

VAASAN YLIOPISTO
KAUPPATIETEELLINEN TIEDEKUNTA
TALOUSTIEDE

Isa Karttunen

SUOMEN TALOUDEN KASVUN ENNUSTAMINEN
RAHOITUSMUUTTUJILLA JA POLITIIKAN EPÄVARMUUSINDEKSILLÄ

Taloustieteen
pro gradu - tutkielma

VAASA 2016

SISÄLLYSLUETTELO

| | |
|--|----|
| KUVIOLUETTELO | 3 |
| TAULUKKOLUETTELO | 3 |
| TIIVISTELMÄ | 5 |
| 1. JOHDANTO | 7 |
| 2. RAHOITUSMUUTTUJAT JA POLIITTINEN EPÄVARMUUS | 9 |
| 2.1. Tuottokäyrä ja sen muotoa selittävät teoriat | 9 |
| 2.1.1. Puhdas odotusteoria | 10 |
| 2.1.2. Markkinasegmentaatioteoria | 12 |
| 2.1.3. Likviditeettipreferenssiteoria | 13 |
| 2.1.4. Preferred Habitat -teoria | 14 |
| 2.2. Poliittinen epävarmuus | 15 |
| 3. RAHOITUSMUUTTUJIEN JA POLIITTISEN EPÄVARMUUDEN ENNUSTUSKYKY | 18 |
| 3.1. Varallisuustyyppien hinnat | 18 |
| 3.2. Korkoero | 19 |
| 3.2.1. Odotushypoteesi | 20 |
| 3.2.2. Muita ennustuskyvyn selittäviä teorioita | 21 |
| 3.3. Osaketuotot | 23 |
| 3.4. Poliittinen epävarmuus ja investoinnit | 24 |
| 3.5. Poliittinen epävarmuus ja osakemarkkinat | 27 |
| 3.6. Poliittisen epävarmuuden vaikutusten leviäminen | 28 |
| 4. EMPIRIA | 30 |
| 4.1. Regressiomallit | 45 |
| 4.2. Regressioanalyysin tulokset | 47 |
| 4.2.1. Kahden vuosineljänneksen päähän ennustavat mallit | 47 |
| 4.2.2. Neljän vuosineljänneksen päähän ennustavat mallit | 50 |
| 4.2.3. Kahdeksan vuosineljänneksen päähän ennustavat mallit | 52 |
| 4.2.4. Parhaat ennustemallit | 55 |
| 5. JOHTOPÄÄTÖKSET | 59 |
| LÄHTEET | 62 |
| LIITTEET | 69 |
| Liite 1. Kahden vuosineljänneksen regressiomallien tulokset | 69 |
| Liite 2. Neljän vuosineljänneksen regressiomallien tulokset | 73 |
| Liite 3. Kahdeksan vuosineljänneksen regressiomallien tulokset | 76 |

KUVIOLUETTELO

| | |
|--|----|
| Kuvio 1. Euroalueen tuottokäyrä 25.8.2016. | 10 |
| Kuvio 2. Puhtaan odotusteorian ja likviditeettipreemioteorian suhde. | 13 |
| Kuvio 3. Suomen BKT:n neljännesvuosikasvu 1990:1–2015:4. | 39 |
| Kuvio 4. Suomen BKT:n ja korkoeron neljännesvuosikehitys Suomessa 1990:1–2015:4. | 40 |
| Kuvio 5. Suomen BKT:n ja osaketuottojen neljännesvuosikasvu 1990:1–2015:4. | 41 |
| Kuvio 6. Suomen BKT:n ja G7-maiden BKT:n neljännesvuosikasvu 1990:1–2015:4. | 42 |
| Kuvio 7. Suomen BKT:n neljännesvuosikasvu ja USA:n politiikan epävarmuusindeksin vaihtelut 1990:1–2015:4. | 43 |
| Kuvio 8. Suomen BKT:n neljännesvuosikasvu sekä USA:n ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksien vaihtelut 1990:1–2015:4. | 44 |
| Kuvio 9. Puolen vuoden ennustemallien keskivirheet. | 49 |
| Kuvio 10. Vuoden ennustemallien keskivirheet. | 51 |
| Kuvio 11. Kahden vuoden ennustemallien keskivirheet | 54 |
| Kuvio 12. Paras puolen vuoden ennustemalli. | 56 |
| Kuvio 13. Paras vuoden ennustemalli. | 57 |
| Kuvio 14. Paras kahden vuoden ennustemalli. | 58 |

TAULUKKOLUETTELO

| | |
|---|----|
| Taulukko 1. Datan kuvailevat tunnusluvut. | 31 |
| Taulukko 2. Muuttujien keskinäiset korrelaatiot. | 32 |
| Taulukko 3. Suomen BKT:n kasvun ja korkoeron väliset ristikorrelaatiot. | 34 |
| Taulukko 4. Suomen BKT:n ja G7-maiden BKT:n kasvujen väliset ristikorrelaatiot. | 35 |
| Taulukko 5. Suomen BKT:n ja USA:n BKT:n kasvujen väliset ristikorrelaatiot. | 35 |
| Taulukko 6. Suomen BKT:n ja Saksan BKT:n kasvujen väliset ristikorrelaatiot. | 35 |
| Taulukko 7. Suomen BKT:n kasvun ja USA:n politiikan epävarmuusindeksin väliset ristikorrelaatiot. | 36 |
| Taulukko 8. Suomen BKT:n kasvun ja EU:n politiikan epävarmuusindeksin väliset ristikorrelaatiot. | 37 |
| Taulukko 9. Suomen BKT:n kasvun ja Saksan politiikan epävarmuusindeksin väliset ristikorrelaatiot. | 37 |
| Taulukko 10. Suomen BKT:n kasvun ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksin väliset ristikorrelaatiot. | 37 |
| Taulukko 11. Suomen BKT:n kasvun ja osaketuottojen väliset ristikorrelaatiot. | 38 |

VAASAN YLIOPISTO**Kauppätieteellinen tiedekunta**

| | | |
|--------------------------|--|----------------------|
| Tekijä: | Isa Karttunen | |
| Tutkielman nimi: | Suomen talouden kasvun ennustaminen rahoitusmuuttujilla ja politiikan epävarmuusindeksillä | |
| Ohjaaja: | Juuso Vataja | |
| Tutkinto: | Kauppätieteiden maisteri | |
| Laitos: | Taloustiede | |
| Oppiaine: | Taloustiede | |
| Aloitusvuosi: | 2012 | |
| Valmistumisvuosi: | 2016 | Sivumäärä: 78 |

TIIVISTELMÄ

Taloukasvun ennusteita voidaan hyödyntää monissa eri tilanteissa, kuten finanssi- ja rahapoliittisia päätöksiä tehdessä. Tässä tutkielmassa tarkastellaan, miten korkoero, osaketuotot, USA:n ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksit sekä maailman johtavien talousmaiden bruttokansantuotteet (BKT) ennustavat Suomen talouden kehitystä puolen vuoden, vuoden ja kahden vuoden päähän. Korkoerona on käytetty vakiintuneen tavan mukaan pitkien kymmenen vuoden korkojen ja lyhyiden kolmen kuukauden korkojen erotusta ja johtavien talousmaiden BKT:t on valittu G7-maista.

On empiirisesti havaittu, että tuottokäyrän muoto on merkittävä inflaation ja taloudellisen kehityksen ennustaja. Korkoeron ja suhdannevaihteluiden välistä yhteyttä on pyritty yleisimmin selittämään odotushypoteesin avulla. Osaketuottojen osalta potentiaalinen talouden ennustusvoima syntyy siitä, että ne ovat eteenpäin katsovia taloudellisia muuttujia. Taloudellisesti integroituneessa maailmassa on myös todennäköistä, että maailman johtavissa talouksissa lisääntyneen politiikan epävarmuuden vaikutukset leviävät myös muihin maihin ja vaikuttavat näin ollen myös muiden maiden talouskasvuun.

Empiirisessä osuudessa selvitettiin, kuinka hyvin valitut muuttujat ennustavat talouden kasvua Suomessa yhdessä ja erikseen. Saatujen tulosten perusteella voidaan todeta, että kaikilla valituilla muuttujilla on jonkinlaista Suomen talouskasvun ennustusvoimaa niin puolen vuoden, vuoden kuin kahden vuodenkin päähän. Osaketuottojen ja G7-maiden ennustusvoima on kokonaisuudessaan melko vähäistä varsinkin korkoeroon verrattuna, ja yleensä parhaita ennusteita saadaan, kun tarkastellaan kaikkien muuttujien yhteisvaikutusta. USA:n politiikan epävarmuusindeksillä on yksittäin suurempaa ennustusvoimaa kuin Ranskan politiikan epävarmuusindeksillä, joka taas lähes poikkeuksetta ennustaa paremmin yhdessä muiden selittävien muuttujien kanssa, erityisesti kahden vuosineljänneksen päähän. Saatujen tulosten perusteella voidaan sanoa, että politiikan epävarmuusindeksit tulisi ottaa huomioon Suomen talousennusteita tehdessä.

Avainsanat: Korkoero, Tuottokäyrä, Osaketuotot, Suhdannevaihtelut, Poliitiikan epävarmuusindeksi

1. JOHDANTO

Taloukasvun ennusteista voidaan hyötyä monissa eri tilanteissa. Niiden pohjalta voidaan tehdä finanssi- ja rahapoliittisia päätöksiä ja niin julkinen kuin yksityinenkin sektori voivat sovittaa tulevia investointitarpeitaan taloukasvun odotetun tulevan kehityksen mukaan. Päätöksenteko näiden ennusteiden pohjalta vaatii kuitenkin sitä, että taloukasvun ennusteet ovat laadukkaita.

Taloukasvun ennustamiseen voidaan käyttää makrotaloudellisia suureita tai tietoa, jota saadaan rahoitusmarkkinoilta. Ero näiden kahden välillä on siinä, että rahoitusmarkkinoilta saadaan tietoa helposti ja nopeasti. Siinä missä koroista ja osakkeista saadaan tietoa päivittäin, keskeisistä makrotaloudellisista muuttujista, kuten bruttokansantuotteesta, havaintoja on saatavilla vain neljännesvuositasolla ja nämä havainnot tarkentuvat merkittävästi vasta vuoden aikajänteellä.

On empiirisiä havaintoja siitä, että tuottokäyrän muoto on merkittävä taloudellisen kehityksen ja inflaation ennustaja, minkä vuoksi korkoeroa onkin usein käytetty taloussuhdanteita ennakoivana indikaattorina sekä tulevan rahapolitiikan indikaattorina. Talouden reaalisuureiden ja tuottokäyrän välistä yhteyttä on tutkittu melko laajasti, ja aihetta käsittelevää kirjallisuutta löytyy ainakin jo 1980-luvulta lähtien. Useat tutkimukset ovat pyrkineet ennustamaan Yhdysvaltojen BKT:n kasvua korkoeron avulla, mutta vastaavaa tutkimusta on tehty myös muiden kehittyneiden maiden osalta. Esimerkiksi Galbraith ja Tkacz (2000) tutkivat korkoeron ennustuskykyä tuotannon muutosten suhteen G7-maissa. Useissa tutkimuksissa on huomattu, että korkoeron ennustuskyky yltää ainakin vuoden päähän, mutta sen tarkkuus vaihtelee maasta ja ajasta riippuen (Wheelock & Wohar 2009).

Viime vuosina myös poliittinen epävarmuus on ollut näkyvästi esillä taloukeskustelussa. Yhdysvalloissa poliittista epävarmuutta liittyi paljon muun muassa hallituksen tukipakettiin vuoden 2008 finanssikriisin aikana, kuten myös rahoituksen ja terveydenhuollon uudistuksiin sekä veropolitiikkaan. Euroopassa puolestaan huomattavaa poliittista epävarmuutta on velkakriisin aikana ollut niin eurooppalaisten keskuspankkien, poliitikkojen kuin kreikkalaisten äänestäjien toimissa. (Kelly, Pástor & Veronesi 2016.) Viimeaikaiset tutkimukset myös osoittavat, että poliittinen epävarmuus aiheuttaa negatiivisia vaikutuksia taloudelliseen toimintaan. Tutkimuksissa on havaittu, että lyhyellä aikavälillä poliittinen epävarmuus lisää työttömyyttä sekä vähentää

investointeja. On myös havaittu, että suuren epävarmuuden vallitessa osakkeiden hinnat ovat enemmän korreloituneita sekä volatiilimpia. (Fernandes-Villaverde et al. 2012; Baker, Bloom & Davis 2013; Pástor & Veronesi 2013.) Huolimatta poliittisen epävarmuuden huomattavasta keskeisyydestä, empiiristä tutkimusta sen vaikutuksista on vielä vähän ja sen vaikutuksia talouteen ja rahoitusmarkkinoihin ollaan vasta alkamassa ymmärtää.

Tässä tutkielmassa on tarkoitus selvittää, kuinka hyvin Suomen talouskasvua voidaan ennustaa korkoerolla, osaketuotoilla, politiikan epävarmuusindekseillä sekä G7-maiden BKT:n avulla. Selvitetään myös sitä, onko politiikan epävarmuusindekseillä ylipäätään minkäänlaista selitysvoimaa Suomen talouskasvun suhteen. Selittäviä muuttujia testataan sekä yhdessä että erikseen, ja kiinnitetään huomiota siihen, muuttuuko niiden mahdollinen selitysvoima eri malleissa. Ennusteita tehdään kahden-, neljän- ja kahdeksan vuosineljänneksen päähän.

Tutkielma jakautuu siten, että toisessa luvussa käydään läpi tuottokäyrän muotoa ja sen selittäviä teorioita sekä politiikan epävarmuuteen liittyviä havaintoja. Kolmannessa luvussa keskitytään siihen, miksi korkoerolla ja osaketuotoilla tulisi olla ennustusvoimaa tulevan talouskasvun suhteen, ja miksi poliittinen epävarmuus tulisi myös huomioida talousennusteita tehdessä. Neljännessä luvussa testataan korkoeron, osaketuottojen, politiikan epävarmuusindeksien ja G7-maiden BKT:n selitysvoimaa regressioanalyysin avulla. Viimeisessä luvussa tarkastellaan regressioanalyysistä saatuja tuloksia ja tehdään niiden pohjalta johtopäätöksiä siitä, minkälaista mahdollista selitysvoimaa Suomen talouskasvun suhteen valituilla muuttujilla on.

2. RAHOITUSMUUTTUJAT JA POLIITTINEN EPÄVARMUUS

Korot määräytyvät rahan kulloisenkin hetken kysynnän ja tarjonnan perusteella, ja näin ollen niitä voidaan pitää rahan hintana markkinoilla. Korkoihin vaikuttavat inflaatiovauhdin lisäksi laina-aika sekä lainan likviditeetti ja lainan liikkeellelaskijan luottokelpoisuus. Markkinoilla noteerattavia korkoja kutsutaan nimelliskoroiksi ja ne muodostuvat seuraavan yhtälön mukaisesti:

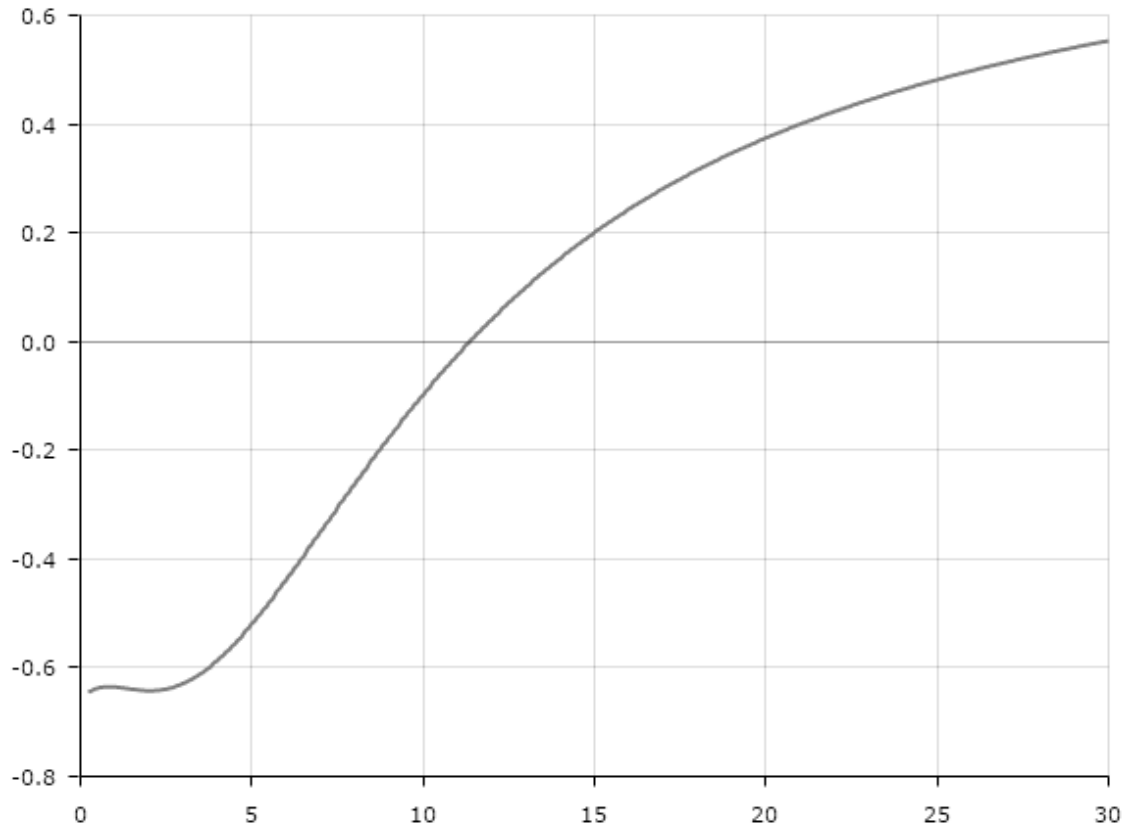
$$\text{Nimelliskorko} = \text{riskitön reaalikorko} + \text{odotettu inflaatio} + \text{maturiteettipreemio} + \text{likviditeettipreemio} + \text{luottoriskipreemio}$$

Maturiteettipreemio kuvaa markkinoiden tuottovaatimusta lainalle laina-ajan kasvaessa ja likviditeettipreemio kuvastaa lainan jälleenmyynnin helppoutta. Luottoriskipreemio ilmentää lainanottajan luottokelpoisuutta, eli todennäköisyyttä sille, että lainanottaja ei pysty maksamaan lainaa takaisin. (Niskanen & Niskanen 2007: 31-32.)

Rahoitusmarkkinoilla noteerattavia nimelliskorkoja voidaan luokitella velkainstrumentin maturiteetin eli laina-ajan perusteella. Lyhyiksi koroiksi luokitellaan korot, joiden maturiteetti on maksimissaan yhden vuoden mittainen ja pitkät ja keskipitkät korot ovat korkoja, joiden maturiteetti on yli vuoden mittainen. (Niskanen & Niskanen 2007: 32.) Näitä laina-ajaltaan eripituisia korkoja havainnollistaa tuottokäyrä.

2.1. Tuottokäyrä ja sen muotoa selittävät teoriat

Tuottokäyrä kuvaa maturiteetiltaan eripituisia korkoja tietyllä ajanhetkellä. Useimmiten tuottokäyrän määrittämisessä käytetään pitkiä valtioiden joukkovelkakirjojen korkoja sekä lyhyitä, kolmen kuukauden korkoja (Stock & Watson 2003: 793). Käyrä voi saada useita eri muotoja, mutta tyypillisesti se on ylöspäin kääntyvä, jolloin pidemmän maturiteetin korkoinstrumenttien tuottovaatimukset ovat korkeampia kuin lyhytaikaisten (James & Webber 2000: 9). Eripituisten korkoinstrumenttien tuottovaatimuserot eivät johdu sarjaobligatioiden luottoriskistä, sillä vastuu kaikkien lainojen takaisinmaksusta on valtiolla. Ero johtuu siitä, että maturiteetiltaan pidempi sijoitus on kauemmin alttiina niin inflaatiovauhdin kuin korkotason muutoksille, ja näin ollen sijoittajat vaativat niistä korkeampaa tuottoa. (Niskanen & Niskanen 2007: 32.)



Kuvio 1. Euroalueen tuottokäyrä 25.8.2016.

Yllä on esitetty Euroalueen tuottokäyrä 25.8.2016 (Euroopan keskuspankki 2016). Pystyakseli kuvaa nimelliskorkoa ja vaaka-akseli maturiteettia vuosissa mitattuna. Euroalueen tuottokäyrä muodostuu AAA- eli parhaan luottoluokituksen saaneiden euroalueen valtioiden velkakirjojen keskimääräisistä koroista. Korot on lajiteltu maturiteetin mukaan.

Tuottokäyrän muotoa eli korkojen aikarakennetta pyritään yleensä selittämään muutamalla eri teorialla. Näitä ovat puhdas odotusteoria, markkinasegmentaatioteoria, likviditeettipreferenssiteoria sekä Preferred Habitat -teoria.

2.1.1. Puhdas odotusteoria

Puhdas odotusteoria (Unbiased Expectation Theory) olettaa, että korkomarkkinoiden ollessa tasapainotilanteessa odotettu tuotto kaikkien eripituisten sijoitusstrategioiden kesken on aina yhtä suuri. Tämän mukaan mikä tahansa sijoitus pitkiin korkoinstrumentteihin tuottaa yhtä paljon kuin samanpituisen aikaperiodin kattavat sijoitukset lyhyisiin korkoinstrumentteihin. (Niskanen & Niskanen 2007: 34–35.) Jos

siis oletetaan lyhyiden korkojen keskiarvon olevan viisi prosenttia seuraavan viiden vuoden ajan, on puhtaan odotusteorian mukaan viiden vuoden koron oltava yhtäläillä viisi prosenttia. Pitkä korko koostuu näin ollen saman aikaperiodin kattavien lyhyiden korkojen keskiarvosta (Branch 1978: 51). Pitkän koron muodostuminen on kuvattu seuraavassa kaavassa:

$$(1) \quad i_{nt} = \frac{i_t + i_{t+1}^e + i_{t+2}^e + \dots + i_{t+(n-1)}^e}{n}$$

Kaavassa nykyperiodin lyhyt korko on i_t , seuraavan periodin odotettu lyhyt korko i_{t+1}^e ja pitkä korko, jonka maturiteetin pituus on n on i_{nt} (Mishkin&Stanley 2003: 131).

Teoria olettaa, että sijoittajat ovat riskineutraaleja (Kettunen 1995: 16). He valitsevat maturiteetista riippumatta velkakirjan, joka antaa korkeimman tuoton. Sijoittajilla ei siis ole preferenssejä korkojen maturiteettien suhteen, vaan päätöksiin vaikuttaa ensisijaisesti tuotto-odotukset. Tämä tekee eripituisista koroista toistensa täydellisiä substituutteja. (Mishkin & Stanley 2003: 130.) Puhdas odotusteoria pyrkii selittämään korkorakennetta markkinoilla vallitsevien korko-odotusten perusteella. Näin ollen edellä esitettyjen oletuksien seurauksena liikkeellä oleva velan määrä ei vaikuta korkorakenteen muotoon, ellei se vaikuta odotusten muodostumiseen. (Kettunen 1995: 15–16.)

Puhtaan odotusteorian mukaan tuottokäyrä voi olla minkä muotoinen tahansa, joskin sen muoto riippuu lyhyitä korkoja koskevista ennusteista. Eripituisten korkojen eroavaisuudet selittyvätkin teorian mukaan sillä, miten lyhyen koron odotetaan muuttuvan tulevaisuudessa. (Mishkin & Stanley 2003: 130.) Tuottokäyrän muoto voi olla laskeva, jos lyhyiden korkojen oletetaan laskevan tulevaisuudessa. Tällöin pitkien lainojen ei tarvitse tuottaa yhtä paljon, kuin ennen uutta oletusta lyhyiden korkojen laskusta. Vastaavasti tuottokäyrä on nouseva tilanteessa, jossa lyhyiden korkojen oletetaan tulevaisuudessa nousevan. Tämän oletuksen seurauksena myös pitkät korot nousevat. (Niskanen & Niskanen 2007: 35.) Tuottokäyrä on vaakasuora vain silloin, jos lyhyiden korkojen ei keskimäärin odoteta muuttuvan tulevaisuudessa, ja puhtaan odotusteorian mukaan tämän tulisikin olla tuottokäyrän yleisin esiintymismuoto. (Mishkin & Stanley 2003: 133.)

Puhdas odotusteoria selittää sen, kuinka eripituiset korot liikkuvat yhdessä yli ajan ja sen, miksi tuottokäyrä on ylös- tai alaspäin kääntyvä. Se ei kuitenkaan onnistu

selittämään sitä, miksi tuottokäyrän yleisin muoto on ylöspäin kääntyvä käyrä. Ylöspäin kääntyvässä tuottokäyrässä oletetaan lyhyiden korkojen nousevan tulevaisuudessa, mutta käytännössä lyhyiden korkojen nousu on yhtä todennäköistä kuin niiden lasku. Tämän vuoksi puhdas odotusteoria esittää, että tuottokäyrän yleisimmän muodon tulisi ennemminkin olla vaakasuora eikä ylöspäin kääntyvä. (Mishkin & Stanley 2003: 133.)

2.1.2. Markkinasegmentaatioteoria

Toinen käytetty teoria on markkinasegmentaatioteoria (Market Segmentation Theory). Sen mukaan maturiteetiltaan eripituisen korkoinstrumenttien markkinat ovat täysin toisistaan riippumattomat ja segmentoidut. Jokaisen eripituisen korkoinstrumentin korko määräytyy sen kysynnän ja tarjonnan mukaan, riippumatta muiden, eri maturiteetin omaavien korkoinstrumenttien odotetuista tuotoista. Puhtaasta odotusteoriasta poiketen markkinasegmentaatioteorian avainoletuksia on se, etteivät eripituiset korot ole lainkaan toistensa substituuotteja. Markkinasegmentaatioteoria selittää tämän sillä, että sijoittajilla on vahvat preferenssit vain tietyn maturiteetin velkakirjoille. Jos sijoittajilla on jokin tietty pitoaika mielessään ja jos velkakirjan maturiteetti vastaa haluttua pitoaikaa, voivat he saada tietyn tuoton täysin ilman riskiä. (Mishkin & Stanley 2003: 133–134.)

Markkinasegmentaatioteoria ei pysty selittämään sitä, miksi eripituiset korot liikkuvat yhdessä, sillä se olettaa eri maturiteetin korot täysin segmentoituneiksi (Mishkin & Stanley 2003: 134). Teoria ei myöskään varsinaisesti pysty ennustamaan tuottokäyrän muotoa, sillä se on yhteensopiva kaikkien korkojen aikarakenteiden kanssa. Pankit sijoittavat mielellään lyhyisiin korkoinstrumentteihin, sillä niiden omat velkasitoumukset ovat luonteeltaan lyhytaikaista pääomaa, ja vakuutusyhtiöt ovat vastaavasti kiinnostuneita pitkistä sijoituskohteista. Tämän seurauksena nouseva tuottokäyrä tulkitaan markkinasegmentaatioteoriassa siten, että pankkien likvidit sijoitukset ovat suuremmat kuin vakuutusyhtiöiden. Tällöin lyhyiden sijoituskohteiden kysyntä on suurempaa ja niistä maksetaan matalampaa korkoa kuin pitkistä sijoituskohteista. Laskeva tuottokäyrä tulkitaan teorian mukaan taas siten, että vakuutusyhtiöillä on suurempi määrä varoja sijoitettavanaan kuin pankeilla. (Niskanen & Niskanen 2007: 35–36.)

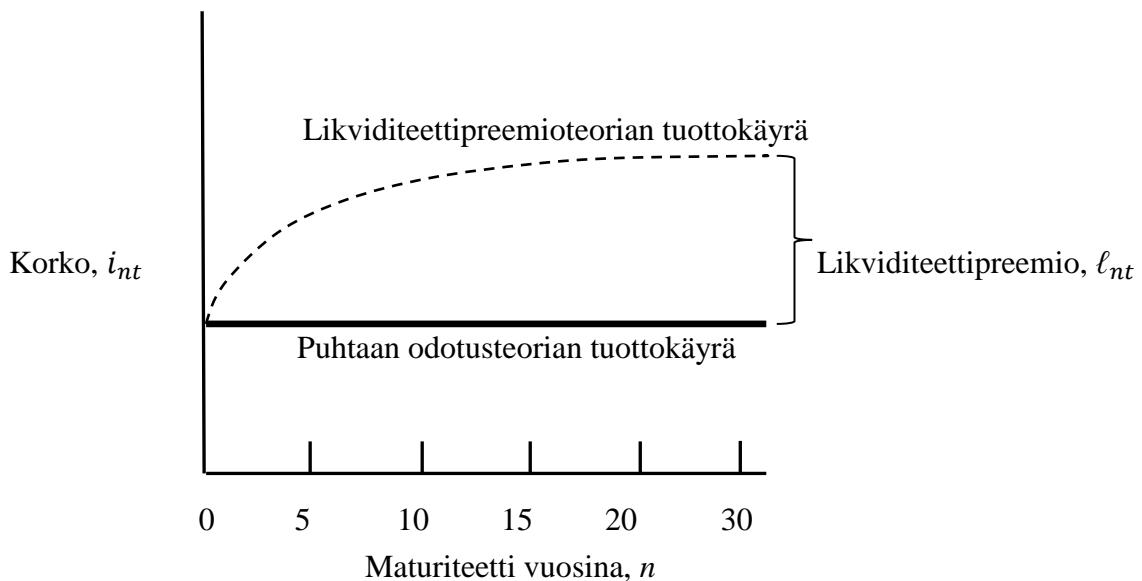
2.1.3. Likviditeettipreferenssiteoria

Likviditeettipreferenssiteoria (Liquidity Preference Theory) on puhtaan odotusteorian ja markkinasegmentaatioteorian yhdistelmä. Sen avainolettamus on, että eripituiset korot ovat toistensa substituuotteja. Yhden velkakirjan odotettu tuotto siis vaikuttaa toisen, maturiteetiltaan eripituisen velkakirjan odotettuun tuottoon. Se ei silti sulje pois sitä, etteikö sijoittajilla olisi preferenssejä korkojen maturiteettien suhteen. (Mishkin & Stanley 2003: 135.) Puhtaasta odotusteoriasta poiketen likviditeettipreferenssiteoria olettaakin sijoittajien olevan riskinkarttajia. Teorian mukaan sijoittajat suosivat lyhyitä korkoinstrumentteja siksi, että ne ovat helpommin realisoitavissa ja niissä on pienempi korkoriski. (Niskanen & Niskanen 2003: 35.) Tästä johtuen pitkien lainojen on tarjottava lyhyitä korkoja suurempi tuotto. Likviditeettipreferenssiteoria kirjoitetaan muotoon

$$(2) \quad i_{nt} = \frac{i_t + i_{t+1}^e + i_{t+2}^e + \dots + i_{t+(n-1)}^e}{n} + \ell_{nt}$$

missä ℓ_{nt} kuvaa likviditeettipreemiota maturiteetin n omaavalle velkakirjalle ajanhetkellä t . (Mishkin & Stanley 2003: 135.)

Puhtaan odotusteorian ja likviditeettipreemioteorian suhde on esitetty graafisesti seuraavassa:



Kuvio 2. Puhtaan odotusteorian ja likviditeettipreemioteorian suhde.

Likviditeettipremio on aina positiivinen ja se kasvaa maturiteetin kasvaessa. Tästä johtuen likviditeettipremioteorian mukainen tuottokäyrä on aina puhtaan odotusteorian oletettaman tuottokäyrän yläpuolella. (Mishkin & Stanley 2003: 135.)

2.1.4. Preferred Habitat -teoria

Preferred Habitat (PH) –teoria on markkinasegmentaatioteorian realistisempi ja maltillisempi versio, ja sen ovat alun perin esittäneet Culbertson (1957) sekä Modigliani ja Sutch (1966). PH-teorialla on yhteneviä piirteitä markkinasegmentaatioteorian kanssa, mutta sen pyrkimys on korjata markkinasegmentaatioteoriassa esiintyvät heikkoudet. PH-teorian mukaan on olemassa sijoittajia, joilla on preferenssejä tiettyjä maturiteetteja kohtaan (Vayanos & Vila 2009). Sijoittajalla oletetaan olevan periodin n ”elinympäristö” (habitat), mikä tarkoittaa, että hänellä on varallisuutta, jota hän ei tarvitse n -periodiin. Tällöin hän aikoo sijoittaa vain n -periodin joukkovelkakirjoihin, sillä hän tietää tarkalleen investoinneistaan saatavat tulot. PH-teorian mukaan korkeampien tuottojen avulla sijoittajat voidaan kuitenkin houkutella pois heidän suosimastaan elinympäristöstä. Sijoittajalla on siis tietyt heidän suosimansa markkinasegmentit, mutta he ovat valmiita luopumaan niistä, mikäli toiset markkinat tarjoavat pääomalle selvästi korkeampia tuottoja. Markkinoiden väliset pääoman tuotot eli maturiteetin korot, määräytyvät kysynnän ja tarjonnan shokkien mukaan kyseiselle maturiteetille tietyllä markkina-alueella. (Vayanos & Vila 2009; Modigliani & Sutch 1966: 183–184.)

Cox et al. (1981) mukaan sijoittajien elinympäristöt eivät johdu kulutuspreferensseistä tietyllä ajanhetkellä, vaan ennemminkin halusta kaihtaa riskejä eli toisin sanoen halusta suojautua koron muutoksilta. Kompensoidakseen pitkien maturiteettien lainojen mahdollisia tappioita, sijoittajat vaativat jonkunlaisen premion. Suuret tappiot ovat hyvinkin mahdollisia, sillä lyhyiden korkojen muutokset mahdollistavat pitkän maturiteetin velkakirjaan sidotun pääoman tuoton huomattavan poikkeaman tuotoista, jos pääoma pidetään jatkuvasti sidottuna lyhyisiin velkakirjoihin. (Cox, Ingersoll & Ross 1981.)

Pitkä korko muodostuu Coxin et. al (1981) mukaan aikapremiosta sekä odotettujen lyhyiden korkojen keskiarvosta. Tuottokäyrä määräytyy siis aikapremiosta sekä rahoitusmarkkinoiden odottamien eri periodien lyhyiden korkojen mukaan. Tuottokäyrän muodon muutokset ovat näin ollen seurausta markkinoiden aikapremion

muutoksista tai muuttuneista odotuksista tulevista lyhyistä koroista. (Cox, Ingersoll & Ross 1981; Hamilton & Kim 2000 9-10). Likviditeettipreferenssiteoriasta poiketen preemio ei välttämättä kasva maturiteetin kasvaessa, vaan PH-teoriassa preemio kuvastaa sitä hintaa, joka on maksettava sijoittajalle, jotta hän siirtyy pois suosimastaan markkinasegmentistä. Näin ollen preemio voi olla joko negatiivinen tai positiivinen, ja Coxin et. al (1981) mukaan riskiä karttavat sijoittajat vaativat pitkille koroille ainoastaan negatiivisia preemioita siirtyäkseen pois melko varmoista lyhyistä koroista. (Cox, Ingersoll & Ross 1981.)

2.2. Poliittinen epävarmuus

Poliittinen epävarmuus on ollut näkyvästi esillä talouden aihepiirissä viime vuosina (Bryan, Pastor & Veronesi 2016). Se voi ilmetä monissa eri muodoissa, kuten muutoksina hallituksessa tai sen harjoittamassa sisä- tai ulkopoliitikassa (Mei & Guo 2004). Poliitiikan ja taloudellisten tulosten välisellä suhteella on myös pitkä historia niin tutkimuksessa kuin julkisessa keskustelussakin. Epävarmuus ja epävakaus ovat merkittävimpiä kanavia, joiden kautta politiikan on ennustettu vaikuttavan taloudellisiin päätöksiin. Erityisesti kannustimet ja epävarmuustekijät, jotka assosioivat mahdollisen kansallisen johdon tai hallituksen politiikan muutosten kanssa, vaikuttavat sekä poliitikkojen että yritysten käyttäytymiseen. (Brandon & Youngsuk 2012.)

Poliittisen epävarmuuden vaikutukset ovat erityisen merkittäviä viimeaikaisen finanssikriisin ja taantuman valossa (Brandon & Youngsuk 2012). Stockin ja Watsonin (2012) tutkimuksen mukaan taantuman aiheuttaneet shokit liittyivät pääasiassa rahoitushäiriöihin sekä kasvaneeseen poliittiseen epävarmuuteen. Mei ja Guo (2004) puolestaan tutkivat poliittisen riskin vaikutusta finanssikriiseihin analysoimalla poliittisten vaalien syklejä. He löysivät merkittävän suhteen poliittisten vaalien syklien ja finanssikriisien välillä: kahdeksan yhdeksästä heidän tutkimastaan finanssikriisistä tapahtui poliittisten vaalien tai poliittisen siirtymävaiheen aikana. Tämän lisäksi poliittiset vaalit näyttävät myös lisäävän epävakautta erityisesti kehittyvillä markkinoilla, joissa poliittinen epävarmuus näyttää olevan noin kolmanneksen suurempaa kuin kehittyneissä talousmaissa. (Mei & Guo 2004; Bloom 2014.)

Yhdysvalloissa poliittista epävarmuutta liittyi paljon hallituksen tukipakettiin vuoden 2008 finanssikriisin aikana, kuten myös rahoituksen ja terveydenhuollon uudistuksiin, veropolitiikkaan, Fedin innovatiiviseen rahapolitiikkaan sekä poliittiseen tasapainoiluun

ylivelkaantumisen kanssa vuosina 2011 ja 2013. Tämän lisäksi Standard & Poor's nimesi poliittisen epävarmuuden keskeiseksi syyksi sen kaikkien aikojen ensimmäiseen Yhdysvaltojen valtionvelan luokituksen laskemiseen vuonna 2011. Euroopassa puolestaan velkakriisi on todistanut huomattavaa epävarmuutta niin eurooppalaisten poliitikkojen, keskuspankkien kuin kreikkalaisten äänestäjien toimissa. Huolimatta poliittisen epävarmuuden keskeisyydestä, sen vaikutuksia talouteen ja rahoitusmarkkinoihin ollaan vasta alkamassa ymmärtää. (Kelly, Pástor & Veronesi 2016.)

Viimeaikaiset tutkimukset osoittavat, että epävarmuus hallituksen toimista synnyttää negatiivisia reaalisia ja taloudellisia vaikutuksia (Kelly, Pástor & Veronesi 2016). Fernandes-Villaverde et al. (2012) mukaan finanssipolitiikkaan liittyvä epävarmuus, joka on mitattu vero- ja menoprosessien volatiliteettien aikavaihteluilla, aiheuttaa negatiivisia vaikutuksia taloudelliseen toimintaan. Epävarmuus tekee yrityksistä varovaisempia ja yrityskohtaisista tuotoista volatiilimpia, joten se muuttaa olennaisesti myös reaktiota taloutta elvyttävää politiikkaa kohtaan. Kasvanut epävarmuus muuttaa hallituksen harjoittaman politiikan suhteellisia vaikutuksia, tehden niistä aluksi tehottomampia ja myöhemmin entistä tehokkaampia. (Bloom, Floretto, Jaimovich, Saporta-Eksten & Terry 2012.) Bakerin, Bloomin ja Davisin (2013) indeksillä laskettuna epävarmuus vähentää myös investointeja sekä lisää työttömyyttä lyhyellä aikavälillä. Samaa indeksiä käyttämällä Pástor ja Veronesi (2013) puolestaan huomasi, että epävarmuus määrittää riskipreemiota, ja että osakkeet ovat volatiilimpia sekä enemmän korreloituneita suuren epävarmuuden vallitessa. Pitkällä aikavälillä poliittisen epävarmuuden vaikutukset puolestaan ovat vielä epäselviä, mutta sillä saattaa olla positiivisia vaikutuksia tutkimus- ja kehitystoimintaan. (Bloom 2014.)

Sekä makro- että mikrotasolla poliittinen epävarmuus on vahvasti vastasyklisiä. Se nousee vahvasti taantumien aikana, ja nousu oli erityisen voimakasta viimeisimmän finanssikriisin aikana. Epävarmuus johtaa ensin jyrkkään BKT:n laskuun ja sitä seuraa hidas elpyminen. Tämä viittaa siihen, että poliittisella epävarmuudella on suuri rooli suhdannevaihtelujen syntymisessä. Epävarmuus kasvaa taantumien aikana osittain siitä syystä, että taantumia aiheuttavat shokit, kuten sodat, öljyn hintashokit ja taloudellinen paniikki, itsessään kasvattavat epävarmuutta. Poliittisen epävarmuuden lisääntyminen on näin ollen osa alkuperäistä taantumaa johtanutta impulssia. Epävarmuus näyttää olevan myös leviävä ja vahvistava mekanismi, koska taloudellinen hidastuminen näyttää aiheuttavan vielä suurempaa epävarmuutta. (Bloom 2014.) Myös teollisuuden tasolla poliittinen epävarmuus on erittäin vastasyklisiä. Alhaisempi teollisuustuotannon kasvu yhdistetään suurempaan teollisuusalan epävarmuuteen. Standard Industrial

Classificationin (SIC) teollisuuden aloilla vuosittainen tuotoksen kasvuaste korreloi negatiivisesti kokonaistuottavuuden shokkien hajonnan kanssa yrityksissä alan sisällä. Tästä johtuen sekä teollisuuden tasolla että aggregaattitasolla huonot ajat, joita leimaa matala tuotannon kasvu, ovat myös epävarmoja aikoja lisääntyneen kokonaistuottavuuden poikkileikkauksellisten shokkien leviämisen suhteen. (Bloom, Floretto, Jaimovich, Saporta-Eksten & Terry 2012).

3. RAHOITUSMUUTTUIJEN JA POLIITTISEN EPÄVARMUUDEN ENNUSTUSKYKY

Varallisuustyyppien hintojen (asset prices) potentiaalinen inflaation ja talouskasvun ennustusvoima syntyy siitä, että ne ovat eteenpäin katsovia taloudellisia muuttujia. Varallisuustyyppien hinnoilla on tärkeä rooli rahapolitiikan välittäjämekanismina, koska ne muun muassa määrittävät varallisuuden arvon. Ne määrittävät myös yritysten ja kotitalouksien vakuuksien arvon, jolla haetaan lainaa pankeista. Lisäksi varallisuushinnoista lähinnä asuntojen hinnat vaikuttavat suoraan inflaatioon, sillä ne tulevat suoraan laskettaessa asumispalveluhinnat kuluttajahintaindeksistä (CPI). Nämä hinnat ovat kiinnostavia myös poliitikkojen kannalta, sillä ne voivat viestittää tulevasta talouskasvun tai inflaation kehityksestä. (Tkacz & Wilkins 2008.) Ylipäätään oletus siitä, että korot ja varallisuustyyppien hinnat sisältävät hyödyllistä tietoa tulevasta talouskehityksestä, ilmentävät koko makrotalouden perustavia käsitteitä. Varallisuustyyppien hintoihin lukeutuvat korot, korkoerot, osaketuotot ja muut finanssimuuttujat. (Stock & Watson 2003: 788.) Myöhemmin tässä luvussa keskitytään varallisuushintojen osalta tarkastelemaan nimenomaan korkoeron ja osaketuottojen mahdollista ennustuskykyä.

3.1. Varallisuustyyppien hinnat

On tutkittu, että joillain varallisuustyyppien hinnoilla on tilastollisesti merkitsevää talouskasvun ennustusvoimaa. Analysoimalla kirjallisuutta ja olemassa olevaa dataa, Stock ja Watson (2003) päätyivät neljään päätelmään niiden ennustuskyvystä. Ensimmäinen päätelmä on, että varallisuushintojen ennustusten luotettavuus vaihtelee maasta ja ajankohdasta riippuen. Hieman epäselvää on se, voidaanko ennustuksen sisältöä hyödyntää luotettavasti, sillä tämä vaatii a-priori -tietoa siitä, minkä varallisuustyyppin hinta soveltuu ennustajaksi missäkin maassa ja millä ajanhetkellä. On myös huomattu, että varallisuushinnat pystyvät ennustamaan paremmin talouskasvua kuin inflaatiota. (Stock & Watson 2003: 789.)

Toinen päätelmä on, että yksittäisiin indikaattoreihin perustuvat ennustukset ovat vaihtelevia. Yleisesti ottaen yksi indikaattori, joka ennustaa hyvin yhdellä ajanhetkellä ei välttämättä ennusta yhtä luotettavasti toisella ajanjaksolla. Edellä mainitun ja indikaattorin vakautta testaavien testitulosten perusteella voidaan normina pitää sitä, että varallisuushintojen ennustusvoima on vaihteleva. (Stock & Watson 2003: 789.)

Usein käytetty metodi potentiaalisen ennustajan löytämiseksi on käyttää Grangerin kausaalisuustestiä. Kolmas päätelmä on, ettei tämä kuitenkaan anna varmuutta siitä, että tunnistettu ennustava suhde olisi vakaa. Empiiriset tulokset osoittavat, että Grangerin testistä saadut merkittävät kausaalisuuden tulokset sisältävät vähän tai eivät lainkaan tietoa siitä, onko indikaattori ollut luotettava selittäjä. (Stock & Watson 2003: 789.)

Viimeinen päätelmä on, että suurin osa indikaattorin epävakauteen liittyvistä ongelmista voidaan kiertää yhdistämällä eri varallisuushintojen sisältämää informaatiota sopivalla tavalla. Inflaation kehityksen ennusteet, jotka yhdistelevät tietoa talouskasvusta ja tuotantokuilusta, vaikuttavat olevan luotettavia ja vakaita, vaikka yksittäiset komponenttien ennusteet eivät ole. (Stock & Watson 2001: 3.)

3.2. Korokoero

On empiirisesti todistettu, että tuottokäyrän muoto on merkittävä inflaation ja taloudellisen kehityksen ennustaja (Estrella 2004: 722). Korokoeroa on usein käytetty taloussuhdanteita ennakoivana indikaattorina sekä tulevan rahapolitiikan indikaattorina. Galbraithin ja Tkacz (2000) tutkimuksessa korokoero onnistui ennustamaan tuotannon muutoksia kaikissa G7-maissa Japania lukuun ottamatta (Galbraithin & Tkacz 2000). Monissa tutkimuksissa on huomattu, että korokoeron ennustuskyky ylittää ainakin vuoden päähän, mutta sen tarkkuus vaihtelee maasta ja ajasta riippuen (Wheelock & Wohar 2009: 419).

On havaittu, että tuottokäyrä käyttäytyy eri tavoin talouden eri suhdanteissa. Laskusuhdanteissa pitkäaikaisten velkakirjojen preemiot ovat yleensä korkeita ja vastaavasti lyhytaikaisten velkakirjojen matalia. Tämä johtaa siihen, että taantumien aikana tuottokäyrä on ylöspäin kääntyvä. Investoijat eivät halua ottaa riskiä talouden huonoina aikoina, joten pitkien korkojen preemiot ovat vastasyklisiä. Lyhyiden korkojen tuotot ovat usein puolestaan suhdanteita voimistavia. Tämä selittyy sillä, että keskuspankki alentaa lyhyitä korkoja taantumien aikana edistääkseen taloudellista kehitystä. (Ang, Piazzesi & Wei 2006: 360.)

Taantumien aikana ylöspäin kääntyvä tuottokäyrä ilmaisee huonoja aikoja tänä päivänä, mutta se kertoo myös paremmista ajoista tulevaisuudessa. Tämän oletuksen seurauksena monet tutkijat ovat ennustaneet BKT:n kasvua tuottokäyrän avulla. Usein korokoero mitataan datan sisältämän pisimmän ja lyhyimmän maturiteetin tuoton

välisestä erotuksesta. BKT:n kasvun oletetaan olevan sitä suurempi, mitä jyrkempi tuottokäyrä tai mitä suurempi korkoero on. On kuitenkin osoitettu, että parametriestimaatin epävakaus voi heikentää tuottokäyrän tulevaisuuden ennustuskyykyä. Siitä huolimatta se on tähän mennessä onnistunut ennusteissaan yllättävän hyvin. Tästä on esimerkkinä se, että lähes jokainen 1960-luvun puolivälin jälkeinen taantuma USA:ssa pystyttiin ennustamaan alaspäin kääntyneen tuottokäyrän avulla. Tuottokäyrä kääntyi laskevaksi tällä aikavälillä vain kerran ilman, että sitä seurasi taantuma. (Ang, Piazzesi & Wei 2006: 360.)

Nimenomaan korkoero pitkien valtion velkakirjojen ja lyhyiden markkinakorkojen välillä näkyy usein merkittävänä selittäjänä malleissa, joilla ennustetaan inflaatiota pitkällä aikavälillä, sekä malleissa, jotka ennustavat taloudellista toimintaa, kuten BKT:n ja teollisuustuotannon kasvua. Kaikista empiirisistä havainnosta huolimatta ei ole löydetty yhtä vakiintunutta teoriaa selittämään, miksi tällainen suhde tuottokäyrän ja taloudellisen aktiviteetin välillä on olemassa. Usein esitetty syy vallitsevalle suhteelle on tuottokäyrän tasoittuminen tiukentuneen rahapolitiikan seurauksena. Tällaista muutosta talouspolitiikassa seuraa usein taloudellisen aktiviteetin sekä inflaation heikkeneminen, mutta viiveellä. Kaiken kaikkiaan selitykset ovat olleet enimmäkseen heuristisia, perustumatta mihinkään tiettyihin malleihin. (Estrella 2004: 722.)

Talouden reaalisuureiden ja tuottokäyrän välistä yhteyttä on tutkittu erilaisten makromallien avulla. Muun muassa Estrella (2004) on kehittänyt mallin, jossa yhdistyvät IS-, LM- ja Phillips -käyrät. Tämä malli noudattaa Fisher –yhtälöä sekä odotushypoteesia. Odotushypoteesi onkin usein käytetty teoria, jota käytetään selittämään korkoeron ja suhdannevaihteluiden välistä yhteyttä.

3.2.1. Odotushypoteesi

Odotushypoteesi olettaa, että pitkät korot muodostuvat nykyisten ja ennustettujen lyhyiden korkojen yhteenlasketusta summasta sekä aikapremiosta. Aikapremio selittää sen, miksi tuottokäyrä on usein ylöspäin kääntyvä, eli toisin sanoen miksi pitkien velkakirjojen preemiot ovat korkeampia kuin lyhyiden. (Wheelock & Wohar 2009: 423.) Gerlach (2003) on johtanut odotushypoteesin seuraavassa esitettyyn matemaattiseen muotoon

$$(3) \quad (1 + R_t^{(N)})^N = \left(1 + E_t R_t^{(L)}\right) x \left(1 + E_t R_{t+1}^{(1)}\right) x \left(1 + E_t R_{t+2}^{(2)}\right) x \dots \\ x \left(1 + E_t R_{t+N-1}^{(1)}\right) x \theta^{(N)}$$

jossa $R_t^{(N)}$ on N maturiteetin korko ajalla t ja aikapremio on $\theta^{(N)}$. Kun määritellään $r_t^{(N)} = \ln(1 + R_t^{(N)})$ ja $\theta^{(N)} = \ln \Theta^{(N)}$ saadaan edellisestä yhtälöstä seuraava muoto:

$$(4) \quad r_t^{(N)} = \theta^{(N)} + \frac{1}{N} \sum_{i=0}^{N-1} r_{t+i}^{(1)}$$

Vähentämällä termi $r_t^{(1)}$ yhtälön molemmilta puolilta ja järjestämällä yhtälön termejä saadaan

$$(5) \quad \frac{1}{N} \sum_{i=0}^{N-1} (E_t r_{t+i}^{(1)} - r_t^{(1)}) = -\theta^{(N)} + r_t^{(N)} - r_t^{(1)}$$

Edellinen yhtälö voidaan tulkita tutkimalla kaikista yksinkertaisinta tapausta, missä $N=2$ ja aikapremion arvoksi oletetaan nolla.

$$(6) \quad \frac{1}{2} (E_t r_{t+1}^{(1)} - r_t^{(1)}) = -\theta^{(2)} + r_t^{(2)} - r_t^{(1)}$$

Tällä tavoin nähdään, että odotetun yhden kuukauden koron muutoksen $(E_t r_{t+1}^{(1)} - r_t^{(1)})$ ja kahden yhden kuukauden koron erotuksen $(r_t^{(2)} - r_t^{(1)})$ välillä on lineaarinen yhteys. Lyhyiden korkojen odotettu nousu merkitsee siis sitä, että tuottokäyräkin on nouseva ja vastakkaisessa tilanteessa päinvastoin.

Viimeisin esitetty yhtälö selittää sen, miksi tuottokäyrällä on ennustuskykyä. Keskuspankin nostessa korkotasoa inflaation hillitsemiseksi myös taloudellinen aktiviteetti heikkenee. Jos inflaation odotetaan kasvavan, keskuspankin oletetaan nostavan lyhyitä korkoja tulevaisuudessa. Viimeisimmän yhtälön mukaan tämä tarkoittaa sitä, että pitkät korot alkavat nousta jo nyt. Jos talouden kehityksen odotukset ovat keskimäärin oikeita, ylöspäin kääntynyt tuottokäyrä kytkeytyy tulevaisuudessa odotettuihin korkeampiin lyhyisiin korkoihin, korkeampaan inflaatioon sekä matalampaan talouskasvuun. (Gerlach 2003: 599.)

3.2.2. Muita ennustuskyvyn selittäviä teorioita

Monet tutkimukset yhdistävät korkoeron talouden kehityksen ennustuskyvyn siihen, kuinka rahapolitiikalla pyritään vakauttamaan tuotannon kasvua. Rahapolitiikan

kiristäminen nostaa sekä lyhyitä että pitkiä korkoja. Lyhyet korot nousevat todennäköisesti enemmän kuin pitkät korot, jos rahapolitiikan odotetaan löystyvän tulevaisuudessa taloudellisen aktiviteetin hidastuttua. Tästä johtuen tiukentunut rahapolitiikka tasoittaa tuottokäyrää tai saa sen kääntymään laskevaksi. Korkeeron ennustusvoima riippuu rahapolitiikan tavoitteista sekä reaktiofunktioista. (Wheelock & Wohar 2009: 423–424.) Reaktiofunktio muodostuu inflaatiolle asetetun tavoitteen poikkeamasta sekä tuotannon trendin poikkeamasta (Peura 1999: 13). Korkeero esimerkiksi ennustaa tuotannon kasvua sitä paremmin, mitä herkemmin rahapolitiikalla puututaan poikkeamiin tuotannon potentiaalisesta kasvusta. Jos rahapolitiikka keskittyy yksinomaan inflaation kontrolloimiseen, tuottokäyrän ennustusvoima heikkenee. Tuottokäyrän ennustuskykyyn vaikuttaa siis se, keskittyykö rahapolitiikan suhteellinen reagointikyky inflaatioon vai tuotannon kasvuun. (Wheelock & Wohar 2009: 424.)

Vastapainona rahapolitiikkaan liittyviin teorioihin voidaan esittää teoria intertemporaalisesta kulutuksesta. Tähän pohjautuvat teoriat johtavat tuottokäyrän jyrkkyyden sekä tulevaisuuden talouskehityksen välisen suhteen yksinomaan talouden rakenteesta. (Wheelock & Wohar 2009: 424.) Real Business Cycle (RBC) –teoria pyrkii selittämään korkoeron ja suhdannevaihteluiden välistä yhteyttä teknologisten shokkien kautta. Väliaikaiset positiiviset shokit lisäävät pääoman tai työn tuottavuutta, ja tästä johtuen saavat aikaan myös väliaikaisen talouden kokonaistuotannon kasvun, sillä teknologian shokeilla on suora vaikutus työn ja pääoman tuottavuuteen. Yksilöt saavat väliaikaisten positiivisten teknologisten shokkien myötä käyttöönsä enemmän kulutettavaa pääomaa, jolloin kuluttajan on tehtävä intertemporaalisia kulutus päätöksiä. (Clinton 1995: 33–34.) Elinkaarihypoteesin (Life Cycle Hypothesis) mukaan pitkällä aikavälillä yksilöt pyrkivät tasoittamaan säästämistään ja kulutustaan, jotta heidän kulutuksensa säilyy melko tasaisena koko heidän elinikänsä ajan (Ando & Modigliani 1964).

RBC-teorian mukaan teknologiset shokit korreloivat positiivisesti talouden kokonaistuotannon ja korkoeron kanssa. Työn tuottavuutta tulevaisuudessa, mutta ei nykyperiodilla, nostava teknologinen shokki saa aikaan odotettujen korkojen kasvun. Nykyperiodilla lyhyt korko pysyy kuitenkin ennallaan, mutta odotettu lyhyiden korkojen kasvu tulevaisuudessa näkyy nykyperiodilla pitkien korkojen kasvuna, jolloin myös nykyperiodin aikainen tuottokäyrä jyrkkenee. Tasoittaessaan intertemporaalista kulutustaan, yksilöt kuluttavat enemmän nykyperiodilla. Tämä johtuu siitä, että työn tuottavuuden ja palkan odotetaan tulevaisuudessa kasvavan. Tulevaisuudessa odotettu positiivinen teknologinen shokki aiheuttaa siis kasvua nykyperiodin kulutuksessa ja

kasvaneen kysynnän myötä kasvua talouden kokonaistuotannossa tulevaisuuden suurempien palkkaodotusten kautta. (Clinton 1995: 33–34.)

Tulevaisuuden negatiivinen teknologinen shokki vaikuttaa käänteisesti. Nykyperiodilla yksilöt lisäävät säästämistä kulutuksen kustannuksella, sillä he ennakoivat tulevaisuuden negatiivisen teknologiashokin aiheuttamaa palkkatulojen vähenemistä. Tästä johtuva negatiivinen kysyntäshokki saa aikaan kokonaistuotannon laskun nykyperiodilla. Nykyperiodilla tulevaisuuden työn tuottavuuden aleneminen näkyy pitkien korkojen laskuna, jonka seurauksena tuottokäyrä loivenee ja kääntyy mahdollisesti jopa laskevaksi. (Clinton 1995: 34.)

3.3. Osaketuotot

Osaketuottojen otoksissa ei yleensä ole merkittävää tulevan tuotannon ennustusvoimaa (Stock & Watson 2001: 13). Monet tutkijat ovat osoittaneet, että osaketuottojen ja odotettujen sekä odottamattomien inflaation komponenttien välinen suhde on negatiivinen. Tällainen negatiivinen suhde on havaittu 1950-luvun alkupuolelta lähtien (Fama 1981: 545). Tutkimukset osoittavat myös sen, että osaketuottojen ennustuskyky tulevan inflaation suhteen on heikkoa. Muun muassa Goodhart ja Hofman (2000) tutkivat tätä käyttäen aineistonaan seitsemäntoista kehittyneen talouden neljännesvuosittaisia tietoja vuosilta 1970–1998. (Stock & Watson 2001: 13.)

Osaketuotot määritetään reaalisina, ja osaketuottojen ja inflaation välinen negatiivinen suhde johdetaan reaalityöväen ja inflaation välisestä negatiivisesta suhteesta. Tämän mallin empiiriset testit ovat olleet onnistuneita monessakin suhteessa. On näyttöä siitä, että osaketuotot ovat positiivisesti kytköksissä reaalityöväen toiminnan suureisiin, kuten pääomamenoihin, keskimääräiseen pääoman tuottoasteeseen ja tuotokseen. Osaketuotot ennustavat BKT:tä talouden supistuessa, mutta sen ennustuskyky taantumakauden ulkopuolella on epäselvempi. Tätä on kuvattu Samuelsonin (1966) kuuluisassa lausahduksessa, jonka mukaan osakemarkkinat ovat ennustaneet yhdeksän viidestä viimeisimmästä taantumasta (Kuosmanen & Vataja 2013: 91). Lisäksi osaketuotot ja inflaatiovauhti on usein liitetty vahvasti tulevan reaalityöväen kehityksen ennustamiseen. Osaketuottojen ja inflaation vaikutukset ovat tosin vastakkaisia. Tämä on yhteensopiva rationaaliseen oletuksen kanssa, jonka mukaan hyödykemarkkinat ja arvopaperimarkkinat asettavat nykyiset hintansa relevanttien reaalityöväen ennusteiden pohjalta. (Fama 1981: 563.)

Meichle, Ranaldo ja Zanetti (2011) tutkivat finanssimuuttujien kykyä ennustaa tulevaa talouskasvua pienessä avoimessa taloudessa. He analysoivat finanssimuuttujien ennustekykyä Sveitsin taloussykliden suhteen kahdeksan vuosineljännestä eteenpäin. Heidän tutkimustuloksensa osoittivat, että finanssimuuttujilla on talouden syklien ennustusvoimaa jopa pienessä avoimessa taloudessa. Selvää näyttöä saatiin myös siitä, että finanssimuuttujien lisäksi malliin tuli lisätä muuttujia, jotka kuvastivat ulkoisia shokkeja, kuten valuuttakursseja. Huomattiin myös, että yksittäisten muuttujien ennustusvoima muuttuu yli ajan. Erityisesti kahden viime vuosikymmenen aikana osakemarkkinoiden likviditeetti näyttää korvanneen korkoeron parhaana yksittäisenä ennustajana. (Meichle, Ranaldo & Zanetti 2011.)

Myös Kuosmanen ja Vataja (2013) ovat tutkineet finanssimuuttujien kykyä ennustaa tulevaa talouskasvua pienessä avoimessa, joskin euroalueeseen kuuluvassa, taloudessa. Heidän tutkimuksessaan kävi ilmi, että ennustusvoima oli kaikista heikoin mallissa, jonka ainoana selittävänä muuttujana olivat osaketuotot. Heidän mukaansa on selvää, ettei osaketuottoja kannata käyttää ainoana tuotannon kasvun ennustajana, sillä lyhyen aikavälin korko on paljon parempi tähän tarkoitukseen. Tosin heidänkin tutkimuksensa mukaan talouden ennustuskyky paranee, mikäli osaketuottojen lisäksi valitaan jokin toinen finanssimuuttuja toiseksi selittäjäksi. (Kuosmanen & Vataja 2013: 93, 96.)

3.4. Poliittinen epävarmuus ja investoinnit

On tehty paljon tutkimuksia siitä, miten poliittinen epävarmuus vaikuttaa talouteen ja sen kasvuun muun muassa investointien ja osakemarkkinoiden kautta. Poliittisen järjestelmän kyvyttömyydellä tarjota erittäin ennustettava ympäristö on ollut seurauksia useissa eri ulottuvuuksissa. Epävarmuuden vaikutukset leviävät globalisoituneessa taloudessa myös yli maiden rajojen, joten se tulisi ottaa huomioon talousennusteita tehdessä. (Stockhammar & Österholm 2016.)

Brandon ja Youngsuk (2012) tutkivat poliittisen epävarmuuden vaikutusta yritysten investointikäyttäytymiseen kansallisten vaalien kontekstissa. Heillä on tutkimuksessaan kaksi eri lähestymistapaa. Ensinnäkin, tyypillisesti politiikan vakiomalleissa oletetaan, että on yksi hyvinvoinnin maksimoiva suunnittelija, joka tekee poliittisia valintoja koko talouden elinkaaren ajan. Todellisuudessa kuitenkin johtajilla on rajalliset määräajat ja heidät voidaan korvata toisilla johtajilla, joilla on mahdollisesti erilaiset poliittiset preferenssit. Vaalien tuloksilla on merkittävää vaikutusta yritysten päätöksiin, sillä ne

vaikuttavat alan sääntelyyn, raha- ja kauppapolitiikkaan, verotukseen ja äärimmäisissä tapauksissa jopa yksityisten yritysten mahdolliseen kansallistamiseen tai pakkolunastukseen. Toiseksi, poliittisen epävarmuuden vaikutuksen tutkiminen investointeihin nähden on haastavaa, johtuen mahdollisesta endogeenisestä yhteydestä epävarmuuden ja talouskasvun välillä, sillä taloudellinen taantuma on itsessään todennäköisesti herättänyt suurta poliittista epävarmuutta. Poliittiset vaalit ympäri maailmaa tarjoavat kuitenkin luonnolliset kokeelliset puitteet testata poliittisen epävarmuuden vaikutusta investointeihin, ja näin ollen on mahdollista selvittää ainakin osa talouskasvun ja poliittisen epävarmuuden välisestä endogeenisuudesta. Vaalit tarjoavat toistuvia tapahtumia, jotka auttavat eristämään poliittisen epävarmuuden vaikutusta investointeihin muista häiritsevistä tekijöistä, jos poliittinen epävarmuus on suurempaa silloin, kuin muutokset kansallisessa johdossa ovat todennäköisempiä. (Brandon & Youngsuk 2012.) Talouskasvun ja poliittisen epävarmuuden välisestä mahdollisesta endogeenisuudesta on tosin eriäviä tutkimuksia. Esimerkiksi Bloom et al. (2012) osoittavat tutkimuksessaan, että käytettäessä kaupan ja vaihtokurssin instrumentaalisia muuttujia, hitaampi teollisuuden alan kasvu ei itsessään kasvata epävarmuutta, vaan epävarmuus näyttää olevan eksogeeninen prosessi. (Bloom, Floretto, Jaimovich, Saporta-Eksten & Terry 2012).

Investointien ja vaalien epävarmuuden välisen yhteyden taustalla oleva intuitio on varsin yksinkertainen. Jos yrityksen näkökulmasta vaalien potentiaalinen tulos voi olla huono, investoimisen odottamisen option arvo kasvaa. Tällöin yritys saattaa rationaalisesti lykätä investoimista siihen saakka, kunnes kaikki tai edes osa poliittisesta epävarmuudesta on ratkaistu. (Brandon & Youngsuk 2012.) Bernanke (1983) on tutkinut tätä investointien ja poliittisen epävarmuuden välistä yhteyttä jo 80-luvulla. Hänen tutkimuksensa avainlöydös oli se, että yksittäisten projektien ollessa peruuttamattomia, on tehtävä sellaisia päätöksiä investointien ajoittamisesta, joissa aikaisesta sitoutumisesta saadut ylimääräiset tuotot voidaan korvata sillä tiedolla, joka kerrytetään odottamalla myöhempää sijoitusajankohtaa. (Bernanke 1983.)

Myös Bloom, Bond ja Van Reenen (2007) ovat mallintaneet reaali-investointien ja poliittisen epävarmuuden välistä yhteyttä. Heidän tutkimuksessaan tuli ilmi, että suuremman poliittisen epävarmuuden vallitessa investoinnit reagoivat varovaisemmin tiettyyn kysyntäshokkiin. Lisäksi he havaitsivat, että muun muassa aggregaatiosta johtuen investointien reaktio positiivisiin kysyntäshokkeihin on konvekssi (Bloom, Bond & Van Reenen 2007.)

Brandon ja Youngsuk (2012) selvittivät tutkimuksessaan, että vaaleja edeltävänä periodina investointimenot supistuivat keskimäärin 4,8 prosenttia, kontrolloiden kassavirtoja, kasvumahdollisuuksia sekä taloudellisia olosuhteita. Lisäksi he löysivät vahvan positiivisen korrelaation talouskasvun ja ennenaikaisten vaalien pitämisen todennäköisyyden välillä, tarkastellessaan ennenaikaisten vaalien determinanteja. Siltä osin, kuin yrityksen investointimenot korreloivat positiivisesti talouskasvun kanssa, viittaa siihen, että endogeenisesti ajoitettujen vaalien sisällyttämisellä regressioon on nettovaikutus, joka vähentää sitä hidastavaa vaikutusta, joka vaalien epävarmuudella on investointeihin. Tämä johtuu siitä, että vaalit yleensä järjestetään suhteellisen suuren taloudellisen suorituskyvyn aikoina. (Brandon & Youngsuk 2012.)

Vertailtaessa eri maita huomattiin, että investointimenojen väliaikainen supistuminen on suurempaa maissa, joissa on vähemmän valvontaa, epävaraampi hallitus sekä suuremmat valtion menot suhteessa BKT:hen. Maiden sisällä puolestaan syklit ovat korostuneempia teollisuuden toimialojen yrityksillä, sillä ne ovat herkempiä poliittisille seurauksille. Havaittiin myös, että tasaväkisemmät vaalit johtavat jyrkempiin investointisykleihin kuin vaalit, joissa annettujen äänien perusteella on selvä voittaja. Investoinnit laskevat myös yhä enemmän vaalivuosien aikana, jolloin istuva kansallinen johtaja on Maailman Pankin luokituksen mukaan ”markkinaystävällinen”. Havaittiin myös, että heti vaalivuotta seuraavana vuonna investointimenot tilapäisesti kasvavat hieman, kun epävarmuus vaalien lopputuloksesta haihtuu. Tämä vaalien jälkeinen investointimenojen kokonaiskasvu jää kuitenkin pienemmäksi kuin ennen vaaleja koettu investointimenojen lasku. (Brandon & Youngsuk 2012.)

Durnevin (2010) mukaan vaaleihin liittyvä poliittinen epävarmuus voi vaikuttaa siihen, miten yritysten investoinnit reagoivat osakemarkkinoihin. Hänen tutkimuksensa osoitti, että vuosina, jolloin vaaleja ei pidetä, investoinnit reagoivat osakemarkkinoihin 40 prosenttia herkemmin kuin vaalivuosina. Vaalivuosien investointien hintaherkyyden väheneminen näyttää johtuvan siitä, että pörssikursseista saatava informaatio vähenee vaalien aiheuttaman epävarmuuden vuoksi. Tälle havaitulle investointien hintaherkyyden muutokselle löydettiin myös maakohtaisia eroja. Investointien hintaherkyyden väheneminen on suurempaa maissa, joissa on paljon korruptiota tai suuri valtionomistus tai silloin, kun vaalit ovat tasaväkiset. Poliittinen epävarmuus johtaa myös tehottomaan pääoman allokonttiin, mikä vähentää yritysten suorituskykyä. (Durnev 2010.)

3.5. Poliittinen epävarmuus ja osakemarkkinat

Poliittinen epävarmuus on liitetty myös osakemarkkinoiden volatiliteettiin (Pastor & Veronesi 2013). Poliitiikan epävarmuushypoteesi olettaa, että informaatio tietyn vaalivoittajan todennäköisyydestä heijastaa tietoa tulevasta makrotalouspolitiikasta. Goodellin ja Vähämaan (2013) tutkimus osoittaa, että implisiittisen volatiliteetin ja vaalien voittajan valinnan todennäköisyyden välinen suhde on positiivinen, mikä vastaa politiikan epävarmuushypoteesin oletusta. Tulos on myös yhdenmukainen oletuksen kanssa, että Yhdysvaltojen presidentinvaaleihin liittyvä poliittinen epävarmuus vaikuttaa osakemarkkinoiden volatiliteettiin investoijien muokatessa odotuksiaan tulevaisuuden makrotalouspolitiikasta (Goodell & Vähämaa 2013).

Chang, Chen, Gupta ja Nguyen (2015) tutkivat syy-yhteyksiä politiikan epävarmuuden ja osakekurssien välillä seitsemän Organization for Economic Co-operation and Development:n (OECD) jäsenmaan kohdalla. Heidän mukaansa sen lisäksi, että epävarmuus valtion puuttumisesta talouden ja markkinoiden kehitykseen vaikuttaa kulutukseen, talouskasvuun, yritysten investointiin ja tuotantoon, myös osakekurssit reagoivat vahvasti politiikan epävarmuusindeksin muutoksiin. Mitä suurempaa epävarmuus on, sitä volatilimpia myös osakemarkkinat ovat. (Chang, Chen, Gupta & Nguyen 2015.)

Kelly ja Pastor (2016) tutkivat poliittisen epävarmuuden hintaa optioiden avulla. Optiot soveltuvat epävarmuuden hinnan selvittämiseen kahdesta syystä. Ensinnäkin optioiden maturiteetit ovat suhteellisen lyhyitä, joten voidaan valita ne optiot, joiden maturiteetti kattaa tietyt poliittiset tapahtumat, kuten kansalliset vaalit tai kansainväliset huippukokoukset. Optio, jonka maturiteetti ulottuu poliittisen tapahtuman yli, suojaa riskeiltä, jotka liittyvät kyseiseen tapahtumaan. Koska tämä poliittinen tapahtuma on usein tärkein option lyhyen elinkaaren aikana oleva tapahtuma, option hinta on hyvä tietolähde siitä, mikä on poliittiselta riskiltä suojautumisen arvo. Toiseksi, optioilla on eri lunastushinnat, mikä mahdollistaa erilaisten poliittisiin tapahtumiin liittyvien riskien, kuten ääritapausriskin (tail risk), tutkimisen. Analyysiin soveltuvat hyvin vaalit ja huippukokoukset, koska ne voivat aiheuttaa merkittäviä poliittisiä muutoksia ja niiden päivämäärät määritetään tarpeeksi varhain, joten ne ovat yleisesti tiedossa ja näin ollen tutkimukseen voidaan valita maturiteetiltaan parhaiten soveltuvat optiot. Nämä tapahtumat tarjoavat siten poliittisen epävarmuuden eksogeenisen vaihtelun lähteen. (Kelly & Pastor 2016.)

Mallin avulla saatiin vahvaa empiiristä näyttöä siitä, että poliittinen epävarmuus todella on hinnoiteltu optiomarkkinoilla. Yhden kuukauden at-the-money myyntioption, jonka maturiteetti kattoi poliittisen tapahtuman, hinta oli yli viisi prosenttia korkeampi kuin toisten vaihtoehtoisten optioiden. Implisiittinen volatilitteetti näytti myös olevan erityisen korkea ennen käänteentekeviä tapahtumia, kuten vuoden 2008 Yhdysvaltojen presidentinvaaleja sekä vuoden 2012 Kreikan vaaleja, jotka molemmat ajoittuvat finanssikriisin ajanjaksolle. Saatu positiivinen keskimääräinen kaltevuus osoittaa, että sijoittajat arvostavat optioiden tarjoamaa suojaa poliittisiin tapahtumiin liittyvää ääritapausriskiä vastaan. Esimerkiksi yhden kuukauden myyntioption, jonka maturiteetti ulottui poliittisen tapahtuman yli, oli keskimäärin lähes kaksi kertaa kalliimpi kuin vaihtoehtoiset optiot. (Kelly & Pastor 2016.)

Ilmeni, että käytetyt optiomarkkinoiden muuttujat saivat korkeammat arvot heikompien taloudellisten olosuhteiden aikana, eli optioiden tarjoama suoja poliittista riskiä vastaan on arvokkaampi heikon taloustilanteen aikana. Poliittista riskiä vastaan suojaavat optiot olivat kahdeksan prosenttia kalliimpia huonon taloustilanteen aikana ja vain yhden prosentin kalliimpia silloin, kun oli vahva taloustilanne. Korkeampia arvoja saatiin myös silloin, kun vaalien tulos oli epävarma. Tämä viittaa siihen, että suurempi epävarmuus lisää optioiden antaman suojan arvoa vaalituloksen epävarmuuteen liittyviä hinta-, ääritapaus- ja varianssiriskejä vastaan. (Kelly & Pastor 2016.)

3.6. Poliittisen epävarmuuden vaikutusten leviäminen

Taloudellisesti integroituneessa maailmassa on todennäköistä, että johtavassa taloudessa, kuten USA:ssa, lisääntyneen politiikan epävarmuuden vaikutukset leviävät myös muihin maihin. Muun muassa Kelly et al. (2016) ovat osoittaneet tutkimuksessaan tätä ilmiötä. Colombo (2013) mallinsi sitä, miten USA:n poliittinen epävarmuus saattaa laukaista eri reaktioita makrotalouden tasolla erityisesti euroalueella. Mallin mukaan euroalueen hinnan ja määrän indikaattorit reagoivat merkittävästi USA:n poliittiseen epävarmuuteen, joskin USA:n epävarmuusindikaattorin eksogeenisen vaihtelun osuus on suurempi kuin sen aiheuttaman eurooppalaisen vastineen (Colombo 2013). Poliittisella epävarmuudella on negatiivinen vaikutus myös osaketuottoihin kaikissa Euroopan Unioniin kuuluvissa maissa (Sum 2012).

USA:n politiikan epävarmuusindeksin vaikutuksia laajojen alueiden kuten Aasian ja Etelä-Amerikan talouskasvuun on tutkittu verrattain paljon. Stockhammar ja Österholm

(2016) puolestaan keskittyivät tutkimuksessaan siihen, millainen vaikutus USA:n politiikan epävarmuusindeksillä on pienen avoimen talouden talouskasvuun. Heidän kohdemaansa on Ruotsi, mutta saatuja tuloksia voidaan soveltaa lisäksi muihin samankaltaisiin pieniin avoimiin talouksiin, jollainen myös Suomi on.

Bakerin et al. (2013) esittämä USA:n politiikan epävarmuusindeksi, jota myös Stockhammar ja Österholm käyttävät tutkimuksessaan, koostuu kolmesta komponentista: finanssi- ja rahapolitiikkaan liittyvien uutisten esiintymistiheydestä, liittovaltion verolainsäädännön säännösten erääntymisajoista ja talouden ennustajien erimielisyyksistä koskien tulevaa inflaatiota ja julkisia hankintoja. Saadut tulokset osoittavat, että politiikan epävarmuuteen liittyvillä shokeilla on merkittävä negatiivinen vaikutus Ruotsin BKT:n kasvuun. Vaikutus näyttää suurimmaksi osaksi johtuvan vaikutuksista investointien ja viennin kasvuun, ja maksimaalinen vaikutus saavutetaan kahden vuosineljänneksen jälkeen. (Stockhammar & Österholm 2016.)

Stockhammar ja Österholm (2016) tutkivat myös sitä, miten politiikan epävarmuusindeksi vaikuttaa teollisuustuotannon kasvuun. BKT:n sijasta selitettävänä muuttujana käytettiin siis teollisuustuotannon kasvua USA:ssa ja Ruotsissa. Saadut tulokset osoittavat, että politiikan epävarmuuden aiheuttamat Yhdysvaltojen teollisuustuotannon shokit vaikuttavat myös Ruotsin teollisuustuotannon kasvuun. Suurin poliittisen epävarmuuden aiheuttama vaikutus Ruotsin teollisuustuotantoon oli -0,6 prosenttia, ja tämä saavutettiin noin kahden vuosineljänneksen jälkeen. Myös politiikan epävarmuuden aiheuttama shokki korkeatuottoisten joukkovelkakirjojen tuottoihin laski teollisuustuotantoa merkittävästi niin Yhdysvalloissa kuin Ruotsissakin. Saadut tulokset tukevat päätelmää, jonka mukaan politiikan epävarmuus tulisi ottaa huomioon analysoidessa pienen avoimen talouden talouskasvua. (Stockhammar & Österholm 2016.)

4. EMPIRIA

Seuraavassa on tarkoitus selvittää ja vertailla empiirisesti, kuinka hyvin korkoero, osaketuotot, politiikan epävarmuusindeksi sekä G7-maiden BKT ennustavat bruttokansantuotteen kehitystä Suomessa. G7-maihin kuuluu seitsemän maailman kehittyneintä talousmaata, jotka ovat Kanada, Ranska, Saksa, Italia, Japani, Iso-Britannia sekä USA (European Commission 2016). Tarkasteluajankohdaksi on valittu 1990:1–2015:4 ja aineisto on neljännesvuosiaineistoa.

Tarkasteluajanjakson aikana Suomen taloudessa on tapahtunut merkittäviä muutoksia. 1990-luvun alussa Suomen talous kärsi lamasta, ja vuonna 1995 Suomi liittyi Euroopan unioniin. Unioniin liittymisen seurauksena EKP on hoitanut Suomen rahapolitiikkaa vuodesta 1999, jolloin euro otettiin käyttöön tilivaluuttana. Markka vaihtui euroksi lopullisesti 1.1.2002, kun euro otettiin käyttöön myös käteisvaluuttana. (Euroopan Unioni 2015.) Tarkasteluajanjaksoon mahtuu mukaan myös vuosituhannen vaihteen IT-kupla sekä maailmanlaajuinen finanssikriisi. IT-kupla johtui uuden teknologian alan yritysten romahtamisesta ja finanssikriisin yhtenä selityksenä pidetään Yhdysvaltojen asuntokuplan puhkeamista, minkä seurauksena yhdysvaltalainen Lehman Brothers – investointipankki kaatui vuoden 2008 syyskuussa (Taylor 2009). Sekä IT-kuplaan että finanssikriisiin liittyi lisääntyntä poliittista epävarmuutta, mikä todennäköisesti näkyy politiikan epävarmuusindeksin arvojen muutoksina. Tarkastelujaksoon mahtuu myös Kreikan velkaongelmat, Venäjälle määrätyt talouspakotteet, Ukrainan kriisi ja pakolaiskriisi, jotka kaikki ovat lisänneet poliittista epävarmuutta.

Ennustettaessa talouskasvua korkoerolla, on tullut tavaksi käyttää kymmenen vuoden korkoa pitkänä korkona ja kolmen kuukauden korkoa lyhyenä korkona. Korkoero (ts) on laskettu vähentämällä kunkin vuosineljänneksen pitkästä korosta (il) saman hetken lyhyt korko (is).

$$(7) \quad ts = il - is$$

Grafiikoissa korkoeroa tullaan merkitsemään ts :llä. Vastaavasti osaketuottojen neljännesvuosimuutosta tullaan merkitsemään $qspfin$:llä, Suomen BKT:n neljännesvuosikasvua $qfin$:llä, puolivuositista kasvua $qqfin$:llä, vuosikasvua $yfin$:llä ja kahden vuoden kasvua $yyfin$:llä. Saksan BKT:n neljännesvuosikasvu on $qger$, USA:n qus ja G7-maiden $qg7$, ja EU:n, USA:n, Saksan ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksit (PUI) ovat $puieu$, $puius$, $puiger$ ja $puifr$.

Taulukko 1. Datan kuvailevat tunnusluvut.

| | Keskiarvo | Mediaani | Minimi | Maksimi | Keskihajonta |
|-----------------|-----------|----------|--------|---------|--------------|
| Suomen BKT (Q) | 0,37 | 0,40 | -7,15 | 3,28 | 1,29 |
| Suomen BKT (2Q) | 0,75 | 1,14 | -8,86 | 4,64 | 2,14 |
| Suomen BKT (4Q) | 1,58 | 2,65 | -9,62 | 6,78 | 3,71 |
| Suomen BKT (8Q) | 3,53 | 5,49 | -9,89 | 12,49 | 6,02 |
| Korkoero | 1,29 | 1,35 | -2,89 | 4,68 | 1,39 |
| Osaketuotot (Q) | 1,61 | 3,41 | -34,84 | 41,62 | 13,03 |
| G7 BKT (Q) | 0,46 | 0,51 | -2,25 | 1,41 | 0,51 |
| Saksan BKT (Q) | 0,31 | 0,36 | -4,50 | 2,03 | 0,82 |
| USA:n BKT (Q) | 0,59 | 0,60 | -2,11 | 1,90 | 0,62 |
| USA PUI | 4,63 | 4,59 | 4,15 | 5,37 | 0,28 |
| EU PUI | 4,72 | 4,69 | 4,03 | 5,55 | 0,34 |
| Saksa PUI | 4,66 | 4,67 | 3,86 | 5,64 | 0,36 |
| Ranska PUI | 4,71 | 4,71 | 3,00 | 5,83 | 0,57 |

Taulukossa 1. on esitetty datan kuvailevat tunnusluvut kokonaisuudessaan. Lukuun ottamatta politiikan epävarmuusindeksejä, jotka ovat indeksimuodossa, tunnusluvut on esitetty prosentteina. BKT:n vuosineljännes-, puolivuosi-, vuosi- ja kahden vuoden kasvut on merkitty taulukkoon Q, 2Q, 4Q ja 8Q. Taulukkoon kootuista kuvailevista tunnusluvuista käy ilmi, että BKT:n keskimääräinen vuosineljänneksittäinen kasvunopeus on ollut 0,37 %, puolivuosiskasvu 0,75 %, vuosikasvu 1,58 % ja kahden vuoden kasvu 3,53 %. Neljännesvuosikasvu on ollut maksimissaan (3,28 %) lähes yhtä suurta kuin kahden vuoden keskimääräinen kasvu, ja vuosikasvu on ollut suurimmillaan jopa 6,78 %. Minimissään vuosikasvu on ollut peräti -9,62 %. Tarkasteluun valituista bruttokansantuotteista ainoastaan Saksan BKT:n neljännesvuosikasvu on jäänyt keskiarvoltaan Suomen BKT:n neljännesvuosikasvua pienemmäksi sen arvon ollessa 0,31 %. Tosin tarkasteluajanjaksolla Saksan neljännesvuosittainen talouskasvu on ollut tasaisempaa kuin Suomen, sillä Saksan BKT:n keskihajonta (0,82) on pienempi kuin Suomen BKT:n (1,29). G7-maiden ja USA:n keskimääräinen vuosineljänneksittäinen talouskasvu on ollut jo huomattavasti suurempaa kuin Suomen. G7-mailla kasvuvauhti on ollut keskimäärin 0,46 % ja USA:lla 0,59 %. Molemmista tapauksissa talouskasvu on ollut tarkasteluajanjaksolla keskihajonnan sekä minimi- ja maksimiarvojen perusteella Suomen talouskasvua tasaisempaa.

Muuttujien keskinäiset korrelaatiot on esitetty taulukossa 2. Kaikki muuttujat korreloivat tilastollisesti merkitsevästi keskenään.

Taulukko 2. Muuttujien keskinäiset korrelaatiot.

| | |
|----------|-----------------|
| Korkoero | |
| 0,3762 | Suomen BKT (Q) |
| 0,3908 | Suomen BKT (2Q) |
| 0,3408 | Suomen BKT (4Q) |
| 0,154 | Suomen BKT (8Q) |
| 1 | Korkoero |

| | | | | | |
|-----------------|---------------|-------------|------------|---------|-----------------|
| Osaketuotot (Q) | Saksa BKT (Q) | USA BKT (Q) | G7 BKT (Q) | USA PUI | |
| 0,4154 | 0,608 | 0,4492 | 0,6081 | -0,4866 | Suomen BKT (Q) |
| 0,2957 | 0,5545 | 0,4871 | 0,5887 | -0,514 | Suomen BKT (2Q) |
| 0,1793 | 0,3902 | 0,3249 | 0,4102 | -0,5191 | Suomen BKT (4Q) |
| 0,015 | 0,1565 | 0,1285 | 0,1854 | -0,517 | Suomen BKT (8Q) |
| 0,307 | 0,1284 | 0,2785 | 0,2613 | -0,1778 | Korkoero |
| 1 | 0,2802 | 0,4426 | 0,4581 | -0,3756 | Osaketuotot (Q) |
| | 1 | 0,3989 | 0,6927 | -0,2728 | Saksa BKT (Q) |
| | | 1 | 0,8393 | -0,46 | USA BKT (Q) |
| | | | 1 | -0,4609 | G7 BKT (Q) |
| | | | | 1 | USA PUI |

| | | | |
|---------|-----------|------------|-----------------|
| EU PUI | Saksa PUI | Ranska PUI | |
| -0,2501 | -0,3777 | -0,3418 | Suomen BKT (Q) |
| -0,2606 | -0,4399 | -0,3782 | Suomen BKT (2Q) |
| -0,2717 | -0,4261 | -0,4135 | Suomen BKT (4Q) |
| -0,3789 | -0,3926 | -0,5433 | Suomen BKT (8Q) |
| 0,0893 | -0,2198 | -0,0783 | Korkoero |
| -0,1821 | -0,3161 | -0,2481 | Osaketuotot (Q) |
| -0,2353 | -0,2008 | -0,2017 | Saksan BKT (Q) |
| -0,2309 | -0,3861 | -0,3115 | USA:n BKT (Q) |
| -0,2966 | -0,361 | -0,3394 | G7 BKT (Q) |
| 0,6991 | 0,7434 | 0,6414 | USA PUI |
| 1 | 0,8624 | 0,7836 | EU PUI |
| | 1 | 0,6042 | Saksa PUI |
| | | 1 | Ranska PUI |

Havaitaan, että minkään käytettävän kahden eri muuttujan välillä ei ole täydellistä lineaarista riippuvuutta. Kaikkien Suomen BKT:n kasvujen kanssa vahvin korrelaatio saatiin G7-maiden BKT:n kanssa. Heikoin korrelaatio kaikkien Suomen BKT:n kasvujen kanssa oli puolestaan USA:n BKT:llä, joka alimmillaan oli vain 0,13. Heikoin positiivinen korrelaatio selitettävän muuttujan kanssa oli osaketuottojen ja Suomen BKT:n kahden vuoden kasvun kanssa ($r = 0,015$). Huomataan myös, että osaketuotot korreloivat Suomen BKT:n kasvujen kanssa korkeoera heikommin neljännesvuosikasvua lukuun ottamatta. Regressioanalyysin taustaoletukset toteutuvat siltä osin, että selittävät muuttujat eivät korreloi keskenään liian voimakkaasti. Suomen BKT:n neljännesvuosi-, puolivuosi- ja vuosikasvut ovat vahvimmin negatiivisesti korreloituneita USA:n politiikan epävarmuusindeksin kanssa. Suurin negatiivinen korrelaatio saatiin kuitenkin Suomen BKT:n kahden vuoden kasvun ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksin välillä ($r = -0,54$). Kaikki politiikan epävarmuusindeksit korreloivat negatiivisesti Suomen BKT:n kasvujen kanssa, mikä on yhdenmukainen tulos eri tutkimuksissa havaitusta politiikan epävarmuusindeksin vastasyklisyydestä. Myöhemmin ennustemalleja tehdessä malleihin otetaan eri maiden bruttokansantuotteista ja politiikan epävarmuusindekseistä mukaan vain G7-maiden BKT sekä USA:n ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksit, sillä ne korreloivat vahvimmin Suomen BKT:n kasvujen kanssa.

Muuttujien väliset ristikorrelaatiot, eli kahden aikasarjan väliset korrelaatiot eri viiveen arvoilla, on esitetty taulukoissa 3-11. Suomen BKT:n kasvun ja korkoeron väliset ristikorrelaatiot on havainnollistettu taulukossa 3. Tuloksista nähdään, että suurin ristikorrelaatioarvo Suomen BKT:n ja korkoeron välillä saadaan puolen vuoden kasvun ja korkoeron välillä (0,29) ja se on myös tilastollisesti erittäin merkitsevä ($p < .001$). Korkoerolla on eniten tilastollisesti merkitseviä arvoja neljännesvuosikasvun suhteen. Siinä tilastollinen merkitsevyys yltää kolmen kvartaalin päähän, ja samalla kuin tilastollinen merkitsevyys heikkenee, myös saadut ristikorrelaatioarvot pienenevät. Vastaava tilanne on havaittavissa myös puolen vuoden ja vuoden BKT:n kasvujen kohdalla, joskin tilastollinen merkitsevyys katoaa jo kahden vuosineljänneksen jälkeen. Kahden vuoden Suomen BKT:n kasvun ja korkoeron välisen ristikorrelaation tulokset poikkeavat huomattavasti muista. Kahden vuoden Suomen BKT:n kasvun ja korkoeron välinen ristikorrelaatio saa tilastollisesti merkitseviä arvoja seitsemän ja kahdeksan vuosineljänneksen kohdalla ja nämä arvot ovat myös negatiivisia, joten ne eivät ole myöskään yhdenmukaisia teorian kanssa. Merkittävin ristikorrelaation arvo saadaan kahdeksan vuosineljänneksen kohdalla (-0,23) ja mitä lähemmäs nykyistä ajanhetkeä tullaan, sitä enemmän arvot lähenevät nollaa.

Taulukko 3. Suomen BKT:n kasvun ja korkoeron väliset ristikorrelaatiot.

| Viivästys | Ristikorrelaatio qfin ja ts | Ristikorrelaatio qqfin ja ts | Ristikorrelaatio yfin ja ts | Ristikorrelaatio yyfin ja ts |
|-----------|--------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|
| -8 | 0,000 | -0,020 | -0,068 | -0,225** |
| -7 | 0,038 | 0,013 | -0,060 | -0,182* |
| -6 | 0,082 | 0,055 | -0,018 | -0,158 |
| -5 | 0,098 | 0,101 | 0,026 | -0,146 |
| -4 | 0,111 | 0,117 | 0,061 | -0,136 |
| -3 | 0,171* | 0,158 | 0,125 | -0,110 |
| -2 | 0,209** | 0,220** | 0,165* | -0,032 |
| -1 | 0,276*** | 0,291*** | 0,230** | 0,060 |
| 0 | 0,376*** | 0,391*** | 0,341*** | 0,154 |

Taulukoissa 4, 5 ja 6 on esitetty Suomen BKT:n kasvun ja G7-maiden, USA:n ja Saksan BKT:n kasvujen väliset ristikorrelaatiot. Suomen BKT:n ja G7-maiden BKT:n kasvujen välinen ristikorrelaatio on tilastollisesti merkitsevä enimmillään vain kahden vuosineljänneksen päähän, jonka jälkeen tilastollinen merkitsevyys katoaa. Kaikista suurin ristikorrelaatioarvo näiden välillä saatiin Suomen BKT:n neljännesvuosikasvun ja G7-maiden BKT:n kasvun välillä yhden vuosineljänneksen kohdalla (0,36) ja on tilastollisesti erittäin merkitsevä ($p < .001$). Neljänneksen vuosineljänneksen kohdalla ristikorrelaatio muuttuu jopa negatiiviseksi, mutta nämä arvot eivät ole enää tilastollisesti merkitseviä. Hyvin samantyyllisiä tuloksia saadaan myös Suomen BKT:n kasvun sekä Saksan ja USA:n bruttokansantuotteiden kasvujen ristikorrelaatioiden tuloksista. Tilastollinen merkitsevyys kestää maksimissaan kahden vuosineljänneksen päähän, tosin Saksan kohdalla ristikorrelaatio on tilastollisesti merkitsevä vain yhden vuosineljänneksen kohdalla. Muutaman vuosineljänneksen jälkeen arvot muuttuvat niin ikään negatiivisiksi ja tilastollinen merkitsevyys katoaa. Voidaan siis olettaa, ettei G7-maiden, Saksan tai USA:n BKT:n kasvuilla ole suurta ennustusvoimaa varsinkaan malleissa, jossa Suomen talouskasvua ennustetaan vuoden tai kahden vuoden päähän.

Taulukko 4. Suomen BKT:n ja G7-maiden BKT:n kasvujen väliset ristikorrelaatiot.

| Viivästys | Ristikorrelaatio qfin ja qg7 | Ristikorrelaatio qqfin ja qg7 | Ristikorrelaatio yfin ja qg7 | Ristikorrelaatio yyfin ja qg7 |
|-----------|---------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|
| -8 | 0,015 | 0,002 | -0,013 | -0,007 |
| -7 | -0,074 | -0,031 | -0,028 | -0,049 |
| -6 | -0,141 | -0,129 | -0,069 | -0,089 |
| -5 | -0,071 | -0,132 | -0,087 | -0,100 |
| -4 | -0,003 | -0,045 | -0,106 | -0,068 |
| -3 | 0,054 | 0,031 | -0,066 | -0,048 |
| -2 | 0,178* | 0,132 | 0,050 | -0,007 |
| -1 | 0,359*** | 0,325*** | 0,196** | -0,074 |
| 0 | 0,608*** | 0,589*** | 0,410*** | 0,185* |

Taulukko 5. Suomen BKT:n ja USA:n BKT:n kasvujen väliset ristikorrelaatiot.

| Viivästys | Ristikorrelaatio qfin ja qus | Ristikorrelaatio qqfin ja qus | Ristikorrelaatio yfin ja qus | Ristikorrelaatio yyfin ja qus |
|-----------|---------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|
| -8 | 0,042 | -0,007 | -0,004 | -0,016 |
| -7 | -0,089 | -0,022 | -0,030 | -0,052 |
| -6 | -0,109 | -0,120 | -0,062 | -0,093 |
| -5 | -0,007 | -0,072 | -0,052 | -0,065 |
| -4 | -0,002 | -0,005 | -0,080 | -0,016 |
| -3 | 0,012 | -0,004 | -0,048 | -0,022 |
| -2 | 0,182* | 0,104 | 0,044 | 0,006 |
| -1 | 0,358*** | 0,321*** | 0,153 | 0,072 |
| 0 | 0,449*** | 0,487*** | 0,325*** | 0,129 |

Taulukko 6. Suomen BKT:n ja Saksan BKT:n kasvujen väliset ristikorrelaatiot.

| Viivästys | Ristikorrelaatio qfin ja qger | Ristikorrelaatio qqfin ja qger | Ristikorrelaatio yfin ja qger | Ristikorrelaatio yyfin ja qger |
|-----------|----------------------------------|-----------------------------------|----------------------------------|-----------------------------------|
| -8 | -0,165 | -0,162 | -0,077 | -0,038 |
| -7 | -0,125 | -0,157 | -0,117 | -0,077 |
| -6 | -0,139 | -0,150 | -0,156 | -0,131 |
| -5 | -0,133 | -0,153 | -0,160 | -0,181* |
| -4 | 0,031 | -0,047 | -0,091 | -0,127 |
| -3 | 0,090 | 0,052 | -0,059 | -0,109 |
| -2 | 0,093 | 0,095 | -0,002 | -0,067 |
| -1 | 0,289*** | 0,244** | 0,164 | 0,042 |
| 0 | 0,608*** | 0,555*** | 0,390*** | 0,157 |

Suomen BKT:n kasvun ja politiikan epävarmuusindeksien ristikorrelaatioiden tulokset on esitetty taulukoissa 7-10. Tulokset näyttävät tukevan sitä oletusta, että politiikan epävarmuus on vastasyklisiä, sillä ne saavat ainoastaan negatiivisia arvoja. Myös tilastollinen merkitsevyys on huomattavasti suurempaa, kuin aiemmissa ristikorrelaatioissa. Neljännesvuosikasvu lukuun ottamatta Ranskan, USA:n ja EU:n politiikan epävarmuusindeksin ristikorrelaatioarvot säilyvät tilastollisesti erittäin merkitsevinä ($p < .001$) tai tilastollisesti merkitsevinä ($p < .01$) jopa kahdeksan vuosineljänneksen päähän. Saksan ja EU:n politiikan epävarmuusindeksien ristikorrelaatiotulosten tilastollinen merkitsevyys oli heikointa erityisesti Suomen BKT:n yhden vuosineljänneksen kasvun kanssa. Muidenkin epävarmuusmuuttujien kohdalla yhden kvartaalin kasvun kanssa saadut ristikorrelaatioarvot olivat heikoimpia. Suurin arvo (-0,56) saatiin Suomen BKT:n kahden vuoden kasvun ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksin välisestä ristikorrelaatiosta yhden vuosineljänneksen kohdalla. Ehkä hieman yllättäen Ranskan politiikan epävarmuusindeksin kaikki arvot kahdeksaan vuosineljänneksen asti olivat tilastollisesti erittäin merkitseviä ($p < .001$) kaikkien Suomen BKT:n kasvujen kohdalla. Lisäksi ne saivat suurimmat negatiiviset ristikorrelaatioarvot kaikista politiikan epävarmuusindekseistä Suomen BKT:n yhden ja kahden vuoden kasvujen kanssa. Myös Suomen BKT:n yhden ja kahden vuosineljänneksen kasvujen kohdalla saadut ristikorrelaatiotulokset olivat hyvin lähellä niistä saatuja suurimpia arvoja, jotka saatiin USA:n politiikan epävarmuusindeksin kanssa. Siinä missä USA:n politiikan epävarmuusindeksi sai suurimmat negatiiviset ristikorrelaatioarvot BKT:n kasvujen kanssa yhden vuosineljänneksen kohdalla, Ranskan politiikan epävarmuusindeksi sai huomattavasti suurempia ristikorrelaatioarvoja useamman vuosineljänneksen päähän. Kahdeksan vuosineljänneksen kohdalla Ranskan politiikan epävarmuusindeksi sai lähes kaksi kertaa suurempia arvoja, kuin USA:n politiikan epävarmuusindeksi.

Taulukko 7. Suomen BKT:n kasvun ja USA:n politiikan epävarmuusindeksin väliset ristikorrelaatiot.

| Viivästys | Ristikorrelaatio qfin ja puius | Ristikorrelaatio qqfin ja puius | Ristikorrelaatio yfin ja puius | Ristikorrelaatio yyfin ja puius |
|-----------|-----------------------------------|------------------------------------|-----------------------------------|------------------------------------|
| -8 | -0,162 | -0,222** | -0,245** | -0,215** |
| -7 | -0,206** | -0,221** | -0,260*** | -0,217** |
| -6 | -0,268*** | -0,283*** | -0,294*** | -0,259** |
| -5 | -0,224** | -0,297*** | -0,296*** | -0,302*** |
| -4 | -0,262*** | -0,294*** | -0,332*** | -0,343*** |
| -3 | -0,295*** | -0,330*** | -0,369*** | -0,376*** |
| -2 | -0,372*** | -0,401*** | -0,400*** | -0,426*** |
| -1 | -0,364*** | -0,444*** | -0,436*** | -0,451*** |
| 0 | -0,487*** | -0,514*** | -0,519*** | -0,517*** |

Taulukko 8. Suomen BKT:n kasvun ja EU:n politiikan epävarmuusindeksin väliset ristikorrelaatiot.

| Viivästys | Ristikorrelaatio qfin ja puieu | Ristikorrelaatio qqfin ja puieu | Ristikorrelaatio yfin ja puieu | Ristikorrelaatio yyfin ja puieu |
|-----------|--------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|
| -8 | -0,118 | -0,195** | -0,269*** | -0,316*** |
| -7 | -0,188* | -0,199** | -0,270*** | -0,312*** |
| -6 | -0,155 | -0,214** | -0,264*** | -0,322*** |
| -5 | -0,209** | -0,230** | -0,277*** | -0,347*** |
| -4 | -0,125 | -0,205** | -0,263*** | -0,375*** |
| -3 | -0,139 | -0,164* | -0,245** | -0,375*** |
| -2 | -0,160 | -0,183* | -0,234** | -0,383*** |
| -1 | -0,164* | -0,205** | -0,222** | -0,379*** |
| 0 | -0,250** | -0,261** | -0,272*** | -0,379*** |

Taulukko 9. Suomen BKT:n kasvun ja Saksan politiikan epävarmuusindeksin väliset ristikorrelaatiot.

| Viivästys | Ristikorrelaatio qfin ja puiger | Ristikorrelaatio qqfin ja puiger | Ristikorrelaatio yfin ja puiger | Ristikorrelaatio yyfin ja puiger |
|-----------|---------------------------------|----------------------------------|---------------------------------|----------------------------------|
| -8 | -0,068 | -0,131 | -0,285*** | -0,342*** |
| -7 | -0,166 | -0,146 | -0,244** | -0,334*** |
| -6 | -0,113 | -0,168 | -0,162 | -0,270*** |
| -5 | -0,260** | -0,228** | -0,197* | -0,288*** |
| -4 | -0,115 | -0,231** | -0,217** | -0,267** |
| -3 | -0,164 | -0,171 | -0,219** | -0,238** |
| -2 | -0,268** | -0,275*** | -0,297*** | -0,257** |
| -1 | -0,315*** | -0,363*** | -0,315*** | -0,295*** |
| 0 | -0,378*** | -0,440*** | -0,426*** | -0,393*** |

Taulukko 10. Suomen BKT:n kasvun ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksin väliset ristikorrelaatiot.

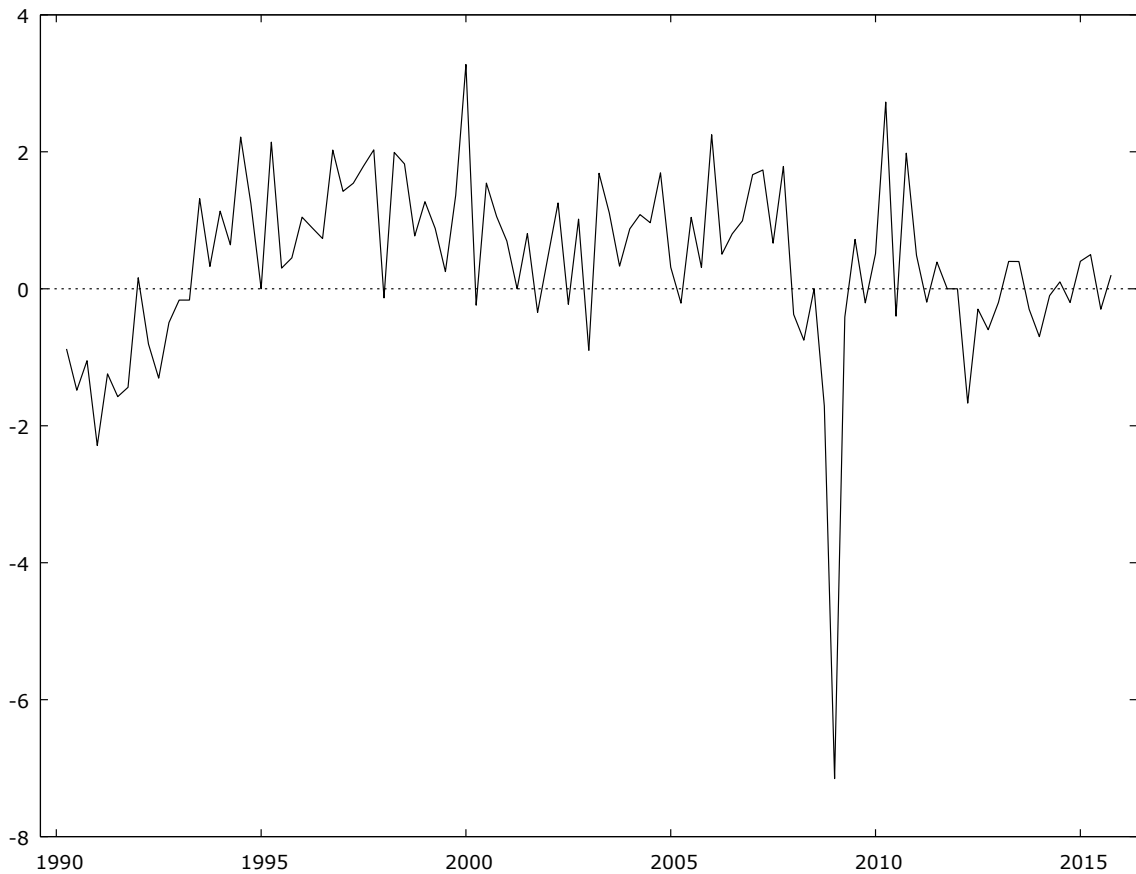
| Viivästys | Ristikorrelaatio qfin ja puifr | Ristikorrelaatio qqfin ja puifr | Ristikorrelaatio yfin ja puifr | Ristikorrelaatio yyfin ja puifr |
|-----------|--------------------------------|---------------------------------|--------------------------------|---------------------------------|
| -8 | -0,285*** | -0,373*** | -0,429*** | -0,471*** |
| -7 | -0,357*** | -0,393*** | -0,447*** | -0,515*** |
| -6 | -0,277*** | -0,384*** | -0,447*** | -0,512*** |
| -5 | -0,338*** | -0,374*** | -0,454*** | -0,535*** |
| -4 | -0,295*** | -0,381*** | -0,448*** | -0,551*** |
| -3 | -0,289*** | -0,353*** | -0,424*** | -0,554*** |
| -2 | -0,263*** | -0,332*** | -0,412*** | -0,557*** |
| -1 | -0,279*** | -0,330*** | -0,394*** | -0,548*** |
| 0 | -0,342*** | -0,378*** | -0,414*** | -0,543*** |

Kaikista tehdyistä ristikorrelaatioista Suomen BKT:n kasvujen ja osaketuottojen välinen ristikorrelaatio sai heikoimmat tulokset. Nämä tulokset on esitetty taulukossa 11. Arvot ovat hyvin pieniä ja osa saaduista arvoista on negatiivisia. Kahdeksan vuosineljänneksen aikana yksikään arvo ei myöskään saavuttanut tilastollista merkitsevyyttä. Ristikorrelaatioiden perusteella voidaan siis olettaa, että selittävien muuttujien ennustusvoima heikkenee sitä enemmän, mitä kaukaisempi ennustushorisontti on, ja näin ollen kahden vuoden päähän ennustettaessa osaketuotoilla tuskin on paljon ennustusvoimaa Suomen talouden kasvun suhteen.

Taulukko 11. Suomen BKT:n kasvun ja osaketuottojen väliset ristikorrelaatiot.

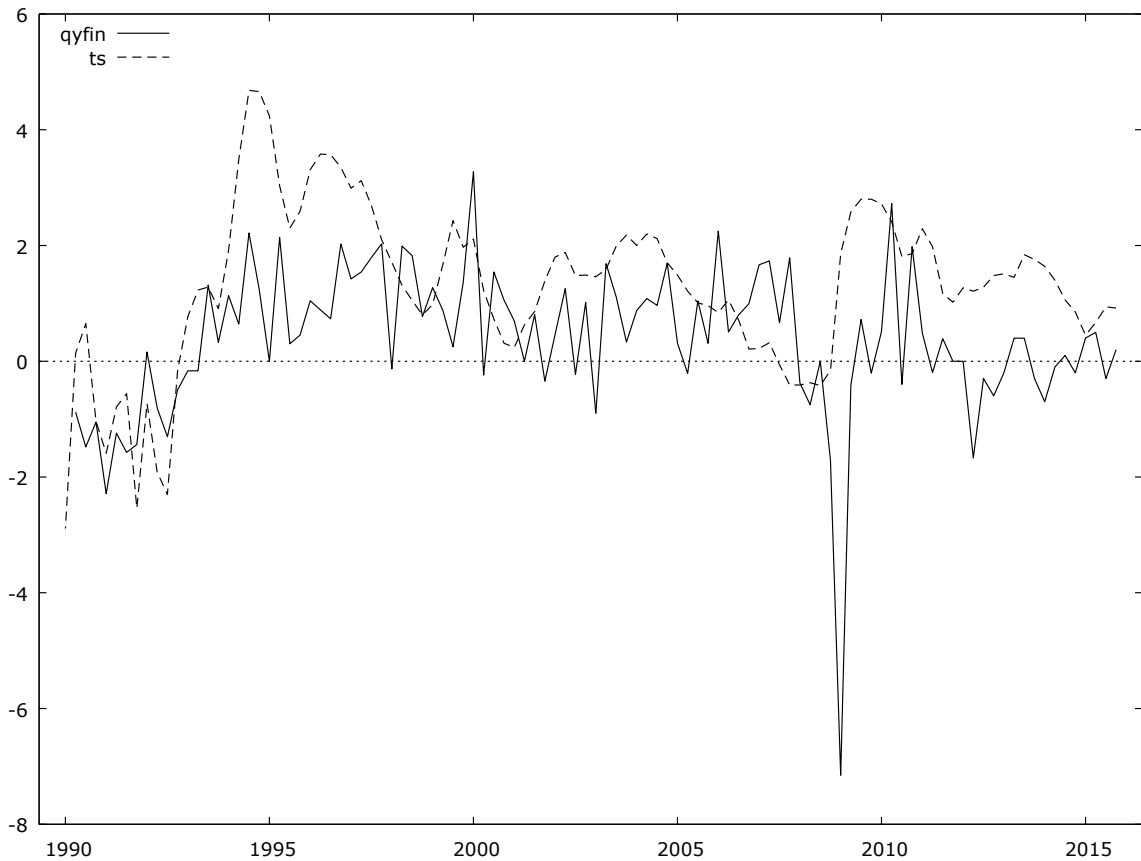
| Viivästys | Ristikorrelaatio q _{fin} ja qsp _{fin} | Ristikorrelaatio qq _{fin} ja qsp _{fin} | Ristikorrelaatio y _{fin} ja qsp _{fin} | Ristikorrelaatio yy _{fin} ja qsp _{fin} |
|-----------|--|---|--|---|
| -8 | -0,076 | -0,052 | -0,020 | 0,053 |
| -7 | -0,066 | -0,085 | -0,080 | 0,053 |
| -6 | -0,052 | -0,079 | -0,083 | 0,002 |
| -5 | 0,014 | -0,029 | -0,078 | -0,041 |
| -4 | -0,109 | -0,055 | -0,102 | -0,097 |
| -3 | 0,047 | -0,041 | -0,047 | -0,135 |
| -2 | 0,051 | 0,049 | -0,003 | -0,095 |
| -1 | 0,081 | 0,074 | 0,000 | -0,074 |
| 0 | 0,415*** | 0,296*** | 0,179* | 0,015 |

Kuviossa 3. on esitetty graafisesti Suomen BKT:n neljännesvuosikasvu aikavälillä 1990:1–2015:4. Pystyakselilla on kuvattu BKT:n kasvunopeus prosentteina ja vaakakselilla aika.



Kuvio 3. Suomen BKT:n neljännesvuosikasvu 1990:1–2015:4.

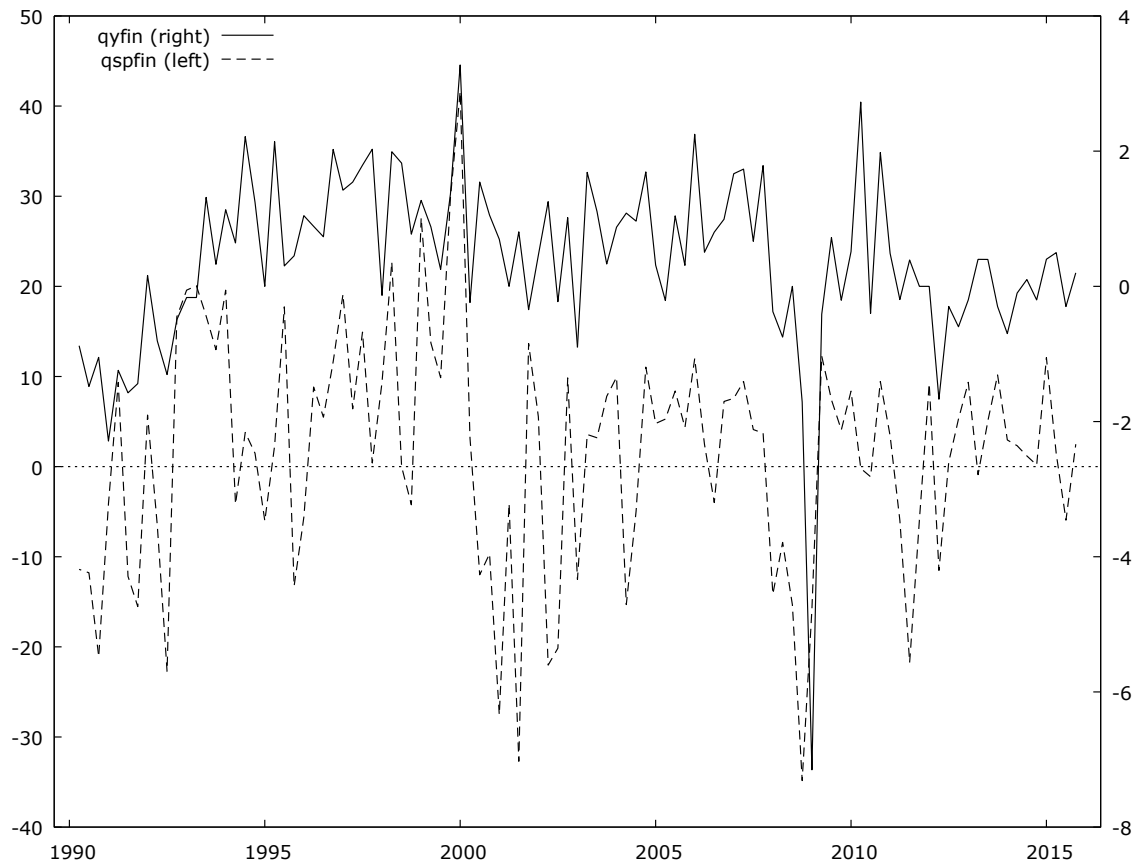
1990-luvun alun lamavuosina BKT:n kasvu oli pääosin negatiivista, mutta nousi nollan yläpuolelle vuoden 1993 alussa. Tästä eteenpäin BKT on pääsääntöisesti kasvanut aina vuoteen 2008 asti, jolloin kansainvälisen finanssikriisin seuraukset alkoivat näkyä myös Suomen talouden kehityksessä. Suomen BKT:n kasvu kääntyi laskevaksi vuoden 2008 ensimmäisen vuosineljänneksen aikana ja se oli alhaisimmillaan vuoden 2009 ensimmäisen vuosineljänneksen aikana. Tuolloin kasvunopeus oli peräti -7,15 %. 90-luvun laman aikana suurin negatiivinen arvo kasvunopeudessa saavutettiin vuoden 1991 ensimmäisellä vuosineljänneksellä, mutta sekin oli vain -2,3 %. Finanssikriisillä on siis ollut selkeästi negatiivisin vaikutus Suomen BKT:n kasvuun valitulla tarkasteluajanjaksolla.



Kuvio 4. Suomen BKT:n ja korkoeron neljännesvuosikehitys Suomessa 1990:1–2015:4.

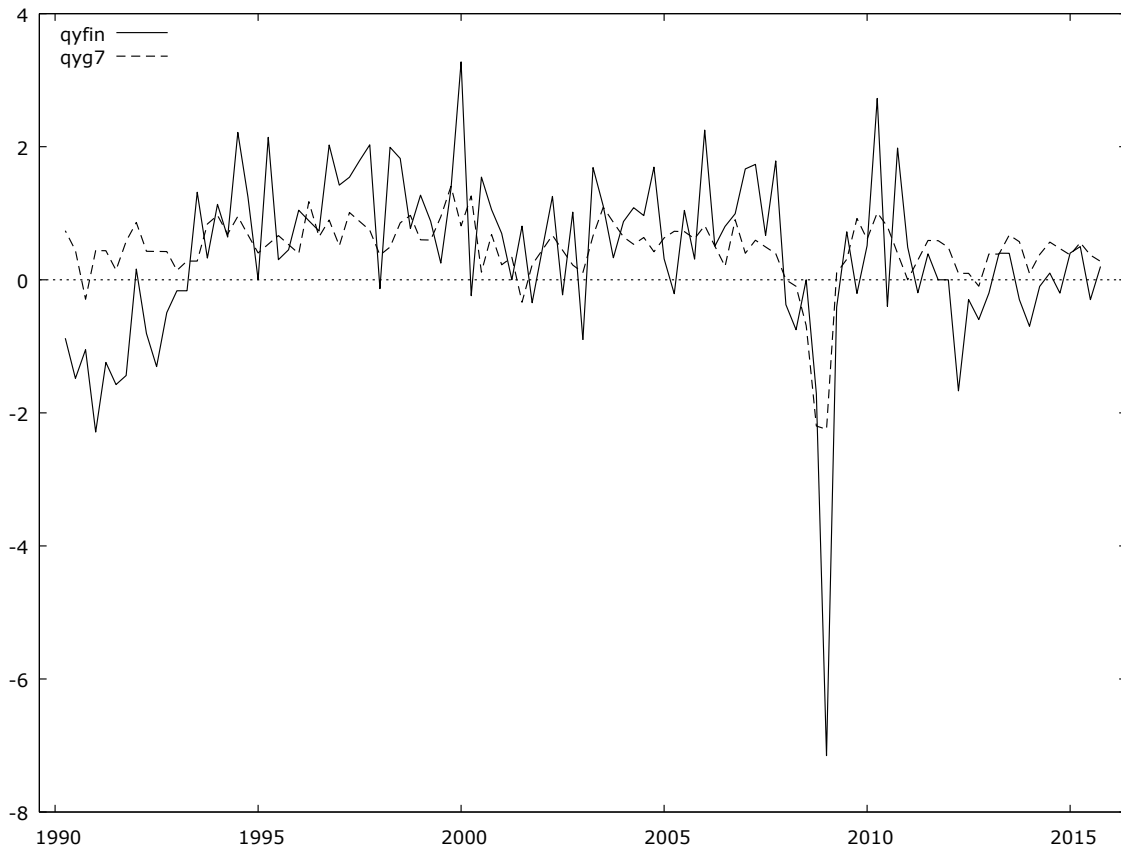
Kuviossa 4 on yhdistetty korkoeroa ja BKT:n kasvua kuvaavat käyrät samaan kuvaan. Korkoeroa on merkitty katkoviivalla ja Suomen BKT:n kehitystä yhtenäisellä viivalla. Käyrät liikkuvat pääosin samansuuntaisesti, mutta poikkeuksiakin on havaittavissa. Korkoero oli ollut laskeva jo vuoden 2007 lopulla, kun taas BKT:n kasvu kääntyi laskevaksi vasta seuraavan vuoden ensimmäisellä neljänneksellä. Estrellan (2004) mukaan tuottokäyrän tasoittuminen tiukentuneen rahapolitiikan seurauksena johtaa usein taloudellisen aktiviteetin heikkenemiseen, mutta viiveellä. Kuvioista 4 huomataan, että tuottokäyrä tasoittui finanssikriisin aikaan ja pysyi vuoden muuttumattomana. Tuottokäyrän tasoittumista seurasi talouskasvun negatiivisin huippu, kun Suomen BKT saavutti alhaisimman kasvuvauhtinsa (-7,15 %) vuoden 2009 ensimmäisellä vuosineljänneksellä. Tällöin korkoero puolestaan kääntyi nousevaksi ja kipusi lähes kahteen prosenttiin. Havainto on siis yhdenmukainen aiempien tutkimustulosten kanssa. Vuoden 2015 aikana korkoeron ja BKT:n kehitys on ollut suurimmaksi osaksi samansuuntaista: korkoero on kasvanut kaikkina neljänä vuosineljänneksinä ja Suomen BKT on kasvanut kolmena neljästä vuosineljänneksestä.

Seuraavaksi tarkastellaan osaketuottojen ja Suomen BKT:n kehitystä. Kuviossa 5 osaketuottoja on merkitty katkoviivalla ja BKT:n kasvua yhtenäisellä viivalla. Vasemmalla pystyakselilla on kuvattu osaketuottojen kasvun vaihtelu prosentteina ja oikealla pystyakselilla BKT:n kasvu prosentteina. Vaaka-akseli kuvaa jälleen aikaa.



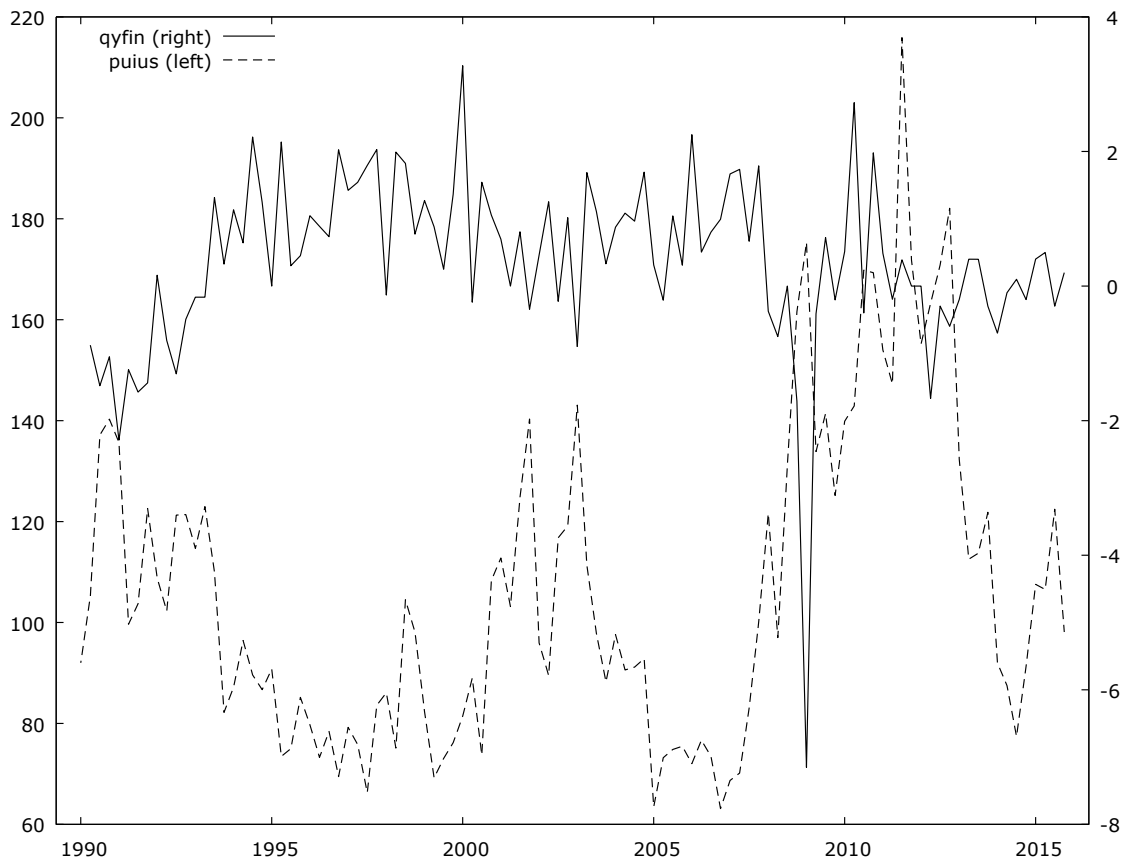
Kuvio 5. Suomen BKT:n ja osaketuottojen neljännesvuosikasvu 1990:1–2015:4.

Osaketuottojen ja BKT:n välillä on paljon enemmän vaihtelua, kuin vastaavassa kuviossa, jossa verrattiin korkoeroa ja BKT:n kasvua. Osaketuottojen vaihteluväli on moninkertainen BKT:n kasvulukujen vaihteluväliin verrattuna. Suurimman arvonsa osaketuotot on saanut IT-kuplan aikoihin vuosituhannen vaihteessa. Tällöin arvo kohosi jopa 41,62 %:iin. IT-kupla vaikutti enemmän osaketuottoihin, kuin BKT:n kasvuun, joka pysyi tuona aikana suhteellisen tasaisena. Finanssikriisin aikana osaketuotot kääntyivät laskuun vuoden 2007 kolmannella vuosineljänneksellä, eli puoli vuotta aikaisemmin kuin BKT:n kasvu. Negatiivisin arvo osaketuottojen osalta saavutettiin vuoden 2008 viimeisellä vuosineljänneksellä, jolloin arvo oli -34,84 %. Osaketuotot lähtivät jälleen nousuun 2009:1, vuosineljänneestä aikaisemmin kuin BKT.



Kuvio 6. Suomen BKT:n ja G7-maiden BKT:n neljännesvuosikasvu 1990:1–2015:4.

Suomen BKT:n ja G7-maiden BKT:n neljännesvuosikasvua on esitetty kuviossa 6. Suomen BKT:tä on merkitty yhtenäisellä viivalla ja vastaavasti G7-maiden BKT:tä katkoviivalla. Kuvioista huomataan, että G7-maiden talouskasvu on ollut huomattavasti tasaisempaa, kuin Suomen. Tämä on ymmärrettävää, sillä G7-maiden BKT on keskiarvo siihen kuuluvien seitsemän maan bruttokansantuotteista, jolloin yksittäisen maan talouskasvun heilahtelut eivät näy yhtä jyrkinä. 1990-luvun alun lama näkyy selvästi Suomen talouskasvussa sen ollessa yhtä vuosineljännestä lukuun ottamatta negatiivinen aina vuoden 1993 toiselle vuosineljännekselle asti. Vastaavasti G7-maiden BKT on ollut yhtä poikkeusta lukuun ottamatta positiivinen koko tämän ajan. 1990-luvun alun jälkeen molemmat BKT:t ovat liikkuneet suurelta osalta samansuuntaisesti. Molemmat kääntyivät laskuun vuoden 2008 ensimmäisen vuosineljänneksen aikana ja saavuttivat alhaisimmat arvonsa vuotta myöhemmin. Suomen BKT:n alhaisin kasvuprosentti tosin oli huomattavasti pienempi (-7,15 %) kuin G7-maiden (-2,25 %).



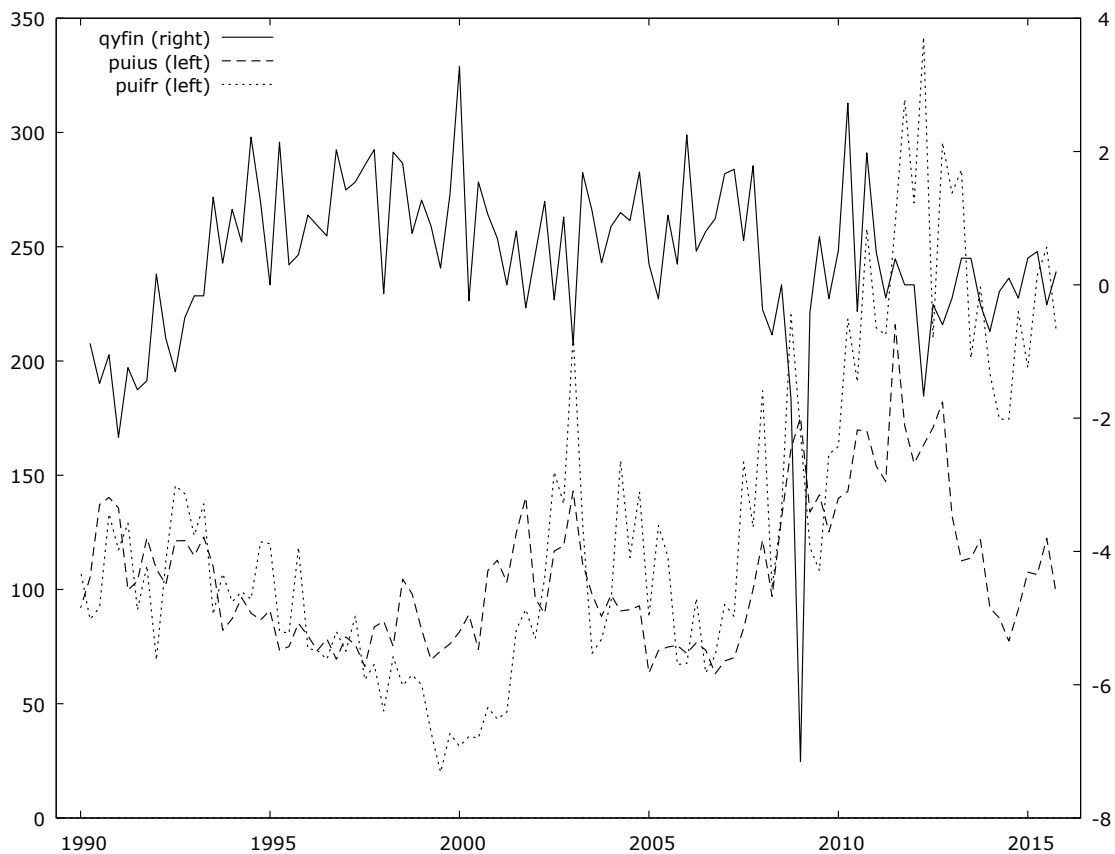
Kuvio 7. Suomen BKT:n neljännesvuosikasvu ja USA:n politiikan epävarmuusindeksin vaihtelut 1990:1–2015:4.

Kuviossa 7. on esitetty Suomen BKT:n neljännesvuosikasvu ja USA:n politiikan epävarmuusindeksin vaihtelut. Suomen BKT:tä on jälleen merkitty yhtenäisellä viivalla ja politiikan epävarmuusindeksiä katkoviivalla. Vasemmalla pystyakselilla on kuvattu USA:n politiikan epävarmuusindeksin vaihtelu indeksilukuna ja oikealla pystyakselilla BKT:n kasvu prosentteina. Vaaka-akseli kuvaa jälleen aikaa.

Voidaan havaita, että politiikan epävarmuusindeksi liikkuu lähes koko tarkasteluajanjakson aikana vastakkaiseen suuntaan, kun Suomen BKT. Tämä tukee jälleen aiempien tutkimusten havaintoja politiikan epävarmuuden vastasyklisyydestä. Poliittinen epävarmuus on ollut suurinta 1990-luvun alussa, IT-kuplan aikoihin, finanssikriisin aikana sekä sen jälkeen, kun talouden elpymisestä ei ole ollut takeita. Poliittinen epävarmuus on usein kasvanut voimakkaasti juuri silloin, kun Suomen BKT:n kasvu on lähtenyt laskuun. Vuoden 2014 lopulla poliittinen epävarmuus on vähentynyt huomattavasti finanssikriisin ajoista, mutta lähtenyt taas nousuun vuoden viimeisellä neljänneksellä. Vuonna 2015 lisääntynyt poliittinen epävarmuus voi johtua

osittain esimerkiksi vuonna 2016 tulevista Yhdysvaltojen presidentinvaaleista, sillä aiempien tutkimusten mukaan ennalta määrätyt vaalit voivat lisätä poliittista epävarmuutta jo ennen varsinaisia vaaleja.

Eri korrelaatiotesteistä saatujen tulosten perusteella Ranskan politiikan epävarmuusindeksi näytti korreloivan yhtä voimakkaasti, ellei jopa voimakkaammin Suomen BKT:n kasvun kanssa, kuin USA:n politiikan epävarmuusindeksi. Kuviossa 8. on esitetty Suomen BKT:n neljännesvuosikasvu sekä USA:n ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksien vaihtelut. Suomen BKT:tä on jälleen merkitty yhtenäisellä viivalla, USA:n politiikan epävarmuusindeksiä katkoviivalla ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksiä pisteviivalla. Vasemmalla pystyakselilla on kuvattu USA:n ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksien vaihtelu indeksilukuna ja oikealla pystyakselilla BKT:n kasvu prosentteina. Vaaka-akseli kuvaa jälleen aikaa.



Kuvio 8. Suomen BKT:n neljännesvuosikasvu sekä USA:n ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksien vaihtelut 1990:1–2015:4.

Ranskan politiikan epävarmuusindeksi näyttää liikkuvan vielä jyrkemmin vastakkaiseen suuntaan Suomen BKT:n kasvun kanssa, kuin USA:n politiikan epävarmuusindeksi. Varsinkin finanssikriisin aikoihin Ranskan politiikan epävarmuusindeksi on ollut korkeammalla tasolla kuin USA:n, ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksi onkin ollut USA:n politiikan epävarmuusindeksiä korkeammalla tasolla aina finanssikriisistä lähtien. Ranskan poliittisen epävarmuusindeksin suurin arvo saadaan vuoden 2012 toisella vuosineljänneksellä, ja se nousee huomattavasti korkeammalle, kuin USA:n politiikan epävarmuusindeksi. Tämä huomattava piikki poliittisen epävarmuuden lisääntymisessä ajoittuu juuri Ranskassa käytyjen presidentinvaalien kohdalle. Poliittinen epävarmuus lähti nousuun neljä vuosineljännestä ennen huippunsa saavuttamista, mikä tukee aiempia havaintoja siitä, että poliittiset vaalit voivat vaikuttaa politiikan epävarmuusindeksiin jo ennen varsinaisia vaaleja.

4.1. Regressiomallit

Otoksesta on estimoitu lineaarisia regressiokaavoja, joiden avulla empiirinen osuus on toteutettu. Tarkoituksena on tutkia, miten hyvin korkoero, osaketuotot, USA:n ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksit sekä G7-maiden BKT ennustavat Suomen BKT:n kasvua yhdessä ja erikseen. Estimoidaan kymmenen lineaarista regressiomallia ja jokaisen mallin ennustekykyä testataan puolen vuoden, vuoden ja kahden vuoden päähän. Ensimmäinen malli on niin sanottu rahoitusmuuttujamalli, jolla tutkitaan Suomen BKT:n kasvun sekä korkoeron ja osaketuottojen välistä yhteyttä. Rahoitusmuuttujamalli kirjoitetaan muotoon:

$$(8) \quad \Delta Y_{t+4} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_t + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_3 ts_t + \beta_4 qspfin_t + u_t$$

Toinen malli kuvaa Suomen BKT:n ja G7-maiden BKT:n välistä yhteyttä:

$$(9) \quad \Delta Y_{t+4} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_t + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_3 qg7_t + u_t$$

Kolmas malli kuvaa Suomen BKT:n ja USA:n politiikan epävarmuusindeksin välistä yhteyttä:

$$(10) \quad \Delta Y_{t+4} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_t + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_3 puius_t + u_t$$

Neljäs malli kuvaa Suomen BKT:n ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksin välistä yhteyttä:

$$(11) \quad \Delta Y_{t+4} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_t + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_3 \text{pui}fr_t + u_t$$

Viides malli kuvaa Suomen BKT:n ja korkoeron, osaketuottojen ja USA:n politiikan epävarmuusindeksin yhteisvaikutusta:

$$(12) \quad \Delta Y_{t+4} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_t + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_3 ts_t + \beta_4 \text{qsp}fin_t + \beta_5 \text{pui}us_t + u_t$$

Kuudes malli kuvaa Suomen BKT:n ja korkoeron, osaketuottojen ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksin yhteisvaikutusta:

$$(13) \quad \Delta Y_{t+4} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_t + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_3 ts_t + \beta_4 \text{qsp}fin_t + \beta_5 \text{pui}fr_t + u_t$$

Seitsemäs malli kuvaa Suomen BKT:n ja korkoeron, osaketuottojen ja USA:n sekä Ranskan politiikan epävarmuusindeksien yhteisvaikutusta:

$$(14) \quad \Delta Y_{t+4} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_t + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_3 ts_t + \beta_4 \text{qsp}fin_t + \beta_5 \text{pui}us_t + \beta_6 \text{pui}fr_t \\ + u_t$$

Kahdeksas malli kuvaa Suomen BKT:n ja korkoeron, osaketuottojen ja USA:n politiikan epävarmuusindeksin sekä G7-maiden BKT:n yhteisvaikutusta:

$$(15) \quad \Delta Y_{t+4} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_t + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_3 ts_t + \beta_4 \text{qsp}fin_t + \beta_5 \text{pui}us_t + \beta_6 \text{qg}7_t \\ + u_t$$

Yhdeksäs malli kuvaa Suomen BKT:n ja korkoeron, osaketuottojen ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksin sekä G7-maiden BKT:n yhteisvaikutusta:

$$(16) \quad \Delta Y_{t+4} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_t + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_3 ts_t + \beta_4 \text{qsp}fin_t + \beta_5 \text{pui}fr_t + \beta_6 \text{qg}7_t \\ + u_t$$

Lopuksi kymmenennellä mallilla tutkitaan kaikkien valittujen muuttujien yhteisvaikutusta:

$$(17) \quad \Delta Y_{t+4} = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_t + \beta_2 \Delta Y_{t-1} + \beta_3 ts_t + \beta_4 \text{qsp}fin_t + \beta_5 \text{pui}us_t + \beta_6 \text{pui}fr_t \\ + \beta_7 \text{qg}7_t + u_t$$

Malleissa ΔY kuvaa Suomen BKT:n neljännesvuosikasvua, β_0 on vakiotermin, β_1 , β_2 , β_3 , β_4 , β_5 , β_6 ja β_7 ovat selittävien muuttujien regressiokertoimia, ts on korkoero, $\text{qsp}fin$ on osaketuottojen neljännesvuosikasvu, $\text{qg}7$ on G7-maiden BKT:n neljännesvuosikasvu, $\text{pui}us$ on USA:n politiikan epävarmuusindeksi ja $\text{pui}fr$ on Ranskan politiikan epävarmuusindeksi. Virhetermiä on merkitty u :lla ja ajanhetkeä t :llä. Mallissa

tarkastellaan selittävien muuttujien kykyä ennustaa puoli vuotta, vuosi ja kaksi vuotta eteenpäin, joten korkoeron, osaketuottojen, G7-maiden BKT:n ja USA:n sekä Ranskan politiikan epävarmuusindeksien arvoja tullaan viivästäämään kahdella, neljällä ja kahdeksalla vuosineljänneksellä ($t-2$, $t-4$ ja $t-8$). Kaikille ennustehorisonteille tehdään niin sanotut benchmark-mallit, joihin varsinaisia ennustemalleja verrataan. Käytetyt benchmark -mallit sisältävät ainoastaan BKT:n neljännesvuosikasvun viivästettyjä arvoja. Mallissa parametriestimaattien keskivirheet on laskettu robustia menetelmää käyttäen. Näin ollen t-arvot ovat autokorrelaatio- ja heteroskedastisuuskonsistentteja, eli t-arvot eivät kärsi näistä ongelmista. Regression tulokset on esitetty kokonaisuudessaan liitteissä.

4.2. Regressioanalyysin tulokset

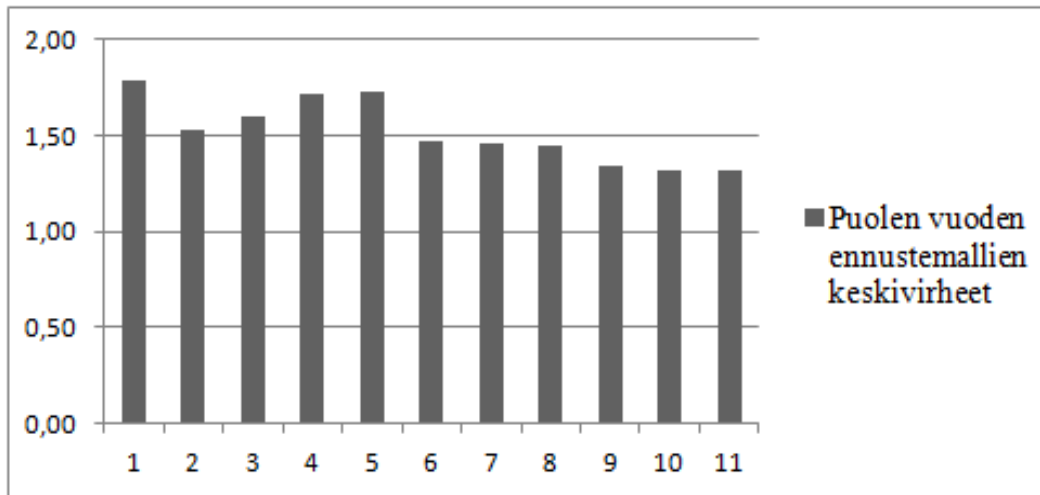
Seuraavassa on selitetty puolen vuoden-, vuoden- ja kahden vuoden päähän ennustavista regressioista saadut tulokset. Toisin kuin ei-korjattu selitysaste, korjattu selitysaste ottaa huomioon muuttujien määrän, minkä vuoksi seuraavassa raportoidaan ainoastaan korjatut selitysosuudet. Regressioiden tulokset on esitetty kokonaisuudessaan liitteissä 1-3.

4.2.1. Kahden vuosineljänneksen päähän ennustavat mallit

Kahden vuosineljänneksen päähän ennustavassa rahoitusmuuttujamallissa sekä korkoero että osaketuotot ennustavat tilastollisesti merkitsevästi selitettävää muuttujaa eli Suomen BKT:n puolivuosisikasvua. Korkoero on kuitenkin enemmän tilastollisesti merkitsevä ($p < .001$) kuin osaketuotot ($p < .05$). Malleissa, joissa selittävien muuttujien ennustuskykyä tarkastellaan yksittäin, G7-maiden BKT näyttää ennustavan tilastollisesti merkitsevästi Suomen BKT:n puolivuosisikasvua ($p < .01$), samoin kuin USA:n ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksit ($p < .01$, $p < .01$). Molempien politiikan epävarmuusindeksien kertoimet saavat negatiivisen arvon (puius $\beta = -2,249$, puifr $\beta = -0,915$), joten tulos on yhdenmukainen aiempien tutkimusten kanssa politiikan epävarmuusindeksien vastasyklisyydestä. USA:n politiikan epävarmuusindeksin mallin keskivirhe (SER=1,717) on pienempi kuin Ranskan politiikan epävarmuusindeksin mallissa (SER=1,733). Ranskan politiikan epävarmuusindeksin malli saikin kaikista malleista suurimman keskivirheen, mutta se on silti pienempi kuin benchmark-mallin keskivirhe (SER=1,791).

Korkoeron, osaketuottojen ja USA:n politiikan epävarmuusindeksin mallissa osaketuotot eivät ole enää tilastollisesti merkitseviä ennustettaessa Suomen BKT:n kasvua kahden vuosineljänneksen päähän. USA:n politiikan epävarmuusindeksin kerroin on jälleen negatiivinen ($\beta=-1,912$), mikä on yhdenmukainen tulos aiempien tutkimusten kanssa. Osaketuotot eivät ole enää tilastollisesti merkitseviä myöskään korkoeron, osaketuottojen ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksin mallissa ennustettaessa Suomen BKT:n kasvua puolen vuoden päähän. Myös Ranskan politiikan epävarmuusindeksin kerroin on jälleen negatiivinen ($\beta=-0,921$) ja sen tilastollinen merkitsevyys ($p<.001$) myös kasvaa verrattuna malliin, jossa Ranskan politiikan epävarmuusindeksi oli ainoa selittävä muuttuja ($p<.01$). Yksittäisten muuttujien malleista poiketen, rahoitusmuuttujien ja USA:n politiikan epävarmuusindeksin malli saa nyt hieman suuremman keskivirheen ($SER=1,471$) ja pienemmän korjatun selityssasteen ($Adj. R^2=0,499$) kuin vastaava Ranskan politiikan epävarmuusindeksin malli ($SER=1,458$, $Adj. R^2=0,508$). Mallissa, jossa yhdistyy rahoitusmuuttujat ja molemmat politiikan epävarmuusmuuttujat, molempien politiikan epävarmuusindeksien kertoimet ovat aiempien tutkimusten tavoin negatiivisia (puius $\beta=-1,106$, puifr $\beta=-0,655$). USA:n politiikan epävarmuusindeksi ei tosin enää saavuta tilastollista merkitsevyyttä, kuten eivät osaketuototkaan. Koko mallin tilastollinen merkitsevyys pysyy silti suurena ($p<.001$). Mallin keskivirhe on myös pienempi ($SER=1,450$) kuin malleissa, jossa testattiin politiikan epävarmuusindeksejä yksittäin rahoitusmuuttujien kanssa, ja myös korjattu selityssaste kasvaa hieman ($Adj. R^2=0,513$).

USA:n politiikan epävarmuusindeksi saavutti jälleen tilastollisen merkitsevyyden ($p<.05$) rahoitusmuuttujien, USA:n politiikan epävarmuusindeksin ja G7-maiden BKT:n mallissa. Rahoitusmuuttujien, Ranskan politiikan epävarmuusindeksin ja G7-maiden BKT:n mallissa Ranskan politiikan epävarmuusindeksi oli tilastollisesti erittäin merkitsevä ($p<.001$). Osaketuottoja lukuun ottamatta selittävät muuttujat olivat tilastollisesti merkitseviä molemmissa malleissa ja molempien politiikan epävarmuusindeksien kertoimet olivat jälleen negatiivisia (puius $\beta=-1,480$ ja puifr $\beta=-0,805$). Rahoitusmuuttujien, Ranskan politiikan epävarmuusindeksin ja G7-maiden BKT:n malli sekä malli, jossa tarkasteltiin kaikkien valittujen muuttujien yhteisvaikutusta, saivat samat keskivirheen arvot ($SER=1,320$) sekä korjatut selityssasteet ($Adj. R^2=0,596$). Nämä mallit ennustivat kymmenestä mallista parhaiten Suomen BKT:n puolivuosis kasvua. USA:n politiikan epävarmuusindeksi sekä osaketuotot eivät tosin olleet tilastollisesti merkitseviä mallissa, jossa tarkasteltiin kaikkien valittujen muuttujien yhteisvaikutusta, mutta koko mallin tilastollinen merkitsevyys pysyi silti suurena ($p<.001$).



Kuvio 9. Puolen vuoden ennustemallien keskivirheet.

Kuviossa 9 on esitetty puolen vuoden ennustemallien keskivirheet. Taulukossa sarake 1 on benchmark-malli, 2 on rahoitusmuuttujamalli, 3 on G7-maiden BKT:n malli, 4 on USA:n politiikan epävarmuusindeksin malli, 5 on Ranskan politiikan epävarmuusindeksin malli, 6 on rahoitusmuuttuja- ja USA:n politiikan epävarmuusindeksimalli, 7 on rahoitusmuuttuja- ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksimalli, 8 on rahoitusmuuttuja- ja USA:n sekä Ranskan politiikan epävarmuusindeksien malli, 9 on rahoitusmuuttuja-, USA:n politiikan epävarmuusindeksi- ja G7-maiden BKT-malli, 10 on rahoitusmuuttuja-, Ranskan politiikan epävarmuusindeksi- ja G7-maiden BKT-malli ja 11 on malli, jossa tarkastellaan kaikkien muuttujien yhteisvaikutusta.

Kuten kuviosta havaitaan, kaikki mallit saivat benchmark-mallia pienemmät keskivirheet, ja suurimmaksi osaksi mallien keskivirheet näyttävät saavan sitä pienempiä arvoja, mitä useampi selittävä muuttuja mallissa on. USA:n politiikan epävarmuusindeksi näyttää yksittäin olevan parempi Suomen BKT:n puolivuosis kasvun ennustaja, kuin Ranskan politiikan epävarmuusindeksi, sillä sen mallin keskivirhe on hieman pienempi. Rahoitusmuuttujien ja G7-maiden BKT:n kanssa Ranskan politiikan epävarmuusindeksin mallit saavat kuitenkin pienempiä keskivirheitä, kuin vastaavat mallit, joissa käytettiin USA:n politiikan epävarmuusindeksiä. Käytetyissä malleissa Ranskan politiikan epävarmuusindeksi myös saavutti USA:n politiikan epävarmuusindeksiä useammin tilastollisen merkitsevyyden. Suurimmassa osassa malleista osaketuotot eivät olleet tilastollisesti merkitseviä, joten niiden ennustevoima malleissa oli heikkoa. Myöskään USA:n politiikan epävarmuusindeksi ei saavuttanut tilastollista merkitsevyyttä tai ollut lainkaan mukana pienimmän keskivirheen malleissa.

Korkoero puolestaan oli kaikissa malleissa tilastollisesti erittäin merkitsevä ($p < .001$), mikä tukee aiempia tutkimustuloksia sen ennustevoimasta.

4.2.2. Neljän vuosineljänneksen päähän ennustavat mallit

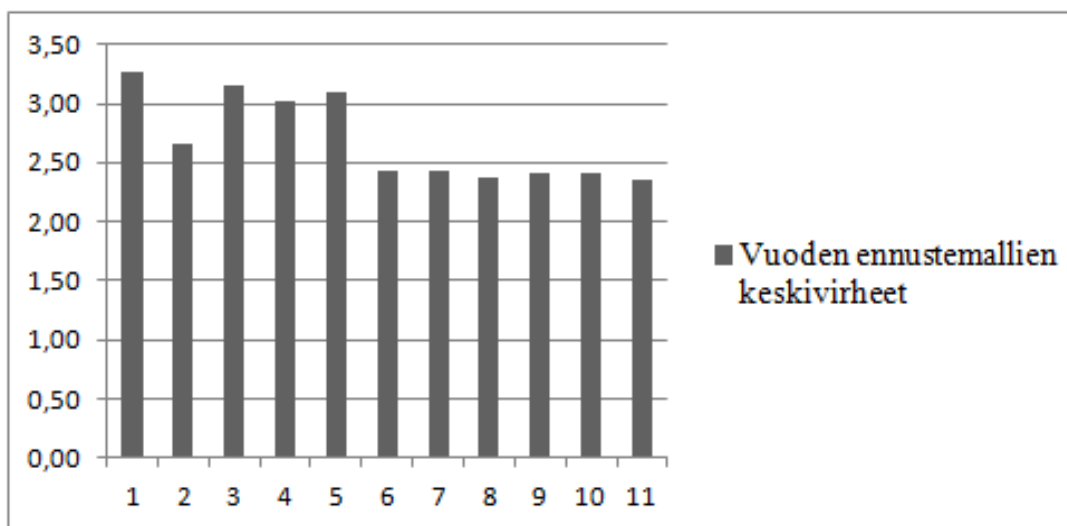
Neljän vuosineljänneksen päähän ennustavassa rahoitusmuuttujamallissa sekä korkoero että osaketuotot ennustavat tilastollisesti merkitsevästi selitettävää muuttujaa eli Suomen BKT:n vuosikasvua. Korkoero on rahoitusmuuttujamallissa myös neljän vuosineljänneksen päähän ennustettaessa tilastollisesti enemmän merkitsevä ($p < .001$) kuin osaketuotot ($p < .01$). Myös G7-maiden BKT on tilastollisesti merkitsevä ($p < .05$) ja USA:n sekä Ranskan politiikan epävarmuusindeksit ovat tilastollisesti erittäin merkitseviä ($p < .001$) malleissa, joissa selittävien muuttujien ennustuskykyä tarkastellaan yksittäin. G7-maiden BKT:n mallilla on kaikista vuoden päähän ennustavista malleista suurin keskivirhe ($SER=3,156$) sekä huonoin korjattu selitysaste ($Adj. R^2=0,255$), joskin saadut arvot ovat silti paremmat kuin neljän vuosineljänneksen benchmark-mallilla ($SER=3,269$, $Adj. R^2=0,201$). Molempien politiikan epävarmuusindeksien kertoimet ovat aiempien tutkimustulosten mukaisesti negatiiviset (puius $\beta=-5,115$, puifr $\beta=-1,995$), ja samoin kuin kahden vuosineljänneksen päähän ennustettaessa, Ranskan politiikan epävarmuusindeksin mallilla on hieman korkeampi keskivirhe ($SER=3,106$) ja selvästi alhaisempi korjattu selitysaste ($Adj. R^2=0,279$) kuin USA:n politiikan epävarmuusindeksin mallilla ($SER=3,022$, $Adj. R^2=0,317$).

Toisin kuin kahden vuosineljänneksen päähän ennustettaessa, osaketuotot pysyvät tilastollisesti merkitsevinä neljän vuosineljänneksen päähän ennustavissa malleissa, joissa on selittävinä muuttujina rahoitusmuuttujien lisäksi USA:n tai Ranskan politiikan epävarmuusindeksi. Näin ollen kaikki muuttujat ovat tilastollisesti merkitseviä. Molemmissa malleissa politiikan epävarmuusindeksien kertoimet saivat jälleen negatiiviset arvot (puius $\beta=-4,430$, puifr $\beta=-2,044$). Mallit saivat myös huomattavasti pienemmän keskivirheen arvon ja suuremman korjatun selitysasteen, kuin mallit, joissa selittävien muuttujien ennustuskykyä tarkasteltiin yksittäin. Mallin keskivirhe laski entisestään mallissa, jossa selittävinä muuttujina olivat rajoitusmuuttujien lisäksi molemmat politiikan epävarmuusindeksit ($SER=2,379$). Toisin kuin kahden vuosineljänneksen päähän ennustettaessa, osaketuotot pysyvät tilastollisesti merkitsevinä myös tässä mallissa.

Mallissa, jossa selittävinä muuttujina on rahoitusmuuttujien lisäksi USA:n politiikan epävarmuusindeksi ja G7-maiden BKT, G7-maiden BKT ei ole enää tilastollisesti

merkitsevää. Mallissa USA:n politiikan epävarmuusindeksin kerroin saa jälleen negatiivisen arvon ($\beta=-4,111$), ja mallin keskivirhe saa arvon 2,409. Rahoitusmuuttujien, Ranskan politiikan epävarmuusindeksin ja G7-maiden BKT:n mallissa kaikki selittävät muuttujat G7-maiden BKT:tä lukuun ottamatta ovat tilastollisesti merkitseviä, ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksin kerroin saa jälleen negatiivisen arvon ($\beta=-1,916$). Saatu mallin keskivirhe on 2,404, mikä on hieman pienempi kuin vastaavassa USA:n politiikan epävarmuusindeksin mallissa.

Pienin mallin keskivirhe (SER=2,360) ja suurin korjattu selitysaste (Adj. $R^2=0,584$) saatiin jälleen mallissa, jossa tarkastellaan kaikkien valittujen muuttujien yhteisvaikutusta. G7-maiden BKT:tä lukuun ottamatta kaikki muuttujat ovat tilastollisesti merkitseviä, toisin kuin kahden vuosineljänneksen päähän ennustavassa mallissa, mutta mallin keskivirhe on suurempi ja saatu korjattu selitysaste pienempi.



Kuvio 10. Vuoden ennustemallien keskivirheet.

Kuviossa 10 on esitetty vuoden ennustemallien keskivirheet. Taulukossa sarake 1 on benchmark-malli, 2 on rahoitusmuuttujamalli, 3 on G7-maiden BKT:n malli, 4 on USA:n politiikan epävarmuusindeksin malli, 5 on Ranskan politiikan epävarmuusindeksin malli, 6 on rahoitusmuuttuja- ja USA:n politiikan epävarmuusindeksimalli, 7 on rahoitusmuuttuja- ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksimalli, 8 on rahoitusmuuttuja- ja USA:n sekä Ranskan politiikan epävarmuusindeksien malli, 9 on rahoitusmuuttuja-, USA:n politiikan epävarmuusindeksi- ja G7-maiden BKT-malli, 10 on rahoitusmuuttuja-, Ranskan

politiikan epävarmuusindeksi- ja G7-maiden BKT-malli ja 11 on malli, jossa tarkastellaan kaikkien muuttujien yhteisvaikutusta.

Kuten kuviosta 10 havaitaan, kaikki mallit saivat jälleen benchmark-mallia pienemmät keskivirheet. Mallien keskivirheet eivät kuitenkaan näytä laskevan samalla tapaa kuin kahden vuosineljänneksen päähän ennustavissa malleissa, joissa mallien keskivirhe laski melko selvästi selittävien muuttujien lukumäärän kasvaessa. Myös saadut keskivirheiden arvot ovat selvästi suuremmat kuin puolen vuoden päähän ennustavissa malleissa. Verrattaessa kahden vuosineljänneksen päähän ennustaviin malleihin, osaketuotot saavuttivat nyt kaikissa malleissa tilastollisen merkitsevyyden tason, samoin kuin USA:n politiikan epävarmuusindeksi. Osaketuotoilla ja USA:n politiikan epävarmuusindeksillä näyttää siis olevan enemmän tilastollisesti merkitsevää ennustusvoimaa neljän vuosineljänneksen päähän ennustavissa malleissa kuin kahden vuosineljänneksen päähän ennustavissa malleissa. Mallin keskivirheen perusteella USA:n politiikan epävarmuusindeksillä näyttää jälleen olevan yksittäin enemmän ennustusvoimaa kuin Ranskan politiikan epävarmuusindeksillä, mutta kaikista parhaita tuloksia saadaan malleilla, joissa molemmat politiikan epävarmuusindeksit ovat selittävinä muuttujina. Pienin mallin keskivirhe on mallilla, jossa tarkastellaan kaikkien selittävien muuttujien yhteisvaikutusta ($SER=2,360$), ja tässä mallissa G7-maiden BKT ei saavuttanut tilastollista merkitsevyyttä. Toiseksi pienin keskivirhe on rahoitusmuuttuja- ja politiikan epävarmuusindeksien mallilla ($SER=2,379$), jossa G7-maiden BKT:tä ei ole mukana ollenkaan. Voidaan siis sanoa, ettei G7-maiden BKT:llä ole paljon Suomen BKT:n kasvun ennustusvoimaa neljän vuosineljänneksen päähän.

4.2.3. Kahdeksan vuosineljänneksen päähän ennustavat mallit

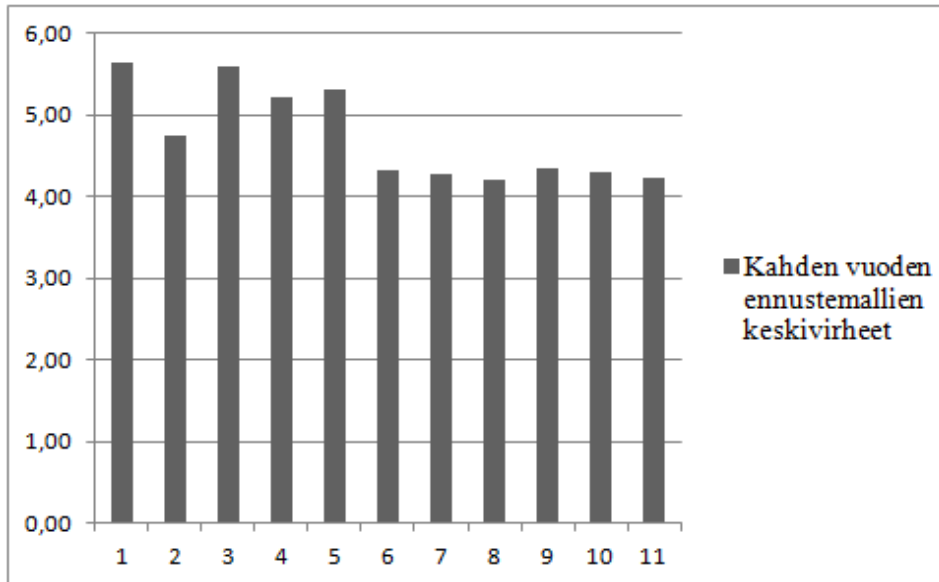
Kahdeksan vuosineljänneksen rahoitusmuuttujamallissa sekä korkoero että osaketuotot ovat tilastollisesti merkitseviä, ja korkoerolla on jälleen enemmän tilastollisesti merkitsevää kuin osaketuotot. Malli, jossa selittävänä muuttujana oli ainoastaan G7-maiden BKT, sai kaikista kymmenestä mallista suurimman keskivirheen ($SER=5,602$) sekä huonoimman korjatun selitysasteen ($Adj. R^2=0,096$). Malli ei ollut edes tilastollisesti merkitsevää, ja arvot ovat lähes yhtä heikkoja kuin kahdeksan vuosineljänneksen benchmark-mallissa ($SER=5,641$, $Adj. R^2=0,083$). Malleissa, joissa selittävien muuttujien ennustuskykyä tarkastellaan yksittäin, USA:n ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksit olivat tilastollisesti erittäin merkitseviä ($p<.001$), ja niiden kertoimet negatiivisia (puius $\beta=-8,727$, puifr $\beta=-3,645$). USA:n politiikan

epävarmuusindeksin malli sai jälleen pienemmän keskivirheen (SER=5,225) ja suuremman korjatun selitysasteen (Adj. $R^2=0,214$) kuin Ranskan politiikan epävarmuusindeksin malli (SER=5,319, Adj. $R^2=0,185$). Mallissa, jossa selitettävänä muuttujana rahoitusmuuttujien lisäksi oli joko USA:n tai Ranskan politiikan epävarmuusindeksi, osaketuotot eivät saavuttaneet tilastollista merkitsevyyttä. Rahoitusmuuttujien ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksin malli sai jälleen pienemmän keskivirheen (SER=4,287) ja suuremman korjatun selitysasteen (Adj. $R^2=0,471$) kuin USA:n politiikan epävarmuusindeksin vastaava malli (SER=4,316, Adj. $R^2=0,463$). Kaikista kymmenestä kahden vuoden päähän ennustavasta mallista pienin keskivirhe (SER=4,212) ja paras korjattu selitysaste (Adj. $R^2=0,489$) saatiin mallissa, jossa selittävinä muuttujina olivat rahoitusmuuttujat ja molemmat politiikan epävarmuusindeksit. Tässä mallissa ainoastaan korkoero säilytti tilastollisen merkitsevyyden ($p<.001$), mutta tästä huolimatta koko malli oli tilastollisesti erittäin merkitsevä ($p<.001$).

Rahoitusmuuttujien, USA:n tai Ranskan politiikan epävarmuusindeksin sekä G7-maiden BKT:n malleissa osaketuotot ja G7-maiden BKT eivät olleet tilastollisesti merkitseviä. Ranskan politiikan epävarmuusindeksin malli (SER=4,306, Adj. $R^2=0,466$) sai taas USA:n politiikan epävarmuusindeksin mallia (SER=4,338, Adj. $R^2=0,458$) pienemmän keskivirheen sekä suuremman korjatun selitysasteen. Kaikissa malleissa myös molempien politiikan epävarmuusindeksien kertoimet saivat jälleen negatiiviset arvot, mikä tukee aiempia tutkimustuloksia. Toisin kuin puolen vuoden ja vuoden päähän ennustettaessa, paras ennustemalli ei ollut malli, jossa tarkasteltiin kaikkien muuttujien yhteisvaikutusta. Kaikkien muuttujien yhteisvaikutusta tutkivassa mallissa ainoastaan korkoero saavutti tilastollisen merkitsevyyden tason ($p<.001$), joskin koko malli oli silti tilastollisesti erittäin merkitsevä ($p<.001$). Tämä malli sai myös kaikista malleista toiseksi pienimmän keskivirheen (SER=4,235) ja toiseksi suurimman korjatun selitysasteen (Adj. $R^2=0,483$).

Kuviossa 11 on esitetty kahden vuoden ennustemallien keskivirheet. Taulukossa sarake 1 on benchmark-malli, 2 on rahoitusmuuttujamalli, 3 on G7-maiden BKT:n malli, 4 on USA:n politiikan epävarmuusindeksin malli, 5 on Ranskan politiikan epävarmuusindeksin malli, 6 on rahoitusmuuttuja- ja USA:n politiikan epävarmuusindeksimalli, 7 on rahoitusmuuttuja- ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksimalli, 8 on rahoitusmuuttuja- ja USA:n sekä Ranskan politiikan epävarmuusindeksien malli, 9 on rahoitusmuuttuja-, USA:n politiikan epävarmuusindeksi- ja G7-maiden BKT-malli, 10 on rahoitusmuuttuja-, Ranskan

politiikan epävarmuusindeksi- ja G7-maiden BKT-malli ja 11 on malli, jossa tarkastellaan kaikkien muuttujien yhteisvaikutusta.



Kuvio 11. Kahden vuoden ennustemallien keskivirheet.

Kuten kuviosta 11 voidaan havaita, kaikki mallit saivat jälleen benchmark-mallia pienemmät keskivirheet. Samoin kuin vuoden päähän ennustavissa malleissa, mallien keskivirheet eivät aina laske selittävien muuttujien lukumäärän kasvaessa. Myös saadut keskivirheiden arvot ovat selvästi suuremmat kuin puolen vuoden tai vuoden päähän ennustavissa malleissa. Verrattaessa neljän vuosineljänneksen päähän ennustaviin malleihin, osaketuotot eivät nyt olleet tilastollisesti merkitseviä rahoitusmuuttujamallia lukuun ottamatta, ja G7-maiden BKT ei saavuttanut yhdessäkään mallissa tilastollista merkitsevyyttä. Mallin keskivirheen perusteella USA:n politiikan epävarmuusindeksillä näyttää jälleen olevan yksittäin enemmän ennustusvoimaa kuin Ranskan politiikan epävarmuusindeksillä, mutta pienimmän keskivirheen ja parhaan korjatun selitysasteen malleissa se ei saavuttanut tilastollista merkitsevyyttä, kuten ei Ranskan politiikan epävarmuusindeksikään. Korkeoero puolestaan oli kaikissa malleissa tilastollisesti erittäin merkitsevä ($p < .001$). Yhdistettynä muihin selittäviin muuttujiin, Ranskan politiikan epävarmuusindeksin mallit saivat jälleen USA:n politiikan epävarmuusindeksin malleja hieman pienemmän keskivirheen ja hieman suuremman korjatun selitysasteen. Puolen vuoden ja vuoden päähän ennustavista malleista poiketen pienin keskivirhe (SER=4,212) kahden vuoden päähän ennustavista malleista on

rahoitusmuuttuja- ja molempien politiikan epävarmuusindeksien mallilla eikä kaikkien muuttujien yhteisvaikutusta tutkivalla mallilla. Toiseksi pienin keskivirhe on tosin mallilla, joissa tarkasteltiin kaikkien muuttujien yhteisvaikutusta (SER=4,235).

Kumpikaan politiikan epävarmuusindeksi ei saavuttanut tilastollista merkitsevyyttä malleissa, joissa tarkasteltiin molempien politiikan epävarmuusindeksien yhteisvaikutusta. Rahoitusmuuttuja- ja USA:n tai Ranskan politiikan epävarmuusindeksin malleissa politiikan epävarmuusindeksit olivat kuitenkin tilastollisesti erittäin merkitseviä ($p < .001$) ja mallien keskivirheiden arvot olivat hyvin lähellä pienimmän keskivirheen saaneen mallin arvoa. Pienimmän keskivirheen saaneessa mallissa G7-maiden BKT ei ole mukana ollenkaan, eikä se ole tilastollisesti merkitsevä toiseksi pienimmän keskivirheen saaneessa mallissakaan. Myöskään osaketuotot eivät ole tilastollisesti merkitseviä kummassakaan pienimpien keskivirheiden malleissa. Kahdeksan vuosineljänneksen päähän ennustettaessa osaketuotoilla ja G7-maiden BKT:llä ei siis ole paljoakaan Suomen BKT:n kasvun ennustusvoimaa, toisin kuin politiikan epävarmuusindekseillä ja eritoten korkoerolla.

4.2.4. Parhaat ennustemallit

Kahden vuosineljänneksen päähän ennustavista malleista pienin keskivirhe (SER=1,320) ja suurin korjattu selitysaste (Adj. $R^2=0,596$) saatiin kahdella eri mallilla: rahoitusmuuttuja-, Ranskan politiikan epävarmuusindeksi- ja G7-maiden BKT-mallilla sekä mallilla, jossa tarkasteltiin kaikkien muuttujien yhteisvaikutusta. Näistä malleista saadut tulokset olivat kaikista parhaat tulokset myös eri ennustehorisontteja vertaillaessa. Kuviossa 12 kaikkien muuttujien yhteisvaikutusta tarkasteleva malli on havainnollistettu graafisesti. Yhtenäinen käyrä kuvaa Suomen BKT:n todellista vuosikasvua ja katkoviivalla merkitty käyrä kaikkien selittävien muuttujien ennustamaa kasvua. Käyrien väliset erot kuvaavat virhetermejä, eli käytetty malli ei pystynyt ennustamaan näitä BKT:n kasvun muutoksia. Kuviosta huomataan, että parhaan ennustemallin ennustusvoima on ollut erityisen heikkoa finanssikriisin aikoihin. Suomen BKT:n kasvun alhaisin todellinen arvo saavutettiin vuoden 2009 ensimmäisellä vuosineljänneksellä, jolloin puolivuotinen kasvunopeus oli jopa -8,86 %. Mallin ennustama kasvu oli vain -2,91 %, jolloin virhetermin arvo oli peräti -5,59 %. Parin viime vuoden aikana käyrät ovat liikkuneet jopa selvästi eri suuntiin, joten myös mallin viime vuosien ennustusvoima on ollut melko heikkoa.



Kuvio 12. Paras puolen vuoden ennustemalli.

Neljän vuosineljänneksen päähän ennustavista malleista pienin keskivirhe ($SER=2,360$) ja suurin korjattu selitysaste ($Adj. R^2=0,584$) saatiin mallilla, jossa tarkasteltiin kaikkien muuttujien yhteisvaikutusta. Kuviossa 13 parhaan selitysasteen malli on havainnollistettu graafisesti. Yhtenäinen käyrä kuvaa Suomen BKT:n todellista vuosikasvua ja katkoviivalla merkitty käyrä korkoeron, osaketuottojen, USA:n ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksien ja G7-maiden BKT:n ennustamaa kasvua. Kuvioista huomataan, että parhaan vuoden ennustemallin ennustusvoima on koko tarkasteluajanjakson aikana ollut heikompaa, kuin puolen vuoden mallin ennustevoima, mutta erityisen heikkoa se on ollut finanssikriisin aikana. Suomen BKT:n kasvun alhaisin todellinen arvo saavutettiin vuoden 2009 ensimmäisellä vuosineljänneksellä, jolloin vuosikasvunopeus oli -9,62 %. Mallin mukaan tämä kasvu olisi ollut vain -2,86 %, joten mallin virhetermin arvo oli peräti 6,75 %. Vielä heikommin malli ennusti vuoden 2009 toisen kvartaalin kasvua, jolloin virhetermin arvo oli jopa -8,03 %. Malli näytti ennustavan melko hyvin finanssikriisin jälkeistä kasvua, mutta parin viime vuoden aikana käyrät ovat liikkuneet jopa selvästi eri suuntiin, joten mallin viimeisimpien vuosien ennustusvoima on ollut melko heikkoa.



Kuvio 13. Paras vuoden ennustemalli

Kahdeksan vuosineljänneksen päähän ennustavista malleista pienin keskivirhe ($SER=4,212$) ja suurin korjattu selitysaste ($Adj. R^2=0,489$) saatiin mallilla, jossa tarkasteltiin rahoitusmuuttujien ja USA:n sekä Ranskan politiikan epävarmuusindeksien yhteisvaikutusta. Parhaan selitysasteen malli on havainnollistettu graafisesti kuviossa 14. Yhtenäinen käyrä kuvaa Suomen BKT:n todellista vuosikasvua ja katkoviivalla merkitty käyrä korkoeron, osaketuottojen, USA:n ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksien ennustamaa kasvua. Kuvioista huomataan, että parhaan kahden vuoden ennustemallin ennustusvoima on koko tarkasteluajan ajan ollut heikompaa, kuin puolen vuoden ja vuoden päähän ennustavilla malleilla. Mallin ennustuskyky finanssikriisin aikana on ollut erityisen heikkoa. Suomen BKT:n kahden vuoden kasvun alhaisin todellinen arvo saavutettiin vuoden 2009 toisella vuosineljänneksellä, jolloin kasvunopeus oli $-7,95\%$. Mallin ennustama kasvuvauhti olisi tällöin ollut jopa positiivista, $2,95\%$, joten mallin virhetermin arvo oli peräti $10,90\%$. Parhaassa kahden vuoden päähän ennustavassa mallissa ainoastaan korkoero pysyi tilastollisesti merkitsevänä muuttujana ja aiemmissa tutkimuksissa on huomattu, että varallisuushinnat pystyvät ennustamaan paremmin talouskasvua kuin talouden

laskusuhdanteita (Stock & Watson 2003). Koko tarkasteluajanjaksolla malli näyttikin ennustavan parhaiten finanssikriisin jälkeistä kasvua, joten havainto tukee aiempia tutkimustuloksia. Muuten mallin ennusteet näyttävät kuitenkin poikkeavan huomattavasti todellisesta kasvusta. Varsinkin parin viime vuoden aikana käyrät ovat liikkuneet selvästi eri suuntiin, joten erityisesti mallin viimeisimpien vuosien ennustusvoima on ollut melko heikkoa.



Kuvio 14. Paras kahden vuoden ennustemalli

5. JOHTOPÄÄTÖKSET

Tutkimusongelmana oli selvittää, kuinka hyvin korkoero, osaketuotot, politiikan epävarmuusindeksi sekä G7-maiden BKT ennustavat Suomen talouskasvua kahden, neljän ja kahdeksan vuosineljänneksen päähän. Lopulliseen tarkasteluun valittiin USA:n ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksit, sillä ne korreloivat eniten Suomen BKT:n kasvun kanssa.

Regressioanalyysin tulosten pohjalta voidaan sanoa, että kaikilla valituilla muuttujilla on ainakin jonkin verran Suomen BKT:n kasvun ennustusvoimaa. Stock ja Watson (2001) sekä Kuosmanen ja Vataja (2013) havaitsivat tutkimuksissaan, että osaketuotoilla ei yleensä ole kovinkaan merkittävää ennustuskykyä. Tässäkin tutkimuksessa osaketuotoilla oli heikoin ennustusvoima ja se saavutti eniten tilastollisen merkitsevyyden asteita vuoden päähän ennustavissa malleissa. Osaketuottoihin verrattuna korkoero oli huomattavasti parempi ennustaja. Aiemmissä tutkimuksissa on havaittu, että korkoeron ennustusvoima ylittää ainakin vuoden päähän, mikä on yhdenmukainen myös tässä tutkimuksessa saatujen tulosten kanssa. Korkoero oli ainoa muuttuja, joka säilyi tilastollisesti merkitsevänä kaikissa, myös kahdeksan vuosineljänneksen päähän ennustavissa malleissa. Lisäksi korkoeron kerroin oli aina positiivinen, mikä on yhdenmukainen tulos aiempien tutkimustulosten kanssa.

G7-maiden BKT:llä näytti olevan jonkin verran ennustusvoimaa puolen vuoden ja vuoden päähän ennustettaessa, mutta se ei ollut tilastollisesti merkitsevä enää yhdessäkään kahden vuoden päähän ennustavassa mallissa. Kahden vuoden päähän ennustettaessa pienin keskivirhe oli mallilla, jossa G7-maiden BKT ei edes ollut yhtenä selittävänä muuttujana. Yksittäisten muuttujien ennustusvoima näyttää laskevan sitä enemmän, mitä kaukaisempi ennustehorisontti on, ja tämä voitiin havaita jo saaduista ristikorrelaatioiden tuloksista. Erityisesti G7-maiden BKT:n ennustusvoima heikkeni huomattavan paljon ennustushorisontin kasvaessa.

Bloom et. al (2012) on saanut tutkimuksessaan tuloksia politiikan epävarmuusindeksin vastasyklisyydestä. Laadullisessa tutkimuksessa huomattiin selvästi, että Suomen BKT:n ja USA:n ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksien kehitys on vastakkaisuuntaista. Myös regressioanalyysissä saadut tulokset tukevat politiikan epävarmuusindeksien vastasyklisyyttä, sillä molempien politiikan epävarmuusindeksien kertoimet olivat aina negatiivisia. Kelly et al. (2016) puolestaan ovat osoittaneet tutkimuksessaan ilmiötä, missä johtavassa taloudessa, kuten USA:ssa, lisääntyneen

politiikan epävarmuuden vaikutukset leviävät myös muihin maihin. Regressioanalyysissa saadut tulokset ovat yhdenmukaisia myös tämän tutkimuksen kanssa, sillä sekä USA:n että Ranskan politiikan epävarmuusindekseillä näytti olevan melko huomattavaakin Suomen BKT:n kasvun ennustusvoimaa. USA:n politiikan epävarmuusindeksi näyttää ennustavan paremmin yksin Suomen BKT:n kehitystä kuin Ranskan epävarmuusindeksi, mutta Ranskan epävarmuusindeksi yhdistettynä muihin selittäviin muuttujiin tuottaa lähes poikkeuksetta parempia ennusteita, kuin vastaavat USA:n politiikan epävarmuusindeksin mallit. Tämä on havaittavissa varsinkin puolen vuoden päähän ennustettaessa, jolloin Ranskan politiikan epävarmuusindeksi saavutti USA:n politiikan epävarmuusindeksiä useammin tilastollisen merkitsevyyden tasoja eri malleissa. Yhtä poikkeusta lukuun ottamatta parhaita ennusteita saatiin kuitenkin silloin, kun malleissa käytettiin molempia politiikan epävarmuusindeksejä selittävinä muuttujina. Tämä tukee Stockhammarin ja Österholmin (2016) tutkimuksen tulosta, jonka mukaan politiikan epävarmuusindeksi tulisi ottaa huomioon myös pienen avoimen talouden talousennusteita tehdessä.

Pienin keskivirhe ($SER=1,320$) ja paras korjattu selitysaste ($Adj. R^2=0,582$) saatiin kahdella eri kahden vuosineljänneksen päähän ennustavalla mallilla. Mallien keskivirheet olivat selvästi suurempia neljän ja kahdeksan vuosineljänneksen päähän ennustavissa malleissa, joten mallien ennustusvoima heikkenee ennustehorisontin kasvaessa. Tutkielmassa muodostetut regressiomallit eivät muutenkaan olleet täysin ongelmattomia. Esimerkiksi BKT:n kasvunopeudet näyttivät sisältävän melko paljon sellaista heiluntaa, jota käytetyt mallit eivät pystyneet selittämään. Mallit eivät myöskään pystyneet ennustamaan finanssikriisin aiheuttamaa BKT:n kasvunopeuden huomattavan pudotuksen suuruutta. Myös valittu tarkasteluajanjakso voi vaikuttaa tuloksiin. Tässä tutkimuksessa saadut tulokset koskevat vain aikaväliä 1990:1–2015:4, mutta eri tarkasteluajanjaksolla voidaan saada hyvinkin erilaisia tuloksia. Lisäksi osaketuottojen ja G7-maiden BKT:n tilastolliset merkitsevyydet olivat monissa regressiomalleissa heikkoja. Isommassa aineistossa nämäkin muuttujat olisivat voineet saavuttaa korkeamman tilastollisen merkitsevyyden.

Tehtyjen havaintojen perusteella voidaan siis todeta, että korkoerolla, osaketuotoilla, USA:n ja Ranskan politiikan epävarmuusindekseillä sekä G7-maiden BKT:llä on jonkinlaista Suomen talouskasvun ennustusvoimaa niin puolen vuoden, vuoden kuin kahden vuodenkin päähän. Osaketuottojen ja G7-maiden ennustusvoima on kokonaisuudessaan melko vähäistä varsinkin korkoeroon verrattuna, ja yleensä parhaita ennusteita saadaan, kun tarkastellaan kaikkien muuttujien yhteisvaikutusta. USA:n politiikan epävarmuusindeksillä on yksittäin suurempaa ennustusvoimaa kuin Ranskan

politiikan epävarmuusindeksillä, joka taas ennustaa paremmin yhdessä muiden selittävien muuttujien kanssa erityisesti kahden vuosineljänneksen päähän. Saatujen tulosten perusteella voidaan sanoa, että politiikan epävarmuusindeksit tulisi ottaa huomioon Suomen talousennusteita tehdessä.

LÄHTEET

- Ando, Albert & Franco Modigliani (1964). The “Life Cycle” Hypothesis of Saving: A Correction. *The American Economic Review* [Online]. Vol. 53, No. 1, Part 1 (March 1963), pp. 55-84. [Siteerattu 15.9.2016]. Saatavissa World Wide Webistä: <https://www.researchgate.net/profile/Jean_Fitoussi/publication/45125476_An_economists'_manifesto_on_unemployment_in_the_European_Union/links/55d1bb8308ae95c3504d5a78.pdf#page=62>.
- Ang, Andrew, Piazzesi, Monika & Wei, Min (2006). What does the yield curve tell us about GDP growth?. *Journal of Econometrics* [Online] Vol. 131, Iss. 1-2 pp. 359-403 [Siteerattu 1.9.2016]. Saatavissa World Wide Webistä: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304407605000163>>.
- Baker, S.R., Bloom, N. & Davis, S.J. (2015). Measuring economic policy uncertainty. *Working paper, Stanford University*. [Online]. No. 21633 [Siteerattu 14.11.2014] Saatavissa World Wide Webistä: <<http://www.nber.org/papers/w21633>>.
- Bloom, N. (2014). Fluctuations in Uncertainty. *The Journal of Economic Perspectives*. [Online] Vol. 28, No. 2, Spring 2014, pp. 153-175. [Siteerattu 17.9.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <http://www.policyuncertainty.com/media/JEP_Uncertainty.pdf>.
- Bloom, N., Floetotto, M., Jaimovich, N., Saporta-Eksten, I. & Terry, S.J. (2012). Really uncertain business cycles. *National Bureau of Economic Research Working paper* [Online] No. 18245. [Siteerattu 14.8.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <<http://www.nber.org/papers/w18245.pdf>>.
- Branch, Ben (1978). Testing the Unbiased Expectation Theory of Interest Rates. *Financial Review*. [Online] Vol. 13, iss. 2 pp. 51-66 [Siteerattu 15.8.2016]. Saatavissa World Wide Webistä: <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6288.1978.tb01069.x/pdf>>.
- Brandon, J. & Youngsuk, Y. (2012). Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles. *The Journal of Finance*. [Online] Vol. 67, Iss. 1, pp. 45-83 [Siteerattu 15.8.2016]. Saatavissa World Wide Webistä: <<http://onlinelibrary.wiley.com.proxy.uwasa.fi/doi/10.1111/j.1540-6261.2011.01707.x/abstract>>.

- Casu, Barbara, Girardone, Claudia & Molyneux, Philip (2006). *Introduction to banking*. Essex: Pearson Education Limited. 526 s. ISBN 978-0-273-69302-4.
- Chang, T., Chen, W., Gupta, R. & Nguyen, D. (2015). Are stock prices related to the political uncertainty index in OECD countries? Evidence from the bootstrap panel causality test. *Economic Systems* [Online]. Vol. 39, Iss. 2, June 2015, pp. 288–300. [Siteerattu 14.8.2016]. Saatavissa World Wide Webistä: <<http://www.sciencedirect.com.proxy.uwasa.fi/science/article/pii/S093936251500022>>.
- Clinton, Kevin (1995). The term structure of interest rates as a leading indicator of economic activity: A technical note. *Bank of Canada Review* [Online]. Winter 1994-1995. [Siteerattu 15.9.2016]. Saatavana World Wide Webistä: <<http://www.bankofcanada.ca/wp-content/uploads/2010/06/r951a.pdf>>.
- Colombo, V. (2013). Economic policy uncertainty in the US: Does it matter for the Euro area? *Economic Letters* [Online]. Vol. 121, Iss. 1, October 2013, pp. 39-42. [Siteerattu 14.8.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <<http://www.sciencedirect.com.proxy.uwasa.fi/science/article/pii/S0165176513003066>>.
- Cox J. C., Ingersoll J. E. Jr. & Ross S. A. (1981). A Re-examination of Traditional Hypotheses about the Term Structure of Interest Rates. *The Journal of Finance* [Online]. Vol. 36, Iss. 4, pp. 769-799. [Siteerattu 14.8.2016]. Saatavissa World Wide Webistä: <<http://onlinelibrary.wiley.com.proxy.uwasa.fi/doi/10.1111/j.1540-6261.1981.tb04884.x/full>>.
- Culbertson, J. (1957). The Term Structure of Interest Rates. *Quarterly Journal of Economics* [Online]. Vol. 71, pp. 485-517. [Siteerattu 15.9.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <<http://content.ebscohost.com/ContentServer.asp?T=P&P=AN&K=7697010&EbscoContent=dGJyMNLe80Sep7M40dvuOLCmr06eprRSsKa4SbCWxWXS&ContentCustomer=dGJyMPGqtU%2B2rq5NuePfgex%2BEu3q64A&D=buh>>.
- Durnev, A. (2010). The Real Effects of Political Uncertainty: Elections and Investment Sensitivity to Stock Prices. *University of Iowa, Paris December 2010 Finance Meeting EUROFIDAI - AFFI*. [Online] [Siteerattu 14.9.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1695382>.

- Estrella, A. (2005). Why does the yield curve predict output and inflation?. *Economic Journal* [Online] Vol. 115, Iss. 505 July 2005, pp. 722–744. . [Siteerattu 15.9.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <<http://onlinelibrary.wiley.com.proxy.uwasa.fi/doi/10.1111/j.1468-0297.2005.01017.x/full>>.
- Euroopan keskuspankki (2016). *Euroalueen tuottokäyrä*. [Online] [Noudettu 29.8.2016]. Saatavissa World Wide Webistä: <<https://www.ecb.europa.eu/stats/money/yc/html/index.en.html>>.
- European Commission (2016). *Economic and Financial Affairs, G7/G8, G20*. [Online] [Siteerattu 15.9.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <http://ec.europa.eu/economy_finance/international/forums/g7_g8_g20/index_en.htm>.
- Euroopan komissio, talous- ja rahoitusasiat (2015). *Euro*. [Online] [Siteerattu 10.9.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <http://ec.europa.eu/economy_finance/euro/index_fi.htm>.
- Fama, Eugene F. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. *The American Economic Review* [Online] Vol. 71, No. 4 pp. 545-565. [Siteerattu 26.8.2016]. Saatavissa World Wide Webistä: <<http://www.jstor.org/stable/1806180>>.
- Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Kuester, K. & Rubio-Ramírez, J. (2015). Fiscal volatility shocks and economic activity. *The American Economic Review* [Online]. Vol. 105, No. 11, November 2015, pp. 3352-3384(33). [Siteerattu 14.8.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <c>.
- Galbraith, John W. & Greg Tkacz (2000). Testing for asymmetry in the link between the yield spread and output in the G-7 countries. *Journal of International Money and Finance* [Online]. Vol. 19, Iss. 5, pp. 657-672. [Siteerattu 15.9.2016]. Saatavissa World Wide Webistä: <<http://www.sciencedirect.com.proxy.uwasa.fi/science/article/pii/S0261560600000231>>.
- Gerlach, S. (2003). Interpreting the term structure of interbank rates in Hong Kong. *Pacific Basin Finance Journal* [Online]. Vol. 11, 593-609 [Siteerattu 27.8.2016].

Saatavissa World Wide Webistä:
 <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0927538X03000143>>.

Goodell, J.W. & Vähämaa, S. (2013). US presidential elections and implied volatility: the role of political uncertainty. *Journal of Banking and Finance* [Online]. Vol. 37 (2013), pp. 1108–1117. [Siteerattu 14.9.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <http://ac.els-cdn.com.proxy.uwasa.fi/S0378426612003603/1-s2.0-S0378426612003603-main.pdf?_tid=f794857e-69d7-11e6-b4ea-00000aab0f6c&acdnat=1472028877_9d003d67cc6c6cf2e2e2d3a3d02f66be>.

Goodhart, C. & Hofmann B. (2000). *Asset Prices and the Conduct of Monetary Policy*, manuscript. London School of Economics. [Online]. [Siteerattu 15.9.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.199.1957&rep=rep1&type=pdf>>.

Gujarati, Damodar N. (2003). *Basic Econometrics*. 4. Painos. New York etc.: McGraw-Hill. 1002 s. ISBN 0-07-112342-3.

Hamilton, J. D. & Kim D. H. (2000). A re-examination of the predictability of economic activity using the yield spread. *National Bureau of Economic Research Working Paper*. [Online] No. 7954. [Siteerattu 15.8.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <<http://www.nber.org/papers/w7954.pdf>>.

James, Jessica & Webber, Nick (2000). *Interest Rate Modelling*. New York etc.: John Wiley & Sons. 654 s. ISBN 0-471-97523-0.

Kelly, B., Pástor, L. & Veronesi, P. (2016). The Price of Political Uncertainty: Theory and Evidence from the Option Market. *The Journal of Finance*. [Online] Vol. 71, Iss. 5, pp. 2417–2480. [Siteerattu 15.8.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <<http://onlinelibrary.wiley.com.proxy.uwasa.fi/doi/10.1111/jofi.12406/full>>.

Kettunen, Maaria (1995). Korkojen aikarakenne, inflaatio-odotukset ja inflaatio. *Suomen pankin keskustelualoitteita, rahapolitiikan osasto* [Online]. 22/95. 80 s. [Siteerattu 15.8.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <http://www.suomenpankki.fi/pdf/SP_DP_1995_22.pdf>.

- Kuosmanen, Petri & Vataja, Juuso (2013). *Forecasting GDP growth with financial market data in Finland: Revisiting stylized facts in a small open economy during the financial crisis*. *Review of Financial Economics*. pp. 8.
- Meichle, M., Ranaldo, A. & Zanetti, A. (2011). Do financial variables help predict the state of the business cycle in small open economies? Evidence from Switzerland. *Swiss Society for Financial Market Research 2011* [Online]. [Siteerattu 15.9.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <<http://search.proquest.com/openview/71c1dba4d0d781c80a1349b00eb5e520/1.pdf?pq-origsite=gscholar&cbl=816365>>.
- Mishkin, Frederic S. & Eakins, Stanley G. (2003). *Financial Markets and Institutions*. Boston etc.: Addison Wesley. 697 s. ISBN 0-321-11637-2.
- Modigliani, F. & Sutch R. (1966). Innovations in interest rate policy. *American Economic Review* [Online]. Vol. 56, Iss. 2, pp. 178-197. [Siteerattu 15.9.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <<http://web.b.ebscohost.com.proxy.uwasa.fi/ehost/pdfviewer/pdfviewer?sid=9e49601e-2bb3-4e18-a10b-4de88d998523%40sessionmgr102&vid=1&hid=124>>.
- Niskanen, Jyrki & Niskanen, Mervi (2007). *Yritysrahoitus*. Helsinki: Edita Publishing Oy. 449 s. ISBN 978-951-37-4895-1.
- OECD (2016). *Key Short-Term Economic Indicators (data-base)* [Online]. [Noudettu: 22.4.2016] Saatavana World Wide Webistä: <<http://data.oecd.org/>>.
- Pástor, L. & Veronesi, P. (2013). Political uncertainty and risk premia. *Journal of Financial Economics* [Online]. Vol. 110, Iss. 3, pp. 520–545. [Siteerattu 14.8.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <<http://www.sciencedirect.com.proxy.uwasa.fi/science/article/pii/S0304405X13002080>>.
- Peura, Tapio (1999). Rahapolitiikan säännöt: katsaus kirjallisuuteen. *Suomen Pankin keskustelualoitteita, Kansantalouselämä* [Online]. 15/99. 41 s [Siteerattu 15.9.2016]. Saatavissa World Wide Webistä: <<http://www.suomenpankki.fi/pdf/91321.pdf>>.

- Stock, J.H. & Watson, M.W. (2001). Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices. *National Bureau of Economic Research*. [Online] Working paper no. 8180. [Siteerattu 1.8.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <<http://www.nber.org/papers/w8180.pdf>>.
- Stock, J.H. & Watson, M.W. (2003). Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices. *Journal of Economic Literature*. [Online] Vol. 41, pp. 788-829. [Siteerattu 1.8.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <ftp://ftp.soc.uoc.gr/students/aslanidis/My%20documents/Andrea/Stock_Watson_JEL_2003.pdf>.
- Stock, J.H. & Watson, M.W. (2012). Disentangling the Channels of the 2007-2009 Recession. *National Bureau of Economic Research Working paper* [Online] No. 18094. [Siteerattu 1.8.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <<http://www.nber.org/papers/w18094>>.
- Stockhammar, P. & Österholm, P. (2016). Effects of US policy uncertainty on Swedish GDP growth. *Empirical Economics* [Online]. Vol. 50, Iss. 2, March 2016, pp. 443–462. [Siteerattu 5.8.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <<http://link.springer.com.proxy.uwasa.fi/article/10.1007%2Fs00181-015-0934-y>>.
- Sum, V. (2012). Economic Policy Uncertainty and Stock Market Performance: Evidence From the European Union, Croatia, Norway, Russia, Switzerland, Turkey and Ukraine. *Journal of Money, Investment and Banking* [Online]. Vol. 25, pp. 99-104. [Siteerattu 10.9.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2094175>.
- Taylor, John B. (2009). The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong. *National Bureau of Economic Research working paper* [Online]. No. 14631. [Siteerattu 14.8.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <<http://www.nber.org/papers/w14631.pdf>>.
- Tkacz, G. & Wilkins, C. (2008). Linear and Threshold Forecasts of Output and Inflation Using Stock and Housing Prices. *Journal of Forecasting* [Online]. Vol. 27, pp. 131–151. [Siteerattu 17.8.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <<http://onlinelibrary.wiley.com.proxy.uwasa.fi/doi/10.1002/for.1046/epdf>>.

Vayanos D. & Vila J. L. (2009). A Preferred-Habitat Model of the Term Structure of Interest Rates. *National Bureau of Economic Research Working Paper* [Online]. No. 15487. [Siteerattu 15.9.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <<http://www.nber.org/papers/w15487.pdf>>.

Wheelock, David C. & Mark E. Wohlar (2009). Can the Term spread Predict Output Growth and Recessions? A Survey of the Literature. *United States. Dept. of the Treasury Review* [Online]. Sep/Oct2009 Part 1, 91:5, pp. 419-440, no. 15487. [Siteerattu 15.9.2016] Saatavissa World Wide Webistä: <<https://research.stlouisfed.org/publications/review/09/09/part1/Wheelock.pdf>>.

LIITTEET

Liite 1. Kahden vuosineljänneksen regressiomallien tulokset

Benchmark-malli

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|--------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 0,421 | 0,297 | 1,421 | 0,158 | | | | | | |
| qfin_2 | 0,385 | 0,119 | 3,226 | 0,002 | *** | | | | | |
| qfin_3 | 0,431 | 0,190 | 2,262 | 0,026 | ** | | | | | |
| qfin_4 | 0,296 | 0,125 | 2,363 | 0,020 | ** | | | | | |
| | | | | | | 1,791 | 0,280 | 0,257 | 0,000 | 0,974 |

Rahoitusmuuttujamalli

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | -0,256 | 0,357 | -0,717 | 0,475 | | | | | | |
| qfin_2 | 0,018 | 0,110 | 0,162 | 0,872 | | | | | | |
| qfin_3 | 0,375 | 0,115 | 3,253 | 0,002 | *** | | | | | |
| qfin_4 | 0,291 | 0,088 | 3,306 | 0,001 | *** | | | | | |
| ts_2 | 0,564 | 0,169 | 3,349 | 0,001 | *** | | | | | |
| qspfin_2 | 0,043 | 0,021 | 2,042 | 0,044 | ** | | | | | |
| | | | | | | 1,530 | 0,486 | 0,458 | 0,000 | 1,128 |

G7-malli

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|--------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | -0,290 | 0,412 | -0,704 | 0,483 | | | | | | |
| qfin_2 | -0,093 | 0,312 | -0,298 | 0,766 | | | | | | |
| qfin_3 | 0,290 | 0,176 | 1,646 | 0,103 | | | | | | |
| qfin_4 | 0,359 | 0,158 | 2,270 | 0,026 | ** | | | | | |
| qg7_2 | 2,046 | 0,753 | 2,717 | 0,008 | *** | | | | | |
| | | | | | | 1,601 | 0,431 | 0,406 | 0,000 | 0,966 |

USA:n politiikan epävarmuusindeksi-malli

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|---------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 10,960 | 3,747 | 2,925 | 0,004 | *** | | | | | |
| qfin_2 | 0,209 | 0,131 | 1,602 | 0,113 | | | | | | |
| qfin_3 | 0,356 | 0,192 | 1,860 | 0,066 | * | | | | | |
| qfin_4 | 0,194 | 0,118 | 1,642 | 0,104 | | | | | | |
| puius_2 | -2,249 | 0,817 | -2,752 | 0,007 | *** | | | | | |
| | | | | | | 1,717 | 0,345 | 0,317 | 0,000 | 0,967 |

Ranskan politiikan epävarmuusindeksi-malli

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|---------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 4,804 | 1,648 | 2,914 | 0,004 | *** | | | | | |
| qfin_2 | 0,280 | 0,119 | 2,342 | 0,021 | ** | | | | | |
| qfin_3 | 0,374 | 0,181 | 2,068 | 0,041 | ** | | | | | |
| qfin_4 | 0,243 | 0,113 | 2,150 | 0,034 | ** | | | | | |
| puifr_2 | -0,915 | 0,339 | -2,700 | 0,008 | *** | | | | | |
| | | | | | | 1,733 | 0,333 | 0,305 | 0,000 | 0,956 |

Rahoitusmuuttujamalli ja USA:n politiikan epävarmuusindeksi

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 8,672 | 2,633 | 3,293 | 0,001 | *** | | | | | |
| qfin_2 | -0,092 | 0,107 | -0,864 | 0,390 | | | | | | |
| qfin_3 | 0,300 | 0,111 | 2,694 | 0,008 | *** | | | | | |
| qfin_4 | 0,194 | 0,068 | 2,862 | 0,005 | *** | | | | | |
| ts_2 | 0,596 | 0,160 | 3,727 | 0,000 | *** | | | | | |
| qspfin_2 | 0,032 | 0,019 | 1,629 | 0,107 | | | | | | |
| puius_2 | -1,912 | 0,575 | -3,324 | 0,001 | *** | | | | | |
| | | | | | | 1,471 | 0,529 | 0,499 | 0,000 | 1,123 |

Rahoitusmuuttujamalli ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksi

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|-----------|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 4,102 | 0,883 | 4,644 | 0,000 *** | | | | | |
| qfin_2 | -0,070 | 0,084 | -0,828 | 0,410 | | | | | |
| qfin_3 | 0,306 | 0,098 | 3,131 | 0,002 *** | | | | | |
| qfin_4 | 0,228 | 0,062 | 3,656 | 0,000 *** | | | | | |
| ts_2 | 0,615 | 0,150 | 4,096 | 0,000 *** | | | | | |
| qspfin_2 | 0,035 | 0,020 | 1,743 | 0,085 * | | | | | |
| puifr_2 | -0,921 | 0,187 | -4,938 | 0,000 *** | | | | | |
| | | | | | 1,458 | 0,538 | 0,508 | 0,000 | 1,159 |

Rahoitusmuuttujamalli ja USA:n sekä Ranskan politiikan epävarmuusindeksit

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|-----------|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 8,013 | 2,711 | 2,956 | 0,004 *** | | | | | |
| qfin_2 | -0,108 | 0,091 | -1,192 | 0,237 | | | | | |
| qfin_3 | 0,282 | 0,099 | 2,837 | 0,006 *** | | | | | |
| qfin_4 | 0,191 | 0,055 | 3,438 | 0,001 *** | | | | | |
| ts_2 | 0,619 | 0,150 | 4,130 | 0,000 *** | | | | | |
| qspfin_2 | 0,031 | 0,019 | 1,593 | 0,115 | | | | | |
| puius_2 | -1,106 | 0,673 | -1,643 | 0,104 | | | | | |
| puifr_2 | -0,655 | 0,211 | -3,102 | 0,003 *** | | | | | |
| | | | | | 1,450 | 0,548 | 0,513 | 0,000 | 1,144 |

Rahoitusmuuttujamalli, USA:n politiikan epävarmuusindeksi ja G7-maiden BKT

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|-----------|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 6,084 | 2,974 | 2,046 | 0,044 ** | | | | | |
| qfin_2 | -0,370 | 0,255 | -1,452 | 0,150 | | | | | |
| qfin_3 | 0,191 | 0,105 | 1,821 | 0,072 * | | | | | |
| qfin_4 | 0,252 | 0,096 | 2,629 | 0,010 ** | | | | | |
| ts_2 | 0,607 | 0,167 | 3,639 | 0,000 *** | | | | | |
| qspfin_2 | 0,016 | 0,012 | 1,317 | 0,191 | | | | | |
| puius_2 | -1,480 | 0,616 | -2,404 | 0,018 ** | | | | | |
| qg7_2 | 1,616 | 0,611 | 2,645 | 0,010 *** | | | | | |
| | | | | | 1,344 | 0,611 | 0,582 | 0,000 | 1,115 |

Rahoitusmuuttujamalli, Ranskan politiikan epävarmuusindeksi ja G7-maiden BKT

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|-----------|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 2,968 | 1,222 | 2,429 | 0,017 ** | | | | | |
| qfin_2 | -0,369 | 0,244 | -1,509 | 0,135 | | | | | |
| qfin_3 | 0,186 | 0,102 | 1,828 | 0,071 * | | | | | |
| qfin_4 | 0,273 | 0,086 | 3,190 | 0,002 *** | | | | | |
| ts_2 | 0,628 | 0,162 | 3,885 | 0,000 *** | | | | | |
| qspfin_2 | 0,018 | 0,012 | 1,502 | 0,137 | | | | | |
| puifr_2 | -0,805 | 0,236 | -3,410 | 0,001 *** | | | | | |
| qg7_2 | 1,655 | 0,606 | 2,730 | 0,008 *** | | | | | |
| | | | | | 1,320 | 0,625 | 0,596 | 0,000 | 1,152 |

Rahoitusmuuttujamalli, USA:n ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksit sekä G7-maiden BKT

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|-----------|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 5,450 | 3,005 | 1,814 | 0,073 * | | | | | |
| qfin_2 | -0,384 | 0,241 | -1,593 | 0,115 | | | | | |
| qfin_3 | 0,174 | 0,100 | 1,743 | 0,085 * | | | | | |
| qfin_4 | 0,248 | 0,083 | 3,002 | 0,003 *** | | | | | |
| ts_2 | 0,630 | 0,161 | 3,914 | 0,000 *** | | | | | |
| qspfin_2 | 0,016 | 0,012 | 1,301 | 0,197 | | | | | |
| puius_2 | -0,693 | 0,707 | -0,980 | 0,330 | | | | | |
| puifr_2 | -0,642 | 0,264 | -2,431 | 0,017 ** | | | | | |
| qg7_2 | 1,608 | 0,619 | 2,597 | 0,011 ** | | | | | |
| | | | | | 1,320 | 0,629 | 0,596 | 0,000 | 1,144 |

Constant = vakio, qfin = Suomen BKT:n neljännesvuosikasvu, ts = korkoero, qspfin = osaketuottojen neljännesvuosikasvu, puius = USA:n politiikan epävarmuusindeksi, puifr = Ranskan politiikan epävarmuusindeksi, qg7 = G7-maiden BKT:n neljännesvuosikasvu, β = kerroin, Std. Error = keskivirhe, t = t-testin arvo, p = t-testin p-arvo, S.E. of Regression = mallin keskivirhe, R² = selitysaste, Adj. R² = korjattu selitysaste, P-value (F) = mallin p-arvo, DW = Durbin-Watson -testin arvo.

Liite 2. Neljän vuosineljänneksen regressiomallien tulokset

Benchmark-malli

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|--------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 1,175 | 0,583 | 2,015 | 0,047 | ** | | | | | |
| qfin_4 | 1,277 | 0,418 | 3,053 | 0,003 | *** | | | | | |
| | | | | | | 3,269 | 0,209 | 0,201 | 0,003 | 0,764 |

Rahoitusmuuttujamalli

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | -0,315 | 0,713 | -0,443 | 0,659 | | | | | | |
| qfin_4 | 0,480 | 0,263 | 1,822 | 0,072 | * | | | | | |
| ts_4 | 1,229 | 0,320 | 3,835 | 0,000 | *** | | | | | |
| qspfin_4 | 0,076 | 0,027 | 2,767 | 0,007 | *** | | | | | |
| | | | | | | 2,655 | 0,489 | 0,473 | 0,000 | 0,824 |

G7-malli

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|--------|---------|------------|---------|---------|----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 0,355 | 0,750 | 0,474 | 0,637 | | | | | | |
| qfin_4 | 0,748 | 0,571 | 1,310 | 0,193 | | | | | | |
| qg7_4 | 2,208 | 1,014 | 2,178 | 0,032 | ** | | | | | |
| | | | | | | 3,156 | 0,271 | 0,255 | 0,009 | 0,634 |

USA:n politiikan epävarmuusindeksi-malli

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|---------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 25,043 | 5,124 | 4,888 | 0,000 | *** | | | | | |
| qfin_4 | 0,736 | 0,401 | 1,838 | 0,069 | * | | | | | |
| puius_4 | -5,115 | 1,110 | -4,609 | 0,000 | *** | | | | | |
| | | | | | | 3,022 | 0,331 | 0,317 | 0,000 | 0,649 |

Ranskan politiikan epävarmuusindeksi-malli

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|---------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 10,624 | 2,864 | 3,709 | 0,000 | *** | | | | | |
| qfin_4 | 0,978 | 0,426 | 2,298 | 0,024 | ** | | | | | |
| puifr_4 | -1,995 | 0,574 | -3,478 | 0,001 | *** | | | | | |
| | | | | | | 3,106 | 0,294 | 0,279 | 0,000 | 0,692 |

Rahoitusmuuttujamalli ja USA:n politiikan epävarmuusindeksi

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 20,328 | 3,963 | 5,129 | 0,000 | *** | | | | | |
| qfin_4 | 0,089 | 0,220 | 0,402 | 0,689 | | | | | | |
| ts_4 | 1,252 | 0,312 | 4,008 | 0,000 | *** | | | | | |
| qspfin_4 | 0,055 | 0,026 | 2,162 | 0,033 | ** | | | | | |
| puius_4 | -4,430 | 0,823 | -5,384 | 0,000 | *** | | | | | |
| | | | | | | 2,432 | 0,576 | 0,558 | 0,000 | 0,767 |

Rahoitusmuuttujamalli ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksi

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 9,255 | 1,992 | 4,647 | 0,000 | *** | | | | | |
| qfin_4 | 0,196 | 0,195 | 1,009 | 0,315 | | | | | | |
| ts_4 | 1,320 | 0,295 | 4,481 | 0,000 | *** | | | | | |
| qspfin_4 | 0,062 | 0,025 | 2,513 | 0,014 | ** | | | | | |
| puifr_4 | -2,044 | 0,395 | -5,179 | 0,000 | *** | | | | | |
| | | | | | | 2,434 | 0,575 | 0,557 | 0,000 | 0,867 |

Rahoitusmuuttujamalli ja USA:n sekä Ranskan politiikan epävarmuusindeksit

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 18,840 | 4,232 | 4,452 | 0,000 | *** | | | | | |
| qfin_4 | 0,053 | 0,186 | 0,284 | 0,777 | | | | | | |
| ts_4 | 1,300 | 0,301 | 4,328 | 0,000 | *** | | | | | |
| qspfin_4 | 0,054 | 0,025 | 2,198 | 0,030 | ** | | | | | |
| puius_4 | -2,821 | 1,173 | -2,406 | 0,018 | ** | | | | | |
| puifr_4 | -1,284 | 0,536 | -2,396 | 0,019 | ** | | | | | |
| | | | | | | 2,379 | 0,598 | 0,577 | 0,000 | 0,810 |

Rahoitusmuuttujamalli, USA:n politiikan epävarmuusindeksi ja G7-maiden BKT

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 18,449 | 4,482 | 4,116 | 0,000 | *** | | | | | |
| qfin_4 | -0,092 | 0,332 | -0,278 | 0,782 | | | | | | |
| ts_4 | 1,254 | 0,307 | 4,083 | 0,000 | *** | | | | | |
| qspfin_4 | 0,046 | 0,024 | 1,907 | 0,060 | * | | | | | |
| puius_4 | -4,111 | 0,903 | -4,554 | 0,000 | *** | | | | | |
| qg7_4 | 1,048 | 0,726 | 1,444 | 0,152 | | | | | | |
| | | | | | | 2,409 | 0,588 | 0,566 | 0,000 | 0,709 |

Rahoitusmuuttujamalli, Ranskan politiikan epävarmuusindeksi ja G7-maiden BKT

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 8,226 | 2,215 | 3,713 | 0,000 | *** | | | | | |
| qfin_4 | -0,015 | 0,336 | -0,043 | 0,965 | | | | | | |
| ts_4 | 1,318 | 0,289 | 4,557 | 0,000 | *** | | | | | |
| qspfin_4 | 0,051 | 0,024 | 2,147 | 0,034 | ** | | | | | |
| puifr_4 | -1,916 | 0,428 | -4,472 | 0,000 | *** | | | | | |
| qg7_4 | 1,147 | 0,699 | 1,640 | 0,104 | | | | | | |
| | | | | | | 2,404 | 0,590 | 0,568 | 0,000 | 0,796 |

Rahoitusmuuttujamalli, USA:n ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksit sekä G7-maiden BKT

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 17,132 | 4,710 | 3,638 | 0,000 | *** | | | | | |
| qfin_4 | -0,115 | 0,309 | -0,373 | 0,710 | | | | | | |
| ts_4 | 1,301 | 0,296 | 4,397 | 0,000 | *** | | | | | |
| qspfin_4 | 0,046 | 0,024 | 1,943 | 0,055 | * | | | | | |
| puius_4 | -2,577 | 1,247 | -2,067 | 0,042 | ** | | | | | |
| puifr_4 | -1,240 | 0,558 | -2,221 | 0,029 | ** | | | | | |
| qg7_4 | 0,980 | 0,727 | 1,348 | 0,181 | | | | | | |
| | | | | | | 2,360 | 0,609 | 0,584 | 0,000 | 0,757 |

Constant = vakio, qfin = Suomen BKT:n neljännesvuosikasvu, ts = korkoero, qspfin = osaketuottojen neljännesvuosikasvu, puius = USA:n politiikan epävarmuusindeksi, puifr = Ranskan politiikan epävarmuusindeksi, qg7 = G7-maiden BKT:n neljännesvuosikasvu, β = kerroin, Std. Error = keskivirhe, t = t-testin arvo, p = t-testin p-arvo, S.E. of Regression = mallin keskivirhe, R² = selitysaste, Adj. R² = korjattu selitysaste, P-value (F) = mallin p-arvo, DW = Durbin-Watson -testin arvo.

Liite 3. Kahdeksan vuosineljänneksen regressiomallien tulokset

Benchmark-malli

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|--------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 3,124 | 1,073 | 2,913 | 0,004 | *** | | | | | |
| qfin_8 | 1,352 | 0,749 | 1,805 | 0,074 | * | | | | | |
| | | | | | | 5,641 | 0,093 | 0,083 | 0,074 | 0,369 |

Rahoitusmuuttujamalli

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 0,474 | 1,424 | 0,333 | 0,740 | | | | | | |
| qfin_8 | 0,183 | 0,485 | 0,377 | 0,707 | | | | | | |
| ts_8 | 2,205 | 0,657 | 3,355 | 0,001 | *** | | | | | |
| qspfin_8 | 0,070 | 0,039 | 1,821 | 0,072 | * | | | | | |
| | | | | | | 4,753 | 0,370 | 0,349 | 0,000 | 0,355 |

G7-malli

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|--------|---------|------------|---------|---------|---|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 2,354 | 1,278 | 1,842 | 0,069 | * | | | | | |
| qfin_8 | 0,851 | 0,938 | 0,907 | 0,367 | | | | | | |
| qg7_8 | 2,090 | 1,535 | 1,362 | 0,177 | | | | | | |
| | | | | | | 5,602 | 0,115 | 0,096 | 0,110 | 0,307 |

USA:n politiikan epävarmuusindeksi-malli

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|---------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 43,939 | 10,842 | 4,053 | 0,000 | *** | | | | | |
| qfin_8 | 0,400 | 0,669 | 0,598 | 0,551 | | | | | | |
| puius_8 | -8,727 | 2,233 | -3,908 | 0,000 | *** | | | | | |
| | | | | | | 5,225 | 0,230 | 0,214 | 0,001 | 0,302 |

Ranskan politiikan epävarmuusindeksi-malli

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|---------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 20,306 | 5,363 | 3,786 | 0,000 | *** | | | | | |
| qfin_8 | 0,832 | 0,771 | 1,079 | 0,284 | | | | | | |
| puifr_8 | -3,645 | 1,090 | -3,346 | 0,001 | *** | | | | | |
| | | | | | | 5,319 | 0,202 | 0,185 | 0,000 | 0,320 |

Rahoitusmuuttujamalli ja USA:n politiikan epävarmuusindeksi

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 38,869 | 8,350 | 4,655 | 0,000 | *** | | | | | |
| qfin_8 | -0,574 | 0,408 | -1,406 | 0,163 | | | | | | |
| ts_8 | 2,250 | 0,655 | 3,433 | 0,001 | *** | | | | | |
| qspfin_8 | 0,034 | 0,038 | 0,878 | 0,382 | | | | | | |
| puius_8 | -8,222 | 1,681 | -4,890 | 0,000 | *** | | | | | |
| | | | | | | 4,316 | 0,486 | 0,463 | 0,000 | 0,383 |

Rahoitusmuuttujamalli ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksi

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 18,803 | 4,672 | 4,025 | 0,000 | *** | | | | | |
| qfin_8 | -0,327 | 0,446 | -0,734 | 0,465 | | | | | | |
| ts_8 | 2,379 | 0,610 | 3,900 | 0,000 | *** | | | | | |
| qspfin_8 | 0,042 | 0,040 | 1,069 | 0,288 | | | | | | |
| puifr_8 | -3,934 | 0,997 | -3,947 | 0,000 | *** | | | | | |
| | | | | | | 4,287 | 0,493 | 0,471 | 0,000 | 0,433 |

Rahoitusmuuttujamalli ja USA:n sekä Ranskan politiikan epävarmuusindeksit

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 34,402 | 9,309 | 3,696 | 0,000 | *** | | | | | |
| qfin_8 | -0,581 | 0,381 | -1,524 | 0,131 | | | | | | |
| ts_8 | 2,342 | 0,644 | 3,640 | 0,000 | *** | | | | | |
| qspfin_8 | 0,031 | 0,038 | 0,809 | 0,421 | | | | | | |
| puius_8 | -4,748 | 3,064 | -1,550 | 0,125 | | | | | | |
| puifr_8 | -2,523 | 1,549 | -1,629 | 0,107 | | | | | | |
| | | | | | | 4,212 | 0,516 | 0,489 | 0,000 | 0,414 |

Rahoitusmuuttujamalli, USA:n politiikan epävarmuusindeksi ja G7-maiden BKT

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 38,232 | 8,989 | 4,253 | 0,000 | *** | | | | | |
| qfin_8 | -0,634 | 0,575 | -1,102 | 0,273 | | | | | | |
| ts_8 | 2,250 | 0,650 | 3,464 | 0,001 | *** | | | | | |
| qspfin_8 | 0,030 | 0,043 | 0,715 | 0,476 | | | | | | |
| puius_8 | -8,114 | 1,789 | -4,535 | 0,000 | *** | | | | | |
| qg7_8 | 0,352 | 1,276 | 0,276 | 0,784 | | | | | | |
| | | | | | | 4,338 | 0,487 | 0,458 | 0,000 | 0,377 |

Rahoitusmuuttujamalli, Ranskan politiikan epävarmuusindeksi ja G7-maiden BKT

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 18,354 | 4,415 | 4,157 | 0,000 | *** | | | | | |
| qfin_8 | -0,415 | 0,610 | -0,681 | 0,498 | | | | | | |
| ts_8 | 2,377 | 0,602 | 3,949 | 0,000 | *** | | | | | |
| qspfin_8 | 0,038 | 0,045 | 0,848 | 0,399 | | | | | | |
| puifr_8 | -3,876 | 0,973 | -3,985 | 0,000 | *** | | | | | |
| qg7_8 | 0,483 | 1,160 | 0,416 | 0,678 | | | | | | |
| | | | | | | 4,306 | 0,494 | 0,466 | 0,000 | 0,421 |

Rahoitusmuuttujamalli, USA:n ja Ranskan politiikan epävarmuusindeksit sekä G7-maiden BKT

| | β | Std. Error | t-ratio | p-value | | S.E. of Regression | R ² | Adj. R ² | P-value(F) | DW |
|----------|---------|------------|---------|---------|-----|--------------------|----------------|---------------------|------------|-------|
| const | 34,014 | 9,854 | 3,452 | 0,001 | *** | | | | | |
| qfin_8 | -0,619 | 0,550 | -1,126 | 0,263 | | | | | | |
| ts_8 | 2,342 | 0,639 | 3,663 | 0,000 | *** | | | | | |
| qspfin_8 | 0,029 | 0,043 | 0,679 | 0,499 | | | | | | |
| puius_8 | -4,693 | 3,171 | -1,480 | 0,142 | | | | | | |
| puifr_8 | -2,512 | 1,523 | -1,650 | 0,103 | | | | | | |
| qg7_8 | 0,225 | 1,211 | 0,186 | 0,853 | | | | | | |
| | | | | | | 4,235 | 0,516 | 0,483 | 0,000 | 0,410 |

Constant = vakio, qfin = Suomen BKT:n neljännesvuosikasvu, ts = korkoero, qspfin = osaketuottojen neljännesvuosikasvu, puius = USA:n politiikan epävarmuusindeksi, puifr = Ranskan politiikan epävarmuusindeksi, qg7 = G7-maiden BKT:n neljännesvuosikasvu, β = kerroin, Std. Error = keskivirhe, t = t-testin arvo, p = t-testin p-arvo, S.E. of Regression = mallin keskivirhe, R² = selitysaste, Adj. R² = korjattu selitysaste, P-value (F) = mallin p-arvo, DW = Durbin-Watson -testin arvo.