research Papers*. 3(2020).
- Kumar, R. R., Stauvermann, P. J. & Vu, H. T. T. (2021). The Relationship between Yield Curve and Economic Activity: An Analysis of G7 Countries. *Journal of Risk and Financial Management*. 14/62.
- Kurman, A. & Otrok, C. (2012). News Shocks and the Slope of the Term Structure of Interest Rates. *Federal Reserve Bank of St. Louis*. Working Paper Series.
- Morell, J. (2018). The decline in the predictive power of the US term spread: A structural interpretation. *Journal of Macroeconomics*. 55(2018). 314-331.
- Ozturk, H. & Pereira, L. F. V. N. (2013). Yield Curve as a Predictor of Recessions: Evidence from Panel Data. *Emerging Markets Finance & Trade*. 49(5).

- Rendu de Lint, C. & Stolin, D. (2003). The predictive power of the yield curve: a theoretical assessment. *Journal of Monetary Economics*. 50(2003). 1603-1622.
- Rossi, B. & Sekhposyan, T. (2008). Has models' forecasting performance for US output growth and inflation changed over time, and when?. *Economic Research Initiatives at Duke*.
- Shi, S., Phillips, P. C. B. & Hurn, S. (2018). Change Detection and the Causal Impact of the Yield Curve. *Journal of Time Series Analysis*. 39. 966-987.
- Sims, E. & Wu, J. C. (2020). Are QE and Conventional Monetary Policy Substitutable?*. *International Journal of Central Banking*. 16(1).
- Stock, J. H. & Watson, M. W. (2003). Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices. *Journal of Economic Literature*. 41. 788-829.
- Stockhammar, P. & Österholm, P. (2016). Effects of US policy uncertainty on Swedish GDP growth. *Empir Econ*. 50. 443-462.
- Volkman, D. A., Maisondieu Laforge, O. J. P. & Wohar, M. (2012). Interactive effect of changes in the shape of the yield curve and conditional term spread on expected equity returns. *Applied Financial Economics*. 22. 1491-1500.
- Wu, J. C. & Xia, F. D. (2016). Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound. *Journal of Money: Credit and Banking*. 48(2-3).
- Wu, J. C. & Xia, F. D. (2017). Time-Varying Lower Bound of Interest Rates in Europe. Chicago Booth. Working Paper 17-06.
- Wu, J. C. & Xia, F. D. (2020). Negative interest rate policy and the yield curve. *Journal of Applied Econometrics*. 35. 653-672.
- Wu, J. C. & Zhang, J. (2019). A shadow rate New Keynesian model. *Journal of Economic Dynamics & Control*. 107.
- Wu, J. C. & Zhang, J. (2019b). Global effective lower bound and unconventional monetary policy. *Journal of International Economics*. 118. 200-216.

LIITE

Liite 1 Varjokorot: <https://sites.google.com/view/jingcynthiawu/shadow-rates>

Liite 2 EPU-indeksit: <https://www.policyuncertainty.com/about.html>