



Vaasan yliopisto
UNIVERSITY OF VAASA

Niko Soini

Julkinen velka – apu vai taakka talouskasvulle?

Empiirinen analyysi julkisen velan vaikutuksesta talouskasvuun
Pohjoismaissa

Laskentatoimen ja rahoituksen yksikkö
Taloustieteen pro gradu -tutkielma
Taloustieteen maisteriohjelma

Vaasa 2025

VAASAN YLIOPISTO**Laskentatoimen ja rahoituksen yksikkö**

Tekijä:	Niko Soini		
Tutkielman nimi:	Julkinen velka – apu vai taakka talouskasvulle?: Empiirinen analyysi julkisen velan vaikutuksesta talouskasvuun Pohjoismaissa		
Tutkinto:	Kauppätieteiden maisteri		
Oppiaine:	Taloustiede		
Työn ohjaaja:	Juuso Vataja		
Valmistumisvuosi:	2025	Sivumäärä:	73

TIIVISTELMÄ:

Julkinen velan vaikutukset talouskasvuun ovat taloustieteen tutkimuskirjallisuudessa kiistelty aihe, joka on noussut mahdollisesti ajankohtaisemmaksi kuin aiemmin Euroopassa koettujen uusien velkatrendien myötä. Tämän tutkielman tarkoituksena on tarkastella julkisen velan talouskasvuvaikutuksia Pohjoismaissa. Tutkielmalla on kaksi tavoitetta. Ensimmäinen on kuvata vaikutuksen luonnetta Pohjoismaissa homogeenisenä ryhmänä replikoimalla Ahlbornin ja Schweickertin (2018) saamia tuloksia aiheesta Pohjoismaissa. Toinen tavoite on testata heidän esittämää hypoteesia ja sen pohjalta tekemää Pohjoismaiden homogeenisyysolettamaa. Hypoteesin mukaan heterogeenisyys julkisen velan vaikutuksessa talouskasvuun maiden välillä aiheutuu niiden talous- ja hyvinvointijärjestelmien muodostavien instituutioiden erojen vuoksi. Tämän perusteella he olettavat vaikutuksen olevan homogeenistä Pohjoismaissa, koska niiden aiemmin mainitut instiutiot ovat heidän mukaansa samankaltaisia.

Tulosten perusteella julkisen velan vaikutus talouskasvuun on Pohjoismaissa ryhmänä negatiivista ja lineaarista suhteessa sen määrään. Negatiivinen vaikutus kuitenkin viimeistään kumoutuu, kun maat ylittävät 37 130 \$ BKT per asukkaan varallisuustason. Tulos eroaa vaikutuksen muodon osalta Ahlbornin ja Schweickertin (2018) tuloksista, joiden perusteella negatiivinen vaikutus on Pohjoismaissa epälineaarista suhteessa velan määrään ja voimistuu maiden ylittäessä noin 60 % velka/BKT tason. Tutkielman tulosten mukaan vaikutuksessa on kuitenkin heterogeenisyyttä Pohjoismaiden välillä juuri sen muodon osalta. Heterogeenisyyttä maiden välillä ilmenee, kun huomioon otetaan mahdolliset epälineaarisuudet vaikutuksessa kynnystasojen muodossa. Tällöin Suomessa ja Norjassa on tulosten perusteella velan määrässä kynnystasoja, joiden ylittämisen jälkeen vaikutus muuttuu. Tanskassa ja Ruotsissa näitä kynnystasoja ei havaita. Tulos haastaa Ahlbornin ja Schweickertin (2018) esittämää hypoteesia ja siitä tehtyä vaikutuksen homogeenisyysolettamaa Pohjoismaissa.

Kokonaisuutena tutkielman tulosten perusteella julkinen velka ei hidasta Pohjoismaiden talouskasvua niiden nykyisen vaurauden kumotessa vaikutuksen. Tulevaisuudessa velkamäärien mahdollisesti kasvaessa kannattaa kuitenkin huomioida, että tutkielman analyysissa velan vaikutusta talouskasvuun tutkitaan vain korkeimmillaan noin 70 % velka/BKT tasolla. Tätä suuremilla velan tasoilla vaikutus saattaa olla erilainen kuin tutkielman tuloksissa. Tutkielman tulokset eivät yksinään myöskään riitä julkisen velan talouskasvuvaikutuksen mekanismien kuvaamiseen, jonka vuoksi jatkosuuntana tutkimuskirjallisuudella ehdotan näiden mekanismien tarkempaa empiiristä analysointia. Esimerkiksi tutkielman analyysia vaikutuksen mekanismeista voisi laajentaa testaamalla Ahlbornin ja Schweickertin (2018) hypoteesia myös muiden heidän tunnistamiensa maaryhmien avulla. Toiseksi huomioiksi jatkokirjallisuudelle voidaan tulosten perusteella nostaa laadukkaiden instrumenttimuuttujien käytön tärkeys endogeenisuuden huomioimisessa regressiomallinuksessa.

AVAINSANAT: talouskasvu, julkinen velka, instituutiot, Pohjoismaat

Sisällys

1	Johdanto	7
2	Taustateoriat	10
2.1	Kasvuteoriat	10
2.2	Julkisen sektorin vaikutus kokonaiskysyntään	22
2.3	Teoreettiset argumentit julkisen velan talouskasvuvaikutuksesta	27
3	Tutkimuskirjallisuus aiheesta	31
4	Julkisen velan talouskasvuvaikutukset Pohjoismaissa	41
4.1	Aineistot ja menetelmät	41
4.2	Tulokset	50
4.2.1	Pohjoismaat homogeenisenä ryhmänä	51
4.2.2	Pohjoismaiden väliset erot	57
4.3	Keskustelu	62
5	Johtopäätökset	66
	Lähteet	69
	Liitteet	73
	Liite 1. Hausmanin testi kiinteiden ja satunnaisten efektien välillä	73

Kuvat

Kuva 1 Graafinen analyysi pääomakannan muutoksesta uusklassisessa kasvumallissa.	14
Kuva 2 Graafinen analyysi säästämisasteen vaikutuksesta uusklassisessa kasvumallissa.	15
Kuva 3 Graafinen analyysi pääomakannan kehityksestä uusklassisissa kasvuteoriassa tuottavuus muuttujalla.	17
Kuva 4 Pääkomponenttianalyysin kahden komponentin vertailu maittain (Ahlborn ja Schweickert, 2016)	38
Kuva 5 Eurooppa-aineisto analyysien kynnystasojen regressiokertoimet ja vastaavat T-statistiikat.	61
Kuva 6 Pohjoismaa-aineisto analyysien kynnystasojen regressiokertoimet ja vastaavat T-statistiikat.	61

Taulukot

Taulukko 1 Tutkimusten talouskasvukeskiarvot (%) velkaryhmittäin (Herndon ja muut, 2014)	34
Taulukko 2 Aineistojen sisältämät muuttujat lähteineen.	42
Taulukko 3 Aineistojen muuttujista muodostetut muuttujat.	44
Taulukko 4 Pohjoismaa-aineiston analyysi julkisen velan lineaarisesta vaikutuksesta talouskasvuun Pohjoismaissa homogeenisenä ryhmänä.	51
Taulukko 5 Eurooppa-aineiston analyysi julkisen velan lineaarinen vaikutus talouskasvuun Pohjoismaissa homogeenisena ryhmänä.	52
Taulukko 6 Pohjoismaa-aineiston analyysi epälineaarisuudesta julkisen velan vaikutuksessa talouskasvuun Pohjoismaissa homogeenisena ryhmänä.	55
Taulukko 7 Eurooppa-aineiston analyysi epälineaarisuudesta julkisen velan vaikutuksessa talouskasvuun Pohjoismaissa homogeenisena ryhmänä.	56
Taulukko 8 Eurooppa-aineiston analyysi heterogeenisyydestä julkisen velan lineaarisessa vaikutuksessa talouskasvuun Pohjoismaissa.	58

Taulukko 9 Pohjoismaa-aineiston analyysi heterogeenisyydestä julkisen velan lineaarisessa vaikutuksessa talouskasvuun Pohjoismaissa. 59

1 Johdanto

Julkisen velan talouskasvuvaikutukset on taloustieteen kirjallisuudessa kiistelty aihe. Alkusysäyksenä aiheelle voidaan pitää Reinhartin ja Rogoffin (2010) tutkimusta, jossa he argumentoivat julkisen velan hidastavan talouskasvua, kun julkisen velan ja bruttokansantuotteen suhde nousee yli 90 %:n. Tutkimus herätti keskustelua myös tutkimuskirjallisuuden ulkopuolella, sillä päättäjät niin Yhdysvalloissa kuin Euroopassakin ovat käyttäneet sen tuloksia perusteluina tiukemmalle julkisen velan hallinnalle (Heimberger, 2023). Esimerkiksi Olli Rehn viittasi puheessaan Kansainvälisen työjärjestön 2013 järjestämässä keskustelussa empiirisiin tuloksiin julkisen velan haittavaikutuksista talouskasvulle, kun 90 %:n velka/bruttokansantuote raja ylitetään. Taloustieteen myöhempi tutkimuskirjallisuus ei ole kuitenkaan saavuttanut yhtenäistä käsitystä siitä miten julkinen velka tosiasiaa vaikuttaa talouskasvuun. Esimerkiksi Heimberger (2023) toteaa 47 tutkimuksen meta-analyysissään, ettei hänen käsittelemistensä tutkimuksista löydy luotettavaa todistusaineistoa, joka yhdistäisi universaalisti korkean julkisen velan tason heikompaan talouskasvuun. Yhtenä jatkotutkimusohjeena Heimberger (2023) korostaa maakohtaisten erojen huomioimista mahdollisten vaikutusmekanismien ymmärtämiseksi. Osa tutkimuksista on jo aiemmin aloittanut tätä työtä. Ahlborn ja Schweickert (2018) esittävät hypoteesiksi, että maiden talous- ja hyvinvointijärjestelmät muodostavilla instituutiolla on vaikutusta siihen miten julkinen velka vaikuttaa talouskasvuun. He tunnistavat tutkimuksessaan kolme maaryhmää, joiden aiemmin mainittujen järjestelmien he uskovat eroavan toisistaan aiheuttaen eroja julkisen velan vaikutuksessa talouskasvuun maaryhmien välillä. Pohjoismaista Tanska, Suomi, Norja ja Ruotsi muodostavat yhden heidän tunnistamistaan maaryhmistä.

Tutkimustulosten ristiriitaisuudesta huolimatta julkisesta velkaantumisesta on tullut Euroopassa mahdollisesti ajankohtaisempi aihe kuin koskaan aiemmin. Esimerkiksi Suomessa on viime vuosikymmenenä siirrytty entistä korkeammille julkisen velan tasoille. Eurostatin (2024) mukaan 2000-luvun ensimmäisellä vuosikymmenellä Suomen keskiarvoinen julkisen velan suhde bruttokansantuotteeseen oli 62 %, kun taas välillä

2010–2019 tuo luku on ollut 75 %. Nykyisen vuosikymmenen alku ei ole antanut viitteitä trendin muuttumisesta. Julkisen velkasuhteen kasvaessa on Suomessa, kuin muissakin länsimaissa, jouduttu tottumaan myös maltillisempiin talouskasvulukuihin. Tilastokeskuksen (2024) mukaan Suomen vuosittainen talouskasvu on 2010-luvulla ollut keskiarvallisesti noin yhden prosentin luokkaa, kun taas 2000-luvulla se on vielä ollut noin 2 %. Esimerkiksi vuonna 2009 Suomessa tuotettu bruttokansantuote on ollut noin 16 % suurempi kuin vuosikymmenensä alussa, kun taas 2010 luvulla luku on kehittynyt vain noin 8 %. Varsinkin siis Suomen näkökulmasta luotettava tutkimustieto julkisen velan talouskasvuvaikutuksista olisi arvokasta hyvinvointivaltion ylläpitoon vaadittavan rahoituksen vaikutusten arvioinnissa. Erityisesti ajankohtaiseksi tämän tekee molempien, niin julkisen velan kuin talouskasvun, uudenlaiset trendit historiallisesti tarkasteltuna.

Tutkielman tavoite on kaksiosainen. Ensimmäinen tavoite on toistaa Ahlbornin ja Schweickertin (2018) saamia tuloksia Pohjoismaiden osalta uudemmalla ja eri maista koostuvalla aineistolla selkeämmän kuvan muodostamiseksi julkisen velan vaikutuksesta talouskasvuun Pohjoismaissa. Toinen tavoite on edistää tutkimuskirjallisuutta testaamalla Ahlbornin ja Schweickertin (2018) hypoteesia ja olettaa julkisen velan talouskasvuvaikutusten homogeenisyydestä Pohjoismaissa. Tavoitteita motivoi tutkimuskirjallisuuden edistäminen vaikutuksen mekanismien ymmärtämiseksi paremmin sekä aiheen ajankohtaisuus esimerkiksi Suomen kannalta. Tutkielman tutkimuskysymykset näiden tavoitteiden saavuttamiseksi ovat seuraavat:

1. Millä tavalla julkinen velka vaikuttaa talouskasvuun Pohjoismaissa homogeenisenä ryhmänä?
2. Eroaako julkisen velan vaikutus talouskasvuun Pohjoismaissa toisistaan?

Ensimmäinen kysymys on asetettu ensin mainitun tavoitteen saavuttamiseksi ja vastaavasti jälkimmäinen lähestyy aihetta toiseksi mainitun tavoitteen kannalta.

Tutkielma on jaettu 5 päälukuun. Johdantoluvun jälkeen tutkielmassa edetään käsittelemään aihetta siihen liittyvien taustateorioiden kannalta. Luvussa käydään läpi talouskasvun syntymekanismeja sekä julkisen sektorin toiminnan vaikutuksia kansantaloudessa selittäviä teoreettisia malleja. Lopuksi luvussa esitetään teoriaan pohjaavia argumentteja julkisen velan vaikutuksesta talouskasvuun ja mekanismeista sen taustalla. Luvussa 3 esitetään aiempaa tutkimuskirjallisuutta aiheesta. Luvussa 4 esitetään tutkielman omat aineistot ja niiden avulla tehty empiirinen analyysi tutkimuskysymyksiin vastaamiseksi. Lopuksi luvussa 5 esitetään tutkielman johtopäätökset.

2 Taustateoriat

Tässä luvussa julkisen velan talouskasvuvaikutuksia lähestytään taloustieteen teoreettisen viitekehyksen kautta. Talouskasvu itsessään on yksi tutkituimpia ilmiöitä taloustieteessä, ja sen muodostumista on pyritty kuvaamaan useilla erilaisilla teoreettisilla malleilla. Luku alkaa esittelemällä tavallisimpia tähän tarkoitukseen pyrkiviä malleja. Toisessa luvun osiossa vastauksen muodostamista jatketaan tarkastelemalla julkisen sektorin roolia kokonaiskysynnän muodostamisessa ja sen budjettirajoitetta kahden periodin mallissa. Lopuksi luvun teoreettista analyysia syvennetään tarkastelemalla teorian pohjalta tehtyjä argumentteja julkisen velan talouskasvuvaikutuksista ja sen mekanismeista.

2.1 Kasvuteoriat

Ennen syvällisempään teoreettiseen tarkasteluun etenemistä, on hyvä aloittaa avaamalla mitä talouskasvun syntyprosesseilla tarkoitetaan. Talouskasvua mitataan yleisesti reaalisena, eli inflaatiokorjatun, bruttokansantuotteen (BKT) muutoksena valitulla ajanjaksolla (Aghion & Howitt, 2009, s. 1). Yleisintä kuitenkin on käyttää vuosittaisia jaksoja sen tarkasteluun. Tässä tutkielmassa talouskasvuun viitattaessa tarkoitetaan juuri BKT:llä mitattua muutosta. BKT voidaan määritellä kolmella eri tavalla valitulla alueella ja ajalla: (1) lopputuotteiden myyntihintojen summalla, (2) arvonlisien summalla tai (3) taloudellisella toiminnalla ansaittujen tulojen summana (Burda & Wyplosz, 2009, s. 26–41). Talouskasvu nähdään usein ehkäpä tärkeimpänä yksittäisenä tavoitteena kansantalouksille. Se määrittää suurimmaksi osin materiaalisen hyvinvoinnin kasvun maailmassa, ja useat ekonomistit uskovat sen olevan paras keino ihmisten nostamiseen pois köyhyysrajan alapuolelta (Aghion & Howitt, 2009, s. 1–2).

Kuitenkin pienetkin muutokset vuosittaisessa talouskasvussa kumuloituvat nopeasti ja tekevät maiden välille suuria eroja pitkällä aikavälillä. Esimerkiksi Barro ja Sala-i-Martin (2004, s.1–6) esittävät kirjassaan, miten Yhdysvaltojen sijoitus BKT per asukas tilastoissa

olisi muuttunut merkittävästi ajalla 1870–2000, mikäli sen keskimääräinen vuosittainen talouskasvu olisi ollut todellista kasvua yhden prosenttiyksikön pienempi. Tällöin vuonna 2000 se olisi pudonnut tilastoissa toiselta sijalta sijalle 45 kaikkiaan 150 maasta, joilta kirjoittajat olivat keränneet aineistoa. Vertailuksi sen BKT per asukas luku olisi ollut tällöin samaa tasoa Puolan ja Meksikon kanssa. Näiden pienten erojen nopean kumuloitumisen vuoksi myös politiikkapäätösten, joilla on hyvin pientä vaikutusta talouskasvuun, merkitys korostuu pitkällä aikavälillä.

Taloustieteessä talouskasvun syntyprosessia on pyritty kuvaamaan useilla teoreettisilla malleilla. Tässä osiossa käsitellään näitä malleja ja pyritään niiden avulla hahmottamaan mekanismeja mitä kautta julkinen velka voisi talouskasvuun vaikuttaa. Alkulähteenä näille kaikille malleille voidaan pitää uusklassisen kasvuteorian mallia (Aghion & Howitt, 2009, s. 12–18). Barro ja Sala-i-Martinin (2004, s. 26–28) kirjan mukaan tuotantofunktiota $F(K, L, T)$, jossa K on fyysinen pääoma, L on työvoima ja T on teknologian taso, voidaan pitää uusklassisen kasvuteorian mukaisena, jos se täyttää seuraavat neljä ehtoa:

(1) kaikille $\lambda > 0$:

$$F(\lambda K, \lambda L, T) = \lambda \cdot (K, L, T) \quad (2.01)$$

(2) kaikille $K > 0$ ja $L > 0$:

$$F'(K) > 0 \quad (2.02)$$

$$F'(L) > 0 \quad (2.03)$$

$$F''(K) < 0 \quad (2.04)$$

$$F''(L) < 0 \quad (2.05)$$

(3)

$$\lim_{K \rightarrow 0} F'(K) = \lim_{L \rightarrow 0} F'(L) = \infty \quad (2.06)$$

$$\lim_{K \rightarrow \infty} F'(K) = \lim_{L \rightarrow \infty} F'(L) = 0 \quad (2.07)$$

(4)

$$F(0, L) = F(K, 0) = 0 \quad (2.08)$$

Ensimmäinen ehtoista tarkoittaa vakioisia skaalatuottoja eli tuotantofunktion tulee olla ensimmäisen asteen homogeeninen funktio K :n ja L :n suhteen. Ehtoa voi perustella replikaatio argumentilla: jos esimerkiksi yksillä tuotantopanoksilla saadaan tuotettua yksi tuotos ja niin toisilla tuotantopanoksilla voidaan toistaa ensimmäisten panosten kanssa tehty prosessi, jolloin myös tuotos tuplaantuu. Toinen ehto tarkoittaa positiivisia, mutta väheneviä rajatuottoja. Kolmansiä ehtoja kutsutaan Inada ehtoiksi, joissa jommankumman tuotannontekijän rajatuoton lähestyessä 0 toisen tuotannontekijän rajatuotto lähestyy ääretöntä. Viimeiset ehtoja kutsutaan välttämättömyys ehtoiksi. Ne tarkoittavat, että molempia kilpailevia tuotantopanoksia K ja L tarvitaan tuotantoon.

Cobb-Douglas tuotantofunktio on yksinkertainen ja suhteellisen todenmukaisesti kansantalouksia kuvaava tuotantofunktio, joka täyttää uusklassisen tuotantofunktion ehdot ja voidaan käyttää sen kasvuteoriassa aggregaattituotantofunktiona (Barro & Sala-i-Martin, 2004, s. 29–30). Jatketaan siis uusklassisen kasvuteorian tarkastelua sen avulla. Tutkitaan ensin teorian lopputulemia ottamalla huomioon vain pääoma- ja työvoimamuuttujat K ja L . Tutkielmassa seurataan tarkastelussa Aghionin ja Howittin (2009, s. 25–27) kirjan esitystä. Oletetaan siis, että aggregaattituotantofunktio ottaa Cobb-Douglas muodon:

$$Y = L^{1-\alpha} K^\alpha \quad (2.09)$$

, jossa $0 < \alpha < 1$. Yhtälössä Y on kansantalouden kokonaistuotanto ja α on vakio. Oletetaan myös, että s osa kokonaistuotannosta säästetään ja investoidaan pääomaan ja pääoma kuluu δ verran. Lisäksi työvoima kasvaa n vauhtia.

Jatketaan tutkimalla tilannetta intensiivimuodossa, eli työvoimayksikköä kohden määrittelemällä ensin pääoma per työvoimayksikköä:

$$k_L = \frac{K}{L} \quad (2.10)$$

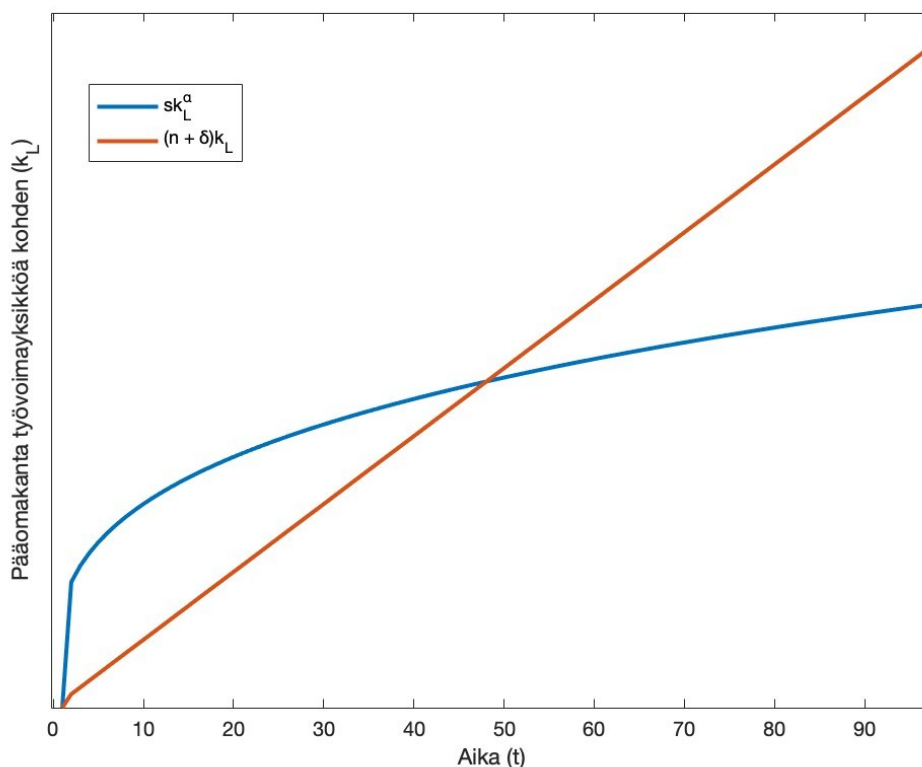
, jolloin voimme määritellä yhtälöä 2.10 apuna käyttäen yhtälöstä 2.09 myös tuotannon per työvoimayksikköä:

$$y_L = \frac{Y}{L} = \left(\frac{K}{L}\right)^\alpha = k_L^\alpha \quad (2.11)$$

Tarkastellaan seuraavaksi pääomakannan kehitystä suhteessa aikaan. Pääoman määrään per työvoimayksikkö ajanhetkellä t vaikuttaa lisäävästi säästävyysasteen osuus tuotannosta s ja vähentävästi sen kulumisen osuus pääomasta δ sekä väestönkasvu (Aghion ja Howitt, 2009, s. 28). Tällöin sen muutos periodilta t periodille $t+1$ voidaan kirjoittaa seuraavasti:

$$\begin{aligned} k_{L,t+1} &= k_{L,t} + sy_{L,t} - (n + \delta)k_{L,t} \\ \Leftrightarrow k_{L,t+1} &= k_{L,t} + sk_{L,t}^\alpha - (n + \delta)k_{L,t} \\ \Leftrightarrow k_{L,t+1} - k_{L,t} &= sk_{L,t}^\alpha - (n + \delta)k_{L,t} = \Delta k_L \end{aligned} \quad (2.12)$$

Yhtälöä 2.12 voidaan pitää uusklassisen kasvuteorian kulmakivenä (Aghion ja Howitt, 2009, s. 23). Tutkitaan sen lopputulemaa graafisesti piirtämällä kuvaajat kahdesta pääomakannan kehityksen muodostavan erotuksen kahdesta termistä sk^α ja $(n + \delta)$ erikseen. Alla olevassa kuvassa piirretyt kuvaajat on piirretty havainnollistavia muuttujalukuja käyttäen, jotka kuitenkin täyttävät kaikki edellä mainituista ehdoista.



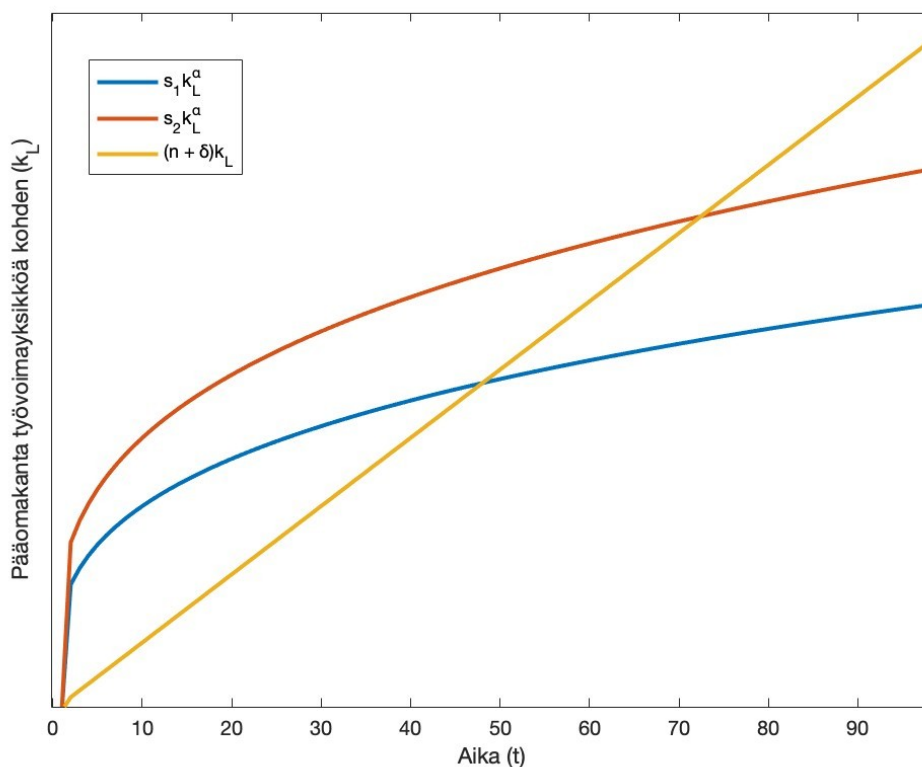
Kuva 1 Graafinen analyysi pääomakannan muutoksesta uusklassisessa kasvumallissa.

Ajan edetessä pääomakanta per työvoimayksikkö vakiintuu kuvassa 1 kahden suoran leikkauspisteeseen, koska pääomakannan muutos per työvoimayksikköä määräytyy yhtälön 2.12 mukaisesti näiden kahden termin erotuksena. Ennen leikkauspistettä huomataan kuvasta 1 kuinka jokaisella ajanhetkellä t $sk_t^\alpha > (n + \delta)k_t$, jolloin siirryttäessä ajanhetkeen $t+1$ pääomakanta per työvoimayksikkö kasvaa ja lähestyy leikkauspistettä. Leikkauspisteen jälkeen taas asetelma kääntyy toisin päin, niin että $(n + \delta)k_t > sk_t^\alpha$ ja näin ollen siirryttäessä ajanhetkeen $t+1$ pääomakanta vähenee työvoimayksikköä kohden, jolloin taas sen kokonaistilanne lähestyy jälleen leikkauspistettä. Malli siis ennustaa talouksien ajautuvan lopulta kuvassa 1 esitettyyn suorien leikkauspisteeseen.

Kuvattua leikkauspistettä kutsutaan pääomakannan vakaaksi tilaksi, koska pääomakanta muuttuu pisteessä vakioksi (Barro & Sala-i-Martin, 2004, s. 33). Kutsutaan tuota vakaan tilan pääomakannan vakiota per työvoimayksikkö: k^* . Kun talouden pääomakanta

lähestyy k^* , tällöin myös aiemmin yhtälössä 2.11 määritetty tuotanto per tehokasta työvoimayksikköä kohden muuttuu vakioksi: $y^* = k^{*\alpha}$. Toisin sanoen malli ennustaa pääomakannan vakiintuvan tietylle tasolle ja tällöin pysäyttävän myös tuotannon vakioiselle tasolle per työvoimayksikköä. Malli ei siis tässä muodossa mahdollista pitkänaikavälin tuotannon kasvua työvoimayksikköä kohden, vaan ennustaa sen pysähtyvän talouden saavuttaessa vakaan tilan.

Tarkastellaan seuraavassa kuvassa 2 säästämisasteen vaikutusta vakaaseen tilaan jälleen havainnollistavia muuttujan arvoja käyttäen muodostamalla termi sk^α kahdella eri säästämisasteella s_1 ja s_2 , joista $s_2 > s_1$:



Kuva 2 Graafinen analyysi säästämisasteen vaikutuksesta uusklassisessa kasvumallissa.

Kuvasta 2 huomataan, että suuremmalla säästämisasteella s_2 leikkauspisteen vakaan tilan pääomakanta per työvoimayksikköä on suurempi kuin pienemmällä s_1 . Talous voi siis mallin mukaan vaikuttaa pääomakantansa suuruuteen vakaassa tilassa säästämisen

määrää muuttamalla. Tällöin taloudella on mahdollisuus myös vaikuttaa tuotantonsa määrän vakaassa tilassa säästämisasteen avulla. Säästämisasteella ei kuitenkaan voida mallissa vieläkkään saavuttaa pitkällä aikavälillä tuotannon kasvua tässä vakaassa tilassa työvoimayksikköä kohden, vaan ainoastaan muuttaa sen absoluuttista määrää.

Pitkän aikavälin tuotannon kasvu työvoimayksikköä kohden voidaan saada selitettyä uusklasisen kasvuteorian mukaisissa malleissa ottamalla huomioon tuottavuuden tasoa kuvaava muuttuja A , joka kehittyy vakioista vauhtia g . Jatketaan tarkastelua edelleen Aghionin ja Howittin (2009, s. 21-45) kirjan mukaisesti lisäämällä muuttuja A aiemmin funktiossa 2.09 esitettyyn Cobb-Douglas tuotantofunktioon augmentoimaan työvoimaa:

$$Y = (AL)^{1-\alpha} K^\alpha \quad (2.13)$$

, jossa $0 < \alpha < 1$ ja $A > 0$. Jatketaan tarkastelua jälleen intensiivimuodossa, mutta työvoimayksikköä kohden sijasta tarkastellaankin tilannetta per tehokasta työvoimayksikköä AL . Tällöin voidaan määritellä pääomakanta per tehokasta työvoimayksikköä:

$$k_{AL} = \frac{K}{AL} \quad (2.14)$$

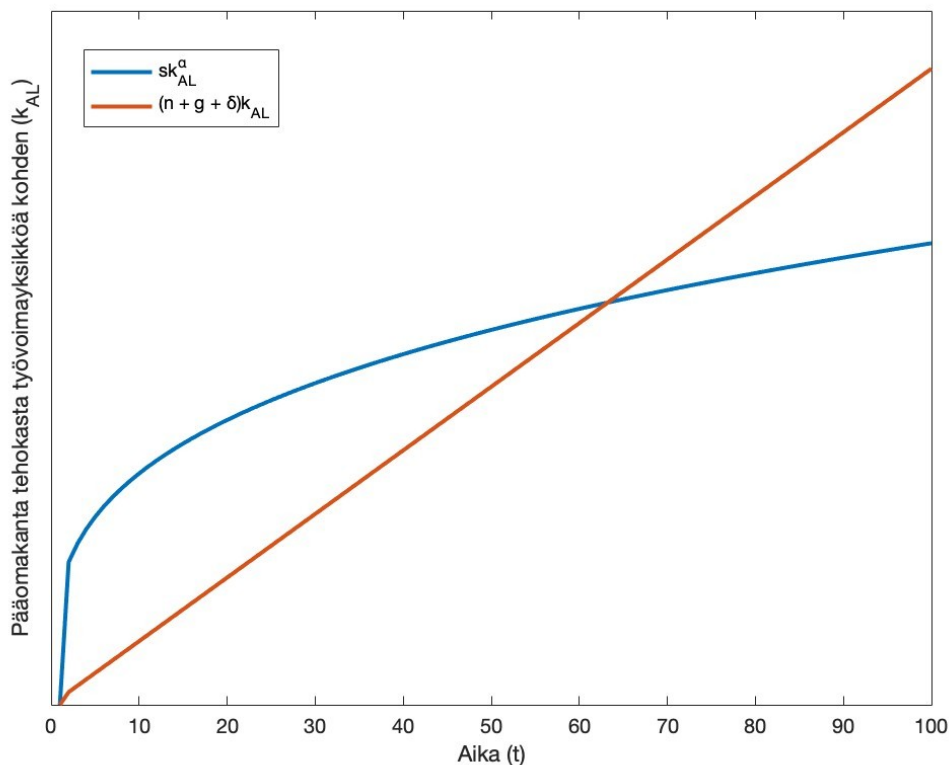
ja sen avulla myös tuotanto per tehokasta työvoimayksikköä:

$$y_{AL} = \frac{Y}{AL} = \frac{(AL)^{1-\alpha} K^\alpha}{AL} = \left(\frac{K}{AL}\right)^\alpha = k_{AL}^\alpha \quad (2.15)$$

Pääomakannan muutos per tehokasta työvoimayksikköä periodilta toiselle on muuten sama kuin funktiossa 2.12, mutta tehokkuuden kasvu g vaikuttaa väestönkasvun n ja pääomakannan kulumisen δ lisäksi vähentävästi siihen:

$$k_{AL,t+1} - k_{AL,t} = sk_{AL,t}^\alpha - (n + g + \delta)k_{AL,t} \quad (2.16)$$

Kuvataan nyt taas havainnollistavia muuttujan arvoja käyttäen graafisesti termejä sk^{α} ja $(n + g + \delta)k$:



Kuva 3 Graafinen analyysi pääomakannan kehityksestä uusklassisessa kasvuteoriassa tuottavuus muuttujalla.

Kuvasta 3 graafisesti analysoituna lopputulemat ovat samanlaiset tehokasta työvoimayksikköä kohden kuin ne olivat aiemmin ilman teknologiamuuttujaa pelkästään työvoimayksikköä kohden. Toisin sanoen tuotanto per tehokasta työvoimayksikköä muuttuu vakioksi ja lakkaa kasvamasta. Lopputulemat kuitenkin eroavat, jos tarkastelemme tässäkin mallissa tilannetta pelkästään työvoimayksikköä kohden. Tuotanto per työvoimayksikkö voidaan määritellä kertomalla yhtälön 2.15 molemmat puolet A:lla:

$$y_L = \frac{Y}{L} = A \frac{Y}{AL} = Ak^{\alpha} \quad (2.17)$$

Nyt y :n kasvunopeus voidaan ilmaista käyttäen luonnollisia logaritmeja approksimaatioina sen prosentti muutoksesta niin että: $G_t = \ln(y_t) - \ln(y_{t-1})$. Tällöin:

$$G = (\ln(A_t) - \ln(A_{t-1})) + \alpha(\ln(k_t) - \ln(k_{t-1})) = g + \alpha(\Delta k) \quad (2.18)$$

Kun talous lähestyy mallissa vakaata tilaa k^* niin Δk lähestyy nollaa. Tällöin talouden kasvunopeus per työvoimayksikköä G lähestyy tuottavuuden kasvuvauhtia g . Mallin mukaan siis tuotannon kasvu työvoimayksikköä kohden ei ole rajattua vakaan tilan pisteessä, mutta ainoa siihen vaikuttava tekijä on eksogeeninen tuottavuuden kasvuvauhtimuuttuja g .

Yhteenvedona uusklassisesta kasvuteorian mallista voidaan todeta, että talouskasvun työvoimayksikköä kohden muodostaa kaksi tekijää: pääomakannan akkumulaatio ja teknologian kehitys. Kuitenkaan pääomakannan akkumulaatio ei tuo mallissa ajanyli jatkuvaa kasvua, sillä lopulta pääomakanta saavuttaa vakaan tilan pisteen ja lakkaa kasvamasta. Ilmiö johtuu aiemmin esitetystä uusklassisen kasvuteorian toisesta ehdosta, jossa tuotantofunktion rajatuotot oletettiin väheneviksi. Tällöin sen rajatuotot saavuttavat lopulta pisteen, jolloin ne jäävät pääomakannan kulumista pienemmiksi aiheuttaen pääomakannan kasvun tyrehtymisen ainakin samalla säästämisasteella. Säästämisastetta muuttamalla talous pystyy mallissa nostamaan vakaan tilan pääomakantansa määrää ja siten nostamaan vakaantilan tuotantoaan. Kuitenkin myös säästämisasteen nostolla on luonnollinen rajansa 100 %, eikä säästämisasteen nostaminen aina välttämättä lisää hyvinvoinnin määrää taloudessa. Mallissa pitkänaikavälin jatkuva talouskasvu selittyy ainoastaan tuottavuuden kehityksen avulla. Mallissa tuottavuuden kehitys on kuitenkin eksogeeninen muuttuja eikä se tarjoa sen muodostumiselle siten ollenkaan selitystä. Tätä tuottavuuden kehityksen eksogeenisuutta voidaan pitää mallin suurimpana rajoitteena, koska, vaikka se pystyykin kuvaamaan miten säästäminen ja väestönkehitys vaikuttavat talouskehitykseen, se ei tarjoa selitystä juurisyystä maiden välisillille talouskasvueroilla, vaan erot selittyvät ainoastaan eroilla tuottavuuden kehityksessä (Aghiom & Howitt, 2009, s. 39).

Uusklassisten kasvumallien jälkeen seuraava kehitysaskel kasvuteorian alalla on endogeeniset kasvumallit, jotka pyrkivät selittämään teknologisen kehityksen syntyä ja siihen vaikuttamisen mahdollisuuksia (Kilpoinen & Santavirta, 2003, s. 8). Tarkastellaan seuraavaksi Frankelin 1962 kehittämää endogeenista kasvuteoriamallia Aghionin ja Howittin (2009) kirjan mukaisesti. Aloitetaan olettamalla, että jokaisella taloudessa toimivalla yrityksellä $j \in \{1, 2, \dots, N\}$ on seuraavanlainen tuotantofunktio:

$$y_j = \bar{A} k_j^\alpha L_j^{1-\alpha} \quad (2.19)$$

, jossa k_j ja L ovat yrityksen käyttämä määrä pääomaa ja työvoimaa ja \bar{A} on talouden aggregaattituottavuus. Aggregaattituottavuus riippuu taloudessa käytettävästä kokonaispääoman määrästä ja on määritetty seuraavasti:

$$\bar{A} = A_0 \cdot \left(\sum_{j=1}^N k_j \right)^\eta \quad (2.20)$$

, jossa A_0 on tuottavuuden perustaso ja η on positiivinen eksponentti ja mittaa yritysten tiedonkerryttämisen ulkoisvaikutuksia. Toisin sanoen η tarkoituksena on kuvata tämän endogeenisen mallin keskeisintä ideaa yritysten tekemisellä opitun tiedon läikkymistä toisiin yrityksiin, joka on mallissa teknologisen kehityksen syntymekanismi (Aghion & Howitt, 2009, s. 50).

Tarkastellaan seuraavaksi pääomakannan kehitystä mallissa. Tarkastelun yksinkertaistamiseksi oletetaan Aghioni ja Howittin (2009) kirjan mukaisesti, että kaikilla j arvoilla $L_j = 1$, merkitään aggregaatti pääomakantaa K ja tuotantoa Y seuraavasti:

$$K = \sum_{j=1}^N k_j \quad (2.21)$$

$$Y = \sum_{j=1}^N y_j \quad (2.22)$$

Koska oletamme että kaikki yritykset taloudessa toimivat samalla teknologialla ja hinnoilla niin ne käyttävät suhteellisesti saman määrän tuotantontekijää k , joten kaikilla j :n arvoilla $k_j = K/N$. Tällöin aggregaattituottavuus voidaan kirjoittaa seuraavasti:

$$\bar{A} = A_0 K^\eta \quad (2.23)$$

ja yritysten omat tuotantofunktiota voidaan ilmaista seuraavasti:

$$y_j = A_0 K^\eta \left(\frac{K}{N}\right)^\alpha \quad (2.24)$$

Nyt aggregaatti tuotantofunktio voidaan ilmaista seuraavasti:

$$Y = N A_0 K^\eta \left(\frac{K}{N}\right)^\alpha = N N^{-\alpha} A_0 K^\alpha K^\eta = A K^{\alpha+\eta} \quad (2.25)$$

, jossa $A = A_0 N^{1-\alpha}$. Malli saadaan suljettua olettamalla säästämistä kiinteäksi, jolloin K :n muutos ΔK muotoutuu samalla tavalla kuin uusklassisessa kasvuteoriassa:

$$\Delta K = sY - \delta K \quad (2.26)$$

, johon voidaan sijoittaa funktio 2.25:

$$\Delta K = s A K^{\alpha+\eta} - \delta K \quad (2.27)$$

Ja pääomakannan muutosvauhti on tällöin:

$$g_k = \frac{\Delta K}{K} = s A K^{\alpha+\eta-1} - \delta \quad (2.28)$$

Mallista voidaan johtaa lopputulema, jossa pitkällä aikavälillä taloudella on tasapainotila tuotannon ja pääomakannan suhteen ja talous kykenee pitkänaikavälin kasvuun (Aghion

& Howitt, 2009, s. 51–52). Kyseinen lopputulema on mahdollista johtaa mallista ainoastaan kun $\alpha + \eta = 1$. Sijoittamalla edellisen oletuksen yhtälöön 2.25 saamme aggregaattituotantofunktioksi:

$$Y = AK \quad (2.29)$$

ja sijoittamalla uuden aggregaattituotantofunktion yhtälöön 2.26 voidaan uudeksi pääomakannan muutosvauhdiksi:

$$g_k = \frac{\Delta K}{K} = sA - \delta \quad (2.30)$$

Nyt johdettujen yhtälöiden 2.29 ja 2.30 avulla voidaan päätellä tuotannon kasvavan suhteessa pääomakannan kanssa ja säästämisasteella voidaan nyt pysyvästi nostaa kansantalouden tuotannon kasvuvauhtia, mikä mahdollistaa politiikkapäätösten vaikutuksen talouskasvuun (Aghion & Howitt, 2009, s. 52). Toisin sanoen luomalla politiikkapäätöksillä kannustimia säästämiseen voi kansantalous nostaa tuotantonsa kasvuvauhtia. Lopputulema eroaa tältä osin aiemmin käsitellyn uusklassisen mallin lopputulemasta, joka ei mahdollistanut kasvuvauhtiin vaikuttamista. Ero muodostuu siitä, ettei pääomalla enää ole väheneviä skaalatuottoja, jota taas voidaan perustella sillä, että se sisältäisi myös inhimillisen pääoman (Kilpoinen & Santavirta, 2003).

Päätelmänä kasvuteorian malleista huomataan, että niissä finanssipolitiikan vaikutus mahdollisuudet talouskasvuun eivät ole yksiselitteisiä ja eroavat eri malleissa toisistaan. Malleissa politiikkapäätösten voidaan ajatella vaikuttavan lopputulemiin säästämisasteen kautta luomalla kannustimia investointeihin. Uusklassisessa kasvuteorian mallissa säästämisasteella voidaan vaikuttaa ainoastaan vakaan pääomakannan tason kautta kokonaistuotannon tasoon, muttei sen kasvuvauhtiin. Endogeenisissa kasvuteorian malleissa säästämisasteen vaikutus mahdollisuudet ovat laajemmat ja sillä pystytään vaikuttamaan myös kasvuvauhtiin vakaassa tilassa. Kuitenkin molemmissa malleissa finanssipolitiikalle jätetään mahdollisuus vaikuttaa

lopputulemaan. Tällöin on myös mahdollista, että jos julkisella velalla on vaikutusta näihin säästämisen ja investointien kannusteisiin, niin sillä on myös vaikutusta kansantalouden kokonaistuotantoon. Seuraavassa kappaleessa ei vielä kuitenkaan hypätä suoraan julkisen velan talouskasvuvaikutusten mekanismien teoreettisiin yksityiskohtiin vaan tarkastellaan ennen sitä vielä julkisen sektorin mahdollisuuksia nostaa tuotannon kannusteita vaikuttamalla kokonaiskysyntään ja sen toimintaa määrittävää budjettirajoitetta.

2.2 Julkisen sektorin vaikutus kokonaiskysyntään

Makrotaloustieteessä vallitsee kaksi toisistaan eroavaa näkökulmaa, jotka päätyvät erilaisiin lopputulemiin julkisten sektorien vaikutuksesta kokonaiskysyntään: keynesiläinen koulukunta ja uusklassinen koulukunta (Burda & Wyplosz, 2009, s. 23). Yhtenä yhdistävänä selityksenä näille koulukunnille on, että ne kuvaavat taloutta eri ajanjaksoilla. Selityksen mukaan Keynesiläiset mallit kuvaavat taloutta paremmin lyhyellä aikavälillä, jolloin markkinat eivät vielä ehdi sopeuttamaan toimintaansa, kun taas uusklassiset mallit kuvaavat enemmän pitkäaikavälin tilannetta, jolloin sopeutumista on ehtinyt tapahtumaan (Heimberger, 2023). Tarkastellaan seuraavaksi ensin julkisen sektorin roolia kansantalouden kokonaiskysynnän muodostamisessa käyttäen analyysiin Keynesiläisen koulukunnan mallia.

Keynesiläisessä lähestymistavassa painottuu talouden kiertokulku, jossa kulutus samanaikaisesti riippuu ja vaikuttaa talouden tuotannon ja tulon muodostukseen (Burda & Wyplosz, 2009, s. 233-241). Yksi tapa kuvata ja tarkastella tätä talouden kiertokulkua on kuvata haluttua kysyntää. Tarkastellaan seuraavaksi Burdan ja Wyploszin (2009, s.237–239) kirjan esittämän mukaista haluttua kysyntä funktiota DD :tä:

$$DD = C(Y) + I + G + PCA(Y) \quad (2.31)$$

Yhtälössä C on kulutus, I on investoinnit, G on julkinen kulutus ja PCA on viennin ja tuonnin erotus. Mallia on yksinkertaistettu tämän tutkielman tarpeisiin niin, että C ja PCA

riippuvat vain kansantalouden tuloista Y , jotka itsessään riippuu muuttujista C , I , G ja viennistä, ja niin, että I ja G ovat riippumattomia vakioita. Funktio kuvaa miten kansantalous pyrkisi kuluttamaan endogeenisten muuttujien reagoidessa toisiinsa, sillä varauksella että todellisuudessa muuttujat eivät välttämättä ole yhteensopivia. Mallissa endogeenisia muuttujia ovat C , PCA ja Y , kun taas I ja G oletetaan annetuiksi.

Funktion kulmakerroin voidaan mitata tuotannon Y muutoksen aiheuttama halutun kysynnän muutoksena. Tuotanto vaikuttaa yhtälöön termien $C(Y)$ ja $PCA(Y)$ kautta niin että:

$$\Delta DD = \Delta C(Y) + \Delta PCA(Y) \quad (2.32)$$

Termi PCA muodostuu viennin ja tuonnin erotuksena, mutta oletetaan että vain tuonti riippuu kotimaisesta tuotannosta Y niin että Y kasvaessa tuonti kasvaa pienentäen termiä PCA . Tällöin yhtälössä 2.32 $\Delta PCA(Y) < 0$. Olettamalla, että vain osa $c < 1$ tuloista Y muodostaa kulutuksen $C(Y)$ ja tuonti on $z < 1$ osa kulutuksesta $C(Y)$, voidaan yhtälö 2.32 kirjoittaa seuraavasti:

$$\begin{aligned} \Delta DD &= \Delta C(Y) - \Delta PCA(Y) \\ &= \Delta C(Y) - z\Delta C(Y) \\ &= c\Delta Y - zc\Delta Y \\ &= (1 - z)c\Delta Y \end{aligned} \quad (2.33)$$

Hyödynnetään nyt halutun kysynnän kulmakerrointa yhtälössä (2.33) tarkasteluun miten julkisen kulutuksen muutos vaikuttaa yhtälössä 2.31 haluttuun kokonaiskysyntään Burdan ja Wyploszin (2009, s.239-241) kirjassa. Julkisen kulutuksen muutos ΔG aiheuttaa samansuuruisen muutoksen tuloissa Y , jonka jälkeen kulutus kasvaa $(1 - z)c\Delta G$. Nyt tämä ensimmäinen kulutuksen muutos aiheuttaa samansuuruisen muutoksen tuloissa Y , jolloin kulutus jälleen muuttuu $(1 - z)c[(1 - z)c\Delta G] = (1 - z)^2 c^2 \Delta G$. Vakioden c ja z ollessa pienempiä kuin yksi tämä jälkimmäinen kulutuksen

muutos on aiempaa pienempi. Sama prosessi jatkuu taloudessa niin että julkisen kulutuksen muutoksen aiheuttama koko tulojen muutos voidaan kirjoittaa seuraavasti:

$$\begin{aligned}\Delta Y &= \Delta G + c(1-z)\Delta G + c^2(1-z)^2\Delta G + c^3(1-z)^3\Delta G + \dots + c^n(1-z)^n\Delta G + \dots \\ &= [1 + c(1-z) + c^2(1-z)^2 + c^3(1-z)^3 + \dots + c^n(1-z)^n + \dots]\Delta G \\ &= \frac{1}{1-c(1-z)}\Delta G\end{aligned}\tag{2.34}$$

Yhtälön 2.40 termiä $\frac{1}{1-c(1-z)}$ sanotaan Keynesin kertoimeksi (Burda & Wyplosz, 2009, s. 239–241). Koska vakiot c ja z ovat molemmat pienempiä kuin yksi niin kerroin itsessään on suurempi kuin yksi. Vastaus alkuperäiseen kysymykseen siitä miten julkisen kulutuksen muutos vaikuttaa haluttuun kokonaiskysyntää tiivistyy Keynesin kertoimeen. Sen antama lopputulema on, että mikä tahansa mallin 2.32 eksogeenisen muuttujan positiivinen tai negatiivinen muutos aiheuttaa suuremman saman suuntaisen muutoksen tasapainotilan tuotannossa (Burda & Wyplosz, 2009, s. 239–241). Esimerkiksi julkista kulutusta kasvattamalla voitaisiin kokonaistuotanto kasvattaa enemmän kuin itse alkuperäinen menojen kasvu. Kerroin on sitä suurempi mitä suurempi osa tuloista käytetään kulutukseen c ja mitä vähemmän tuloja valuu ulkomailta tuonnin kautta z . Tällä tavalla tarkasteltuna siis julkisella velalla voitaisiin tietyissä olosuhteissa, riippuen lainan koron ja aiemmin kuvatun kertoimen suuruuksista, jopa kiihdyttää talouskasvua.

Jatketaan seuraavaksi samalla tavalla julkisen sektorin tarkastelua kokonaiskysynnän muodostamisessa, mutta lähtien liikkeelle uusklassisen koulukunnan oletuksista kuvaamalla niihin perustuvaa Ricardolaista ekvivalenssi teoreemaa. Lähestytään teoreemaa esittämällä seuraavaksi julkisen sektorin intertemporaalinen budjettirajoite Burdan ja Wyploszin (2009, s. 167) kirjan mukaisesti. Julkinen sektori kuluttaa periodilla yksi G_1 ja periodilla kaksi G_2 . Vastaavasti se kerää veroja kulutukseen periodilla yksi T_1 ja periodilla kaksi T_2 . Tämän lisäksi sillä on velkaa ensimmäisellä periodilla D_1 ja se pitää maksaa kokonaisuudessaan pois viimeisen periodin lopussa korolla r . Nyt jos julkisen sektorin ensimmäisen periodin budjetti on alijäämäinen ja rahoitetaan vastaavasti

lisävelalla $G_1 - T_1$ verran niin toisen periodin budjetin ylijäämä $T_2 - G_2$ voidaan kirjoittaa seuraavasti:

$$\begin{aligned} T_2 - G_2 &= (1 + r)(G_1 - T_1) + D_1 + rD_1 \\ &= (1 + r)(D_1 + G_1 - T_1) \end{aligned} \quad (2.35)$$

Nyt yhtälöstä 2.35 voidaan johtaa uudelleen järjestelemällä ja kertomalla molemmat puolet $(1+r)$:llä julkisen sektorin tulojen suhde sen kulutukseen:

$$T_1 + \frac{T_2}{1+r} = G_1 + \frac{G_2}{1+r} + D_1 \quad (2.36)$$

Toisin sanoen julkisen sektorin verotulojen nettonykyarvon tulee vastata sen kulutuksen ja alkuperäisen velan nettonykyarvoa. Samankaltaisesti voimme johtaa yksityisten kuluttajien intertemporaalisen budjetin olettamalla taas Burdan ja Wyploszin (2009, s. 160) kirjan mukaisesti, että kuluttajat saavat periodilla yksi tuloja Y_1 verran ja kuluttavat C_1 verran. Vastaavasti periodilla kaksi he saavat tuloja Y_2 verran ja voivat kuluttaa C_2 verran. Lisäksi he maksavat veroja ensimmäisen periodin tuloista T_1 verran ja toisen periodin tuloista T_2 verran. Kuluttajat voivat ensimmäisellä periodilla joko säästää tai lainata. Jos he säästävät $Y_1 - T_1 - C_1$ on positiivinen, kun taas lainatessa se on vastaavasti negatiivinen. Lainaamisesta kuluttaja maksaa korkoa r verran ja säästämisestä hän saa korkotuloja r verran. Nyt kuluttajien toisen periodin kulutus voidaan kirjoittaa seuraavasti:

$$C_2 = Y_2 - T_2 + (Y_1 - T_1 - C_1)(1 + r) \quad (2.37)$$

Yhtälöstä 2.37 voidaan uudelleen järjestelemällä ja jakamalla molemmat puolet $(1+r)$:llä johtaa kuluttajien tulojen ja kulutuksen suhde:

$$Y_1 - T_1 + \frac{Y_2 - T_2}{1+r} = C_1 + \frac{C_2}{1+r} \quad (2.38)$$

Toisin sanoen samoin kuin julkisen sektorin intertemporaalisessa budjettirajoitteessa myös kuluttajien tulojen nettonykyarvon tulee vastata molempien periodien kulutuksen nettonykyarvoa.

Riccardolainen ekvivalenssi teoreema yhdistää nämä kuluttajien (yhtälö 2.34) ja julkisen sektorin (yhtälö 2.32) budjettirajoitteet verotuksen kautta (Burda & Wyplosz, 2009, s. 169–170). Aloitetaan kirjoittamalla yhtälön 2.34 vasenpuoli uudelleen erottamalla verotermit tulotermeistä:

$$Y_1 + \frac{Y_2}{1+r} - \left(T_1 + \frac{T_2}{1+r} \right) = C_1 + \frac{C_2}{1+r} \quad (2.39)$$

Nyt yhtälössä 2.39 verotermin vastaa julkisen sektorin budjettirajoiteyhtälön 2.36 tulopuolta (vasenpuoli) ja sen menopuoli (oikeapuoli) voidaan sijoittaa yhtälöön 2.39 verotermin paikalle:

$$C_1 + \frac{C_2}{1+r} = Y_1 + \frac{Y_2}{1+r} - \left(G_1 + \frac{G_2}{1+r} + D_1 \right) \quad (2.40)$$

$$C_1 + \frac{C_2}{1+r} = Y_1 - G_1 - D_1 + \frac{Y_2 - G_2}{1+r} \quad (2.40)$$

Yhtälö 2.40 kuvaa nyt Ricardolaista ekvivalenssiteoreemaa. Sen lausuma voidaan tulkita seuraavalla tavalla: yksityinen vauraus, joka käytetään kulutukseen yhtälön vasemmalla puolella, muodostuu kansantalouden tuotannon ja julkisen kulutuksen ja velan erotuksena (Burda ja Wyplosz, 2009, s. 169–170). Sen lopputulemana kuluttajat omaksuvat julkisen sektorin budjettirajoitteen omaan budjettirajoitteeseensa ja sopeuttavat kulutuksensa yhtälön vasemmalla puolella sen mukaan. Toisin sanoen kuluttajat ymmärtävät, että julkisen sektorin antamat veroalennukset tai velkaantuminen kerätään myöhemmin korkeammilla veroilla, ellei se alenna kulutustaan. Tällöin esimerkiksi julkisella velalla tehdyillä investoinneilla ei pystyittäisi pitkällä aikavälillä vaikuttamaan kuluttajiin, koska velan aiheuttamat veronkorotukset nollaavat nämä vaikutukset.

Yhteenvedona julkisen sektorin vaikutuksesta kokonaiskysyntään voidaan toden kuten jo osion alussa todettiin, vaikutusmahdollisuuksien eroavan eri koulukuntien malleissa toisistaan. Keynesiläisistä oletuksista lähdettäessä julkinen sektori voi toimillaan vaikuttaa kokonaiskysyntään taloudessa, kun taas klassisen koulukunnan oletamat kertovat julkisen sektorin toimien olevan merkityksettömiä sen kannalta. Yksi yhdistävä selitys näille koulukunnille on se, että ne kuvaavat taloutta eri ajanjaksoilla. Selityksen mukaan Keynesiläiset mallit kuvaavat taloutta paremmin lyhyellä aikavälillä, jolloin markkinat eivät vielä ehdi sopeuttamaan toimintaansa, kun taas uusklassiset mallit kuvaavat enemmän pitkäaikavälin tilannetta, jolloin sopeutumista on ehtinyt tapahtumaan (Heimberger, 2023).

2.3 Teoreettiset argumentit julkisen velan talouskasvuvaikutuksesta

Olemme nyt käsitelleet kuinka teoreettinen viitekehys kuvaa talouskasvun syntymekanismeja ja kuinka paljon julkinen sektori voi luoda kannusteita tuotantoon kokonaiskysyntään vaikuttamalla. Tarkastelu on julkisen velan kannalta liikkunut tähän mennessä vielä melko yleisellä tasolla, siitä miten esiteltyjen mallien avulla voitaisiin tulkita julkisen velan vaikuttavan talouskasvuun. Tarkastellaan seuraavaksi asiaa tarkemmin katsomalla kirjallisuudessa esitettyjä suoraan julkisen velan talouskasvuvaikutuksiin kohdistuvia teoreettisia argumentteja, joista osa myös perustuu aiemmin esitettyihin malleihin.

Käsitellään ensimmäisenä argumentteja, joiden perusteella julkisen velan talouskasvuvaikutus on negatiivinen ja lineaarinen. Yhtenä tällaisena selittävänä mekanismina on argumentoitu julkisen velan aiheuttamaa inflaatiovaikutusta (Heimberger, 2023). Cochrane (2011) argumentoi myös, että julkinen velka voi vaikuttaa negatiivisesti talouskasvuun jo pelkästään nostamalla odotuksia inflaatiosta ja epävarmuudesta. Inflaatiovaikutusta on myös kyseenalaistettu taloustieteen kirjallisuudessa. Esimerkiksi Ash ja muut (2017) nostavat esiin, että usein mekanismeja julkisen velan ja inflaation taustalla ei ole selitetty lainkaan vaan se on ollut oletus.

Yhtenä huomiona on nostettu myös talouskasvua häiritsevien verojen mahdollinen käyttö julkisen velan kulujen rahoitukseen. Esimerkiksi Dotsey (1994) argumentoi aiemmin esitetyn julkisen sektorin budjettirajoitteen pohjalta, että julkisen velka aiheuttaa ennemmin tai myöhemmin kustannuksia, jotka mahdollisesti rahoitetaan talouden tasapainotilaa häiritsevällä verotuksella vähentäen esimerkiksi taloudellista toimintaa. Lisäksi Attinasi ja muut (2010) sekä Kumar ja Baldacci (2010) esittävät, että suuremmat velkatasot itsessään nostavat omia kustannuksiaan nostamalla pitkäaikavälin korkotasoa, jolloin niiden rahoittaminen vaati entistä voimakkaampia rahoituskeinoja.

Verotuksen kiristyminen aiheutuu kuitenkin julkisen velan finanssikustannuksista, eli siis korkomenoista ja mahdollisesta takaisinmaksusta. Tutkimuskirjallisuudessa on kuitenkin esitetty teoreettisia argumentteja siitä, ettei julkisella velalla välttämättä ole ollenkaan finanssikustannuksia. Blanchard (2019) argumentoi, että talouskasvun g ollessa valtioiden joukkovelkakirjalainojen korkotasoa r suurempaa ei julkisesta velasta aiheudu korkokustannuksia, koska g kattaa kustannukset r ja velka voidaan takaisinmaksaa tällöin uudella velalla. Boskin (2020) haastaa kuitenkin tätä näkemystä argumentoimalla, ettei näkemyksessä ole otettu huomioon, että vaikka velkaa otettaisiin tilanteessa, jossa $g > r$, niin lisävelan ottaminen lisää kasvupainetta r :llä, jolloin jossain kohtaa saavutetaan piste, jossa $g < r$ ja velan finanssikustannukset tulee jälleen ottaa huomioon.

Julkinen velka voi haitata talouskasvua myös epäsuoremmalla tavalla kuin julkisen sektorin suorilla toimilla velan hallitsemiseksi. Tällaiseksi epäsuoremmaksi mahdolliseksi selittäväksi mekanismiksi lineaariselle negatiiviselle suhteelle on argumentoitu julkisen velan syrjäyttämisaikutusta. Syrjäyttämisaikutuksella tarkoitetaan tilannetta, jossa julkiset budjetin alijäämien paikkaamiseen nostetut velat kilpailevat rahoituksesta yksityisten investointien kanssa, jolloin julkinen velka lisää rahoituksen kysyntää markkinalla nostaen korkotasoa ja syrjäyttäen näin yksityisiä investointeja (Heimberger, 2023). Syrjäyttämisaikutus voidaan johtaa myös tutkielmassa esitetyistä kasvuteorian malleista. Esimerkiksi Greiner (2012) tuo tämän esille integroimalla Ricardolaisessa

ekvivalenssi teoreemassa esitetyn budjettirajoitteen mukaan AK-malliin. Hänen mallin lopputulemana suurempi valtionvelka syrjäytti yksityisiä investointeja ja siten johti matalampaan talouskasvuun pitkällä aikavälillä, koska julkisen sektorin täytyi lopulta noudattaa budjettirajoitettaan ja sopeuttaa toimintaansa velan maksun vuoksi. Greinerin mukaan lopputuleman aiheuttaa korkeamman julkisen velan myötä aiheutuvat alemmat varjohinnat yksityiselle pääomalle ja pienemmän työvoiman tarjonnan taloudessa, jolloin kotitaloudet vähentävät säästämistä johtaen alempaan talouskasvuun.

Kuten johdannossa mainitaan, aihe on noussut tutkimuskirjallisuudessa väitellyksi aiheeksi Reinhartin ja Rogofin (2010) empiiristen tulosten myötä, joissa he havaitsivat velan negatiivisten talouskasvuvaikutusten voimistuvan tietyn velka/BKT kynnystasopisteen ylittämisen jälkeen. Kirjallisuudessa tätä epälineaarisuutta perustelevia teoreettisia malleja, joiden lopputulemana olisi juuri aiemmin mainitun kaltaiset kynnystasot, ovat harvinaisia (Heimberger, 2023). Yksi teoreettinen malli, jonka lopputulema on tarkka velka/bkt suhdeluku talouskasvun maksimoimiseksi, on Checherita-Westphalin ja muiden (2014) johtama malli. Malli siis kuvaa velan vaikutuksen talouskasvuun olevan epälineaarista suhteessa velan määrään niin, että sitä voi kuvata käänteisellä U-muotoisella käyrällä. Mallissa optimaaliseen velkatasoon vaikuttaa julkisen pääoman tuottavuuden taso, niin että heikommalla tuottavuudella optimaalinen velkataso on alhaisempi. Mallin lopputulema johdetaan etsimällä tuotannon kannalta optimaalinen julkisen pääoman suhde muihin talouden tuotannontekijöihin nähden. Mallin lopputulema tarkoista velkatasoista nojaa kuitenkin vahvasti mallin olettamaan, että kaikki julkinen velka käytetään julkisiin investointeihin. Greiner (2013) osoittaaakin mallin lopputulemien muuttuvan lineaarisiksi negatiiviseksi vaikutukseksi, jos mallissa sallitaan osan velasta käytettävän muihin kuin investointikohteisiin.

Julkisen velan talouskasvuvaikutusten voidaan teoreettisilla malleilla argumentoida olevan myös positiivista. Aizenman ja muut (2007) johtavat endogeenista kasvumallia

apuna käyttäen lopputulemaksi, että julkinen velka voi auttaa taloutta saavuttamaan sen vakaantilan kasvun nopeammin. Lopputulos on kuitenkin riippuvainen siitä mihin julkista velkaa käytetään. Velka tulisi heidän mallinsa mukaan käyttää suoraan aineelliseen julkiseen pääomaan toistuvien menojen, kuten viranomaiskustannusten, sijasta.

Päätelmänä teoreettisista argumenteista voidaan todeta, että julkiselle velalla voidaan perustella useita mekanismeja, joista osa aiheutuvat tutkielmassa esitetyn budjettirajoitteen myötä, esimerkiksi veronkorotukset, ja osa suoraan vaikuttavat talouden säästämisasteen kautta pääomakannan muodostumiseen, esimerkiksi syrjäyttämisaikutus, jolloin ne aiheuttavat talouskasvun heikentymistä. Toisaalta myös tutkielmassa esitetyn Keynesin kertoimen kaltaisia positiivisia vaikutuksia pystytään myös teorian pohjalta perustelemaan. Yhden näkemyksen mukaan myös julkisen velan mahdolliset Keynesiläisen koulukunnan mukaiset positiiviset talouskasvuvaikutukset esiintyisivät lyhyellä aikavälillä ja pidemmällä aikavälillä julkisella velalla olisi klassisen koulukunnan mukaiset negatiiviset vaikutukset talouskasvuun (Elmendorf ja Mankiw, 1999). Toisena näkemyksenä on myös esitetty, että vaikutuksen suunta voi riippua aikavälin sijasta tai lisäksi myös velan määrästä niin, että Keynesiläiset vaikutukset ilmenevät matalilla velka/BKT tasoilla ja klassiset korkeammilla (Alfonso ja Jalles, 2013).

3 Tutkimuskirjallisuus aiheesta

Taloustieteen teoreettisesta viitekehyksestä ei löytynyt aiemman luvun perusteella yksiselitteistä vastausta julkisen velan talouskasvuvaikutusten luonteesta. Lisäksi vaikutukselle voidaan perustella useita eri mekanismeja. Aihetta on teoreettisen lähestymistavan lisäksi käsitelty kattavasti myös empiirisesti taloustieteen kirjallisuudessa. Yhtenä merkittävänä kannusteena empiiriselle kirjallisuudelle on toiminut vuosien 2007–2008 finanssikriisin aiheuttama kohonnut julkisen velan taso useissa maissa, jonka vuoksi useat tahot pohtivat sen mahdollisia vaikutuksia talouskasvuun (Heimberger, 2023). Tässä luvussa käydään läpi näitä viimeaikaisia finanssikriisin jälkeen ilmestyneitä empiirisiä tutkimuksia ja pyritään niiden avulla kuvaamaan kirjallisuuden nykykäsitystä julkisen velan talouskasvuvaikutuksesta.

Luonnollinen alkupiste aloittaa tämä kirjallisuuskatsaus on Reinhartin ja Rogoffin 2010 julkaisema tutkimus, jota voidaan pitää yhtenä merkittävimpänä aihetta käsittelevänä tutkimuksena. Esimerkiksi molemmat Solomon (2021) ja Heimberger (2023) nostavat sen aihetta käsittelevissä kirjallisuuskatsauksissaan aiheen kirjallisuuden yhdeksi kulmakiveksi. Reinhart ja Rogoff (2010) hyödyntävät tutkimuksessaan erityisen laajaa historiallista dataa, joka on kerätty 44 maasta pisimillään yli 200 vuoden aikajaksolta. Tutkimus pyrkii kuvaamaan julkisen velan vaikutusta pitkän aikavälin mediaani talouskasvuun ja inflaatiotasoon. Se lähestyy aihetta niin kehittyneiden kuin kehittyvien maiden näkökulmasta. Katsotaan seuraavaksi tarkemmin Reinhartin ja Rogoffin (2010) analyysia ja tuloksia heidän käyttämien 20 kehittyneen maan perspektiivistä, koska se on tämän tutkielman kannalta olennaisempaa. Reinhartin ja Rogoff (2010) tekevät analyysinsä kahdella eri pituisella aineistolla, joista toinen on pidempi (1790–2009) ja toinen lyhyempi (1946–2009). He jakavat vuosittaiset talouskasvuhavainnot neljään ryhmään julkisen velan ja bruttokansantuotteen suhteen perusteella: alle 30 % (matala velka), 30–60 % (keskitasoinen velka), 60–90 % (korkea velka) ja yli 90 % (todella korkea velka). Lyhyemmässä aineistossa yli 90 % velalla talouskasvu eroaa keskiarvallisesti noin 4 % muista ryhmistä ja pidemmällä aineistolla kasvu yli 90 % velkaryhmässä on ollut 1,7 % kuin muissa havaintoryhmissä se on ollut yli 3 %. Heidän johtopäätöksensä on, että

julkisen velan kasvu suhteessa bruttokansatuotteeseen vaikuttaa epälineaarisesti talouskasvuun, niin että ennen 90 % kynnystasoa sillä ei ole havaittavaa vaikutusta, mutta tämän jälkeen se hidastaa talouskasvua kehittyneissä maissa. Reinhart ja Rogoff (2010) huomauttavat kuitenkin myös, että heidän tuloksissaan on huomattavaa vaihtelua maiden välillä.

Reinhartin ja Rogoffin (2010) tutkimuksen myötä aihetta on käsitelty laajasti taloustieteen kirjallisuudessa. Heidän tuloksensa ovat saaneet myös tukea myöhemmin julkaistujen tutkimusten myötä. Esimerkiksi Checherita-Westphal ja Rother (2012) sekä Baum ja muut (2013) käyttävät molemmat aineistoa Euroalueelta ja saavat tulokseksi, että julkinen velka alkaa vaikuttamaan negatiivisesti talouskasvuun juuri noin 90–100 % velka/BKT tason ylityksen jälkeen. Myös Caner ja muut (2010) saavat samansuuntaisia tuloksia tutkimuksessaan, jossa he käyttävät ajalta 1980–2008 kerättyä aineistoa 101 taloudesta, niin kehittyneistä kuin kehittyvistä talouksista, ja löytävät näille yhteiseksi kynnystasoksi 77 % velka/BKT-suhteen.

Osassa tutkimuksissa taas on löydetty tukea Reinhartin ja Rogoffin (2010) argumentoimalle julkisen velan ja talouskasvun negatiiviselle yhteydelle, mutta niiden tulokset kynnystason suuruudesta ja universaaliudesta risteävät tästä argumentista. Alfonso ja Jalles (2013) löytävät tutkimuksessaan todisteita negatiiviselle yhteydelle, mutta saavat esimerkiksi Euroalueelle velka/BKT kynnystasoksi 90 % alemman tason 58 %. Yhden spesifin kynnystason universaaliutta vastaisia tuloksia saavat Woo ja Kumar (2014) sekä Chudik ja muut (2017), joista ensimmäinen kylläkin saa osittaisia viitteitä 90 % kynnystasosta, mutta toteavat ettei yksittäisen kynnystason toteaminen kaikille maille heidän tulosten perusteella ole mielekästä. Molempien tutkimusten tulokset kuitenkin tukevat negatiivista suhdetta julkisen velan ja talouskasvun välillä.

Reinhartin ja Rogoffin (2010) tekemää tutkimusta on myös kritisoitu taloustieteen kirjallisuudessa, ja sen tulosten merkittävyyttä on kritiikin myötä kyseenalaistettu. Herndon ja muut (2014) replikoivat heidän tekemän tutkimuksen käyttäen samoja

alkuperäisiä aineistoja 20 kehittyneestä maasta ja samaa taulukkolaskentatiedostoa, jota Reinhart ja Rogoff (2010) ovat tutkimuksessaan käyttäneet. Herndon ja muut (2014) havaitsivat, että alkuperäisessä tutkimuksessa on tehty teknisiä ja tilastollisia virheitä sekä osa aineistosta on tietoisesti jätetty huomioimatta. Taulukkolaskentatiedostossa tehdyn teknisen virheen vuoksi viisi maata kahdestakymmenestä oli jäänyt pitkän aikavälin aineiston analyysistä pois. Herndon ja muut (2014) myös argumentoivat, että tutkimuksessa käytetty keskiarvojen laskentatapa on tilastollisesti harhaanjohtavaa, sillä se antaa saman painoarvon eri pituisille ajan jaksoille kaikkien maiden yhteisiä keskiarvoja laskettaessa. Esimerkkinä he nostavat, että Iso-Britanniassa on aineistossa yhteensä 19 vuotta yli 90 % velkatasolla, joiden talouskasvukeskiarvoksi on laskettu 2,4 %, kun taas Uudella-Seelannilla on aineistossa vain yksi vuosi yli 90 % velkatasolla, jolloin sen BKT-kasvu on ollut -7,6 %. Nämä arvot, Iso-Britannian 19 vuoden keskiarvo ja Uuden-Seelannin yksi vuosi, saavat tutkimuksessa saman painoarvon kaikkien maiden yhteistä keskiarvoa laskettaessa. Viimeisen he nostavat myös esille, että alkuperäisessä tutkimuksessa on tarkoituksellisesti jätetty pois muutamien maiden toisen maailman sodan jälkeisiä vuosia (Australian 1946–1950, Uuden-Seelannin 1946–1949 ja Kanadan 1946–1950), kun taas esimerkiksi Yhdysvaltojen sodan jälkeiset vuodet on otettu mukaan analyysiin. Herndon ja muut (2014) replikoivat alkuperäisen tutkimuksen sisällyttämällä vahingossa ja tietoisesti pois jääneet havainnot analyysiin ja laskien keskiarvot painottaen laskuissa myös vuodet pelkkien maiden sijasta. Korjausten myötä yli 90 %:n -velkaryhmän ero muhin ryhmiin kaventui talouskasvuluvuissa molemmissa aineistoissa. Alla olevassa taulukossa 1 on raportoitu Reinhartin ja Rogoffin (2010) (RR) saamat tulokset verrattuna Herndonin ja muiden (2014) (HAP) korjattuihin tuloksiin.

Taulukko 1 Tutkimusten talouskasvukeskiarvot (%) velkaryhmittäin (Herndon ja muut, 2014)

Tekijät ja aineisto	Julkinen velka/BKT ryhmä			
	≤30 %	30-60 %	60-90 %	>90 %
RR 1790-2009	3.7	3.0	3.4	1.7
HAP 1790-2009	3.7	3.2	2.5	2.1
RR 1946-2009	3.8	2.9	3.4	-0.1
HAP 1946-2009	4.2	3.1	3.2	2.2

Taulukon 1 perusteella Herndonin ja muiden (2014) laskemat tulokset antavat maltillisemmän kuvan kuin Reinhartin ja Rogoffin (2010) alkuperäiset tulokset julkisen velan vaikutuksesta talouskasvuun, kun se ylittää 90 % kynnystason. Esimerkiksi korjatuissa laskelmissa pitkän aikavälin aineistolla talouskasvu pudotus on suurempi siirryttäessä ryhmästä 30–60 % ryhmään 60–90 % (0,7 %-yksikköä) kuin 90 % kynnyksen ylityksessä (0,4 %-yksikköä). Pudotukset ovat myös pienempiä verrattuna alkuperäisiin tutkimuksen tuloksiin. Esimerkiksi niissä pitkän aikavälin aineistossa pudotus 90 % kynnyksen jälkeen on 1,7 %-yksikköä. Myös Égert (2015) saa samansuuntaisia tuloksia, kun hän jatkaa Reinhartin ja Rogoffin (2010) alkuperäistä ei-parametrasta tutkimusta suorittamalla ekonometrisiä menetelmiä versiolle Reinhartin ja Rogoffin (2010) aineistosta. Hän käyttää epälineaarisia kynnystaso -malleja ja hänen tuloksensa indikoivat, että testien tulokset ovat herkkiä aikajaksolle, maavalinnoille, havaintofrekvenssille (vuosittaiset vs. monivuotiset keskiarvo havainnot) ja oletuksille velkaryhmien minimihavaintovaatimuksille. Vain muutamissa tapauksissa hänen tuloksissaan velalla on havaittavissa epälineaarista vaikutusta ja tällöinkin negatiivinen vaikutus havaitaan paljon 90 % alemmalla kynnystasolla 20 % ja 60 % välissä.

Reinhartin ja Rogoffin alkuperäisestä tutkimuksesta ja aineistosta Herndonin ja muiden (2014) sekä Égertin (2015) tekemien replikaatioiden tavoin myös osa muista tutkimuksista yhtyvät väitteeseen, että julkisen velan kausaalinen vaikutus talouskasvuun on parhaimmillaankin heikkoa. Ash ja muut (2017) eivät löydä tilastollisesti merkittävää yhteyttä muuttujien välillä. Myös Panizza ja Presbitero (2014)

toteavat etteivät pysty tulostensa perusteella hylkäämään nollahypoteesia siitä, ettei julkisella velalla ole kausaalista vaikutusta talouskasvuun. Lisäksi Ash ja muut (2017) toteavat, että korrelaatio muuttujien välillä johtuu myös osittain heikon talouskasvun aiheuttamien valtion alijäämien paikkaamisesta julkisella velalla. Lof ja Malinen (2014) tulokset heidän tutkiessaan pelkästään kotimaisen velan yhteyttä talouskasvuun viittaavat samankaltaisesti osan korrelaatioista selittyvän juuri päinvastaisesta kausaalisuudesta.

Jo tässä kohtaa voidaan aiemman perusteella todeta, ettei taloustieteen kirjallisuudessa ole empiriassakaan yhtenäistä käsitystä ainakaan julkisen velan talouskasvuvaikutuksen universaalista yksimuotoisuudesta. Samankaltaiseen lopputulokseen päätyy myös Heimberger (2023) meta-analyysissään, jossa hän käy läpi 47 aihetta käsittelevää tutkimusta. Hän toteaa, että tämänhetkisessä tutkimuskirjallisuudessa ei ole olemassa yhtenäistä todistusaineistoa universaalista samansuuruisesta velkakynnyksestä ja johdonmukaisen negatiivisen suhteen osoittaminen korkean julkisen velan ja talouskasvun välillä tarvitsisi vankempaa näyttöä.

Osa tutkimuksista argumentoikin ilmiön universaaliutta vastaan ja uskovat siihen liittyvän heterogeenisyyttä erilaisten syiden takia. Eberhardt ja Presbitero (2015) testaavat ilmiön heterogeenisyyttä ja löytävät todisteita systemaattisista eroista siitä miten julkinen velka vaikuttaa talouskasvuun eri maiden välillä. Myös Bentour (2021) löytää tutkimiansa 20 kehittyneen maan välillä julkisen velan talouskasvuvaikutuksessa eroja, samoin kuin myös Sosvilla ja Gomez-Puig (2019) löytävät EMU-maiden välillä. Molemmat Bentourin (2021) sekä Sosvillan ja Gomez-Puigin (2019) tutkimukset löytävät julkisen velan talouskasvuvaikutuksen maiden välisen heterogeenisyyden lisäksi viitteitä myös siihen liittyvästä temporaalisesta heterogeenisyydestä.

Yhtenäisten tulosten puute voidaan tulkita viittaavan julkisen velan ja talouskasvun suhteen olevan moniulotteinen. Onkin tärkeää, että pyrittäessä selittämään juuri julkisen velan kausaalista vaikutusta talouskasvuun on huomioitavat tässä kappaleessa

läpikäydyt muut muuttujien väliseen suhteeseen liittyvät tekijät. Huomioon on otettava päinvastainen kausaalisuussuhde muuttujien välillä, joka aiheuttaa myös endogeenisuusongelmaa tutkittaessa aihetta regressioilla. Tätä endogeenisuusongelmaa käsitellään tarkemmin tutkielman seuraavassa luvussa metodien yhteydessä. Toiseksi tutkimuskirjallisuus on osoittanut tulosten ristiriitaisuudellaan sekä suorilla testihavainnoilla, että julkisen velan talouskasvuvaikutukset ovat jossain määrin heterogeenisiä alueellisesti ja ajallisesti. Tämän heterogeenisyyden huomioon ottaminen vaatii syvempää ymmärrystä julkisen velan talouskasvuvaikutusten mekaniikasta.

Yhdeksi selittäväksi tekijäksi heterogeenisuudelle maiden välillä niiden julkisen velan talouskasvuvaikutuksessa on ehdotettu eroja niiden instituutioiden laadussa. Kourtellosin ja muiden (2013) tuloksissa suurempi julkinen velka heikensi talouskasvua maissa, joiden instituutioiden laatu on matala. Korkealaatuisten instituutioiden maissa taas julkisella velalla ei havaittu ollenkaan negatiivista talouskasvuvaikutusta. Ahlborn ja Schweickert (2018) argumentoivat myös erojen instituutioissa olevan maiden välisen heterogeenisyyden taustalla. He esittävät hypoteesin, jossa julkisen velan talouskasvuvaikutukset riippuvat maan tuotanto- ja hyvinvointijärjestelmien muodostavien instituutioiden määrittämästä finanssivarmuudesta. Erot näissä järjestelmissä aiheuttavat heidän hypoteesinsa mukaan erilaista finanssivarmuutta maiden välillä, jolloin niiden julkisen velan talouskasvuvaikutukset ovat heterogeenisiä.

Ahlborn ja Schweickert (2018) argumentoivat kuitenkin kaikkien maiden välisen heterogeenisyyden sijasta tiettyjen maaryhmien välisellä heterogeenisyydellä, tunnistamalla kolme maaryhmittymää, joiden he uskovat poikkeavan toisistaan näiden aiemmin mainittujen tuotanto- ja hyvinvointijärjestelmien muodostavien instituutioiden perusteella. Nämä maaryhmät ja heidän kuvailunsa niistä ovat seuraavat:

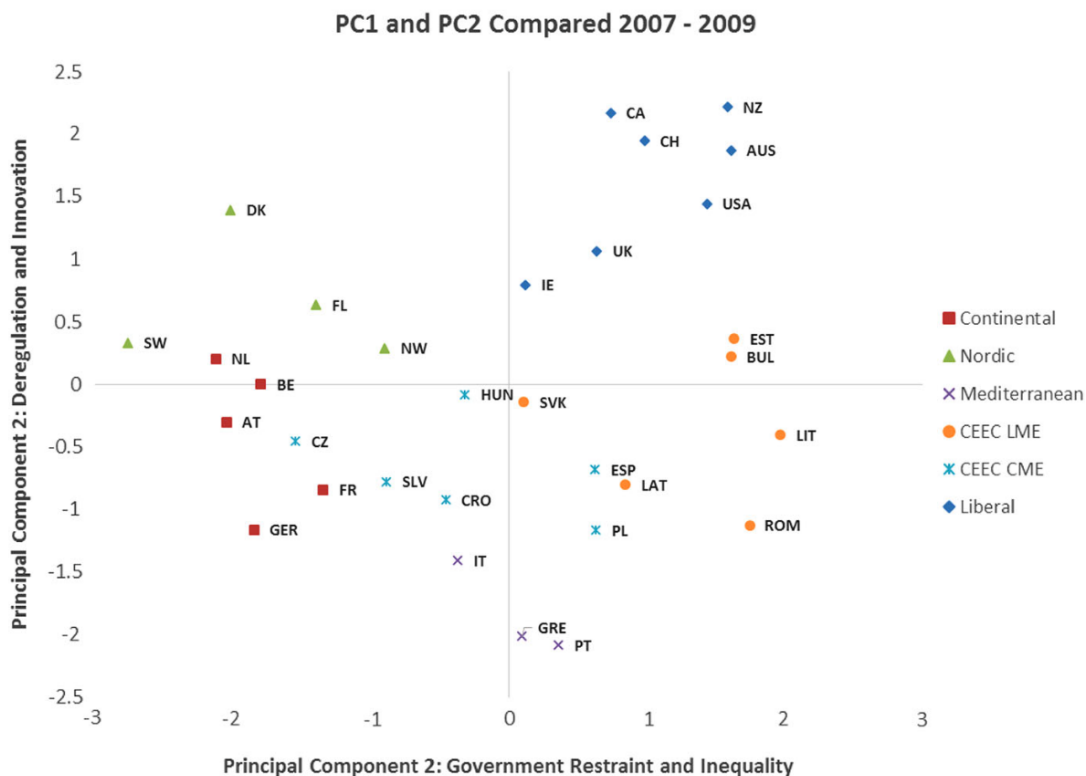
Mannermaat: keskeiset EU maat, joilla on *koordinoitu markkinatalous* (markkinan ulkopuoliset instituutiot vahvasti mukana talouden järjestelmässä) ja *konservatiivinen*

hyvinvointivaltiojärjestelmä (tuet keskittyvät työtä tekemättömille esimerkiksi eläkeläisille ja työttömille).

Pohjoismaat: Pohjoismaat, joilla on *koordinoitu markkinatalous* (markkinoiden ulkopuoliset instituutiot ovat vahvasti mukana talousjärjestelmässä) ja *sosiaalidemokraattinen hyvinvointivaltiojärjestelmä* (tuet painottuvat myös työtä tekeville esimerkiksi lapsiperheiden ja vanhustenhoidon etuudet). Lisäksi näissä maissa valtio vaikuttaa talouteen vähemmän säätelyn kautta, mikä parantaa maiden innovaatiokannattavuutta.

Liberaalit maat: englanninkieliset maat, joilla on *liberaali markkinatalous* (talousjärjestelmä pohjautuu vahvasti ainoastaan markkinaosapuolien vuorovaikutukseen) sekä *liberaali hyvinvointivaltiojärjestelmä* (tuet keskittyvät köyhyyden lievittämiseen ja perustarpeisiin).

Ahlborn ja muut (2016) kuvaavat analyttisesti näitä maiden välisiä eroja niiden tuotanto- ja hyvinvointijärjestelmissä. He käyttävät pääkomponenttianalyysia tunnistamaan aiemmin mainittuja eroja maiden välillä. Esimerkiksi tutkimuksessa julkaistu maiden välinen jako kahden pääkomponentin PC1 (valtion hallinnon rajoittavuus ja epätasa-arvo) ja PC2 (deregulaatio ja innovaatio) näyttää seuraavalta:



Kuva 4 Pääkomponenttianalyysin kahden komponentin vertailu maittain (Ahlborn ja Schweickert, 2016)

PC1 muodostuu kahden negatiivisen korrelaation pohjalta: korrelaatioiden sekä hallinnon kokonaiskulutuksen että tulojakauman epätasa-arvoisuuden, joka on mitattu GINI-indeksin avulla, kanssa. PC2 taas pohjautuu positiiviseen korrelaatioon innovaatioiden kanssa ja negatiiviseen korrelaatioon sääntelyyn (EFW raportin regulaatioarvosana) kanssa. Vaikka kuva 4 sisältää myös muita maaryhmiä, niin siitä on myös nähtävissä, miten Ahlbornin ja Schweickertin (2018) tutkitut maaryhmät (punaiset neliöt eli mannermaat, vihreät kolmiot eli Pohjoismaat ja siniset timantit eli liberaalit maat) eroavat analyysin perusteella toisistaan. Pohjois- ja mannermaissa on pienemmät tuloerot ja suurempi hallinnon koko suhteessa liberaaleihin maihin, kun taas toisella akselilla mannermaat eroavat kahdesta muusta suuremmalla sääntelyllä ja heikommalla innovaatiotoiminnalla.

Ahlbornin ja Schweickertin (2018) hypoteesina on, että erot maaryhmien hyvinvointi- ja tuotantojärjestelmissä aiheuttaa niissä eri tasoista finanssipoliittista kankeutta. Molemmissa Pohjoismaa- ja mannermaaryhmissä valtioiden kulutus keskittyy heidän kuvailunsa mukaan sellaisiin kohteisiin, jotka tyypillisesti sisältävät suuria kulutussitoumuksia tulevaisuudessa ja joita on vaikea vähentää julkisen talouden vakauttamista vaativassa tilanteessa. Näitä kulutuskohteita ovat aiemmin mainitut tulojen tasaukseen tähtäävät sosiaalitet. Näin he olettavat aiemman aiheuttavan markkinaosapuolissa epäilyjä julkisen velan kestävydestä, joka heikentäisi investointiympäristöä verrattuna liberaaleihin maihin, joissa samankaltaista kankeutta on vähemmän. He kuitenkin uskovat lisäksi Pohjoismaiden eroavan mannermaista, sillä niiden julkinen kulutus keskittyy enemmän työn tukemiseen, joka mahdollistaa Rogersonin (2007) mukaan korkeamman verotuksen pienemmällä haitalla taloudelliselle aktiivisuudelle. Tästä syystä he uskovat julkisen velan haittaavaan talouskasvua Pohjoismaissa mannermaita vähemmän.

Ahlbornin ja Schweickertin (2018) empiiriset tulokset tukevat heidän alkuperäisiä hypoteesejaan. Tulosten mukaan kaikkien maaryhmien välillä julkinen velka vaikutti talouskasvuun eritavoilla. Mannermaat kokevat niiden mukaan jatkuvan julkisen velan negatiivisen vaikutuksen talouskasvuun, joka voimistuu velka/BKT suhteen ylitettyä 75 % rajan. Pohjoismaissa taas rajakynnys on alempana noin 60 %, mutta ennen sitä tulosten mukaan velalla on neutraali vaikutus talouskasvuun. Liberaaleissa maissa Ahlborn ja Schweickert (2018) eivät havainneet ollenkaan julkisen velan vaikutuksesta talouskasvuun.

Kirjallisuuskatsauksen perusteella voidaan todeta, että julkisen velan talouskasvuvaikutusten mekanismin ja luonteen empiirinen todentaminen on vielä tämän hetken taloustieteen tutkimuskirjallisuudessa kesken. Kuten jo aiemmin todettu suhteen moniulotteisuus luo haasteen kausaalisuhteen tarkalle kuvaamiselle, jonka voidaan osin perustella aiheuttavan tutkimusten risteävät tulokset. Muutamia pyrkimyksiä purkaa ilmiön moniulotteisuutta osiin heterogeenisyyden selittämiseksi on tehty, mutta selkeää konsensusta ei ole vielä kirjallisuudessa saavutettu. Seuraavassa

luvussa tutkielmassa pyritään jatkamaan tämänhetkistä tutkimuskirjallisuutta testaamalla Ahlbornin ja Schweickertin (2018) hypoteesia ja tuloksia julkisen velan talouskasvuvaikutuksen luonteesta ja samankaltaisuudesta Pohjoismaissa.

4 Julkisen velan talouskasvuvaikutukset Pohjoismaissa

Tutkielmalla on kaksi tavoitetta, joihin molempiin pyritään vastaamaan empiirisessä analyysissä. Ensimmäisenä tavoitteena tutkielmalla on replikoida Ahlbornin ja Schweickertin (2018) tuloksia Pohjoismaiden osalta tuoreemmalla aineistolla, joka tuo finanssikriisin jälkeisen vuosikymmenen kokonaisuudessaan mukaan tarkasteluun. Toisena tavoitteena on jatkaa heidän analyysiaan testaamalla Pohjoismaiden välistä mahdollista heterogeenisyyttä julkisen velan talouskasvuvaikutuksissa, valaisten niiden homogeenisyysolettaman pitävyyttä. Tässä luvussa esitetään nämä tutkielman omat empiiriset analyysit tavoitteiden saavuttamiseksi. Ensimmäisessä osiossa esitellään analyyseihin käytetyt aineistot ja menetelmät. Viimeisessä osiossa paneudutaan analyysien tulosten tarkasteluun.

4.1 Aineistot ja menetelmät

Tutkielmassa hyödynnetään kahta paneeliaineistoa, joissa havaintoyksikköinä ovat maat, joille on vuosittaiset havainnot kaikista muuttujista. Molemmat aineistot ovat ajalta 1970–2023. Ensimmäinen aineistoista on Pohjoismainen aineisto, joka sisältää tiedot seuraavasta neljästä maasta: Tanskasta, Suomesta, Norjasta ja Ruotsista. Tätä kutsutaan tutkielmassa Pohjoismaa-aineistoksi. Toinen aineisto laajempi ja sisältää Pohjoismaiden lisäksi tietoja eurooppalaisista maista. Sitä kutsutaan jatkossa tutkielmassa Eurooppa-aineistoksi. Eurooppa-aineiston tiedot on kerätty seuraavista maista: Itävaltasta, Belgiasta, Bulgariasta, Kroatiasta, Kyproksesta, Tšekistä, Tanskasta, Virosta, Suomesta, Ranskasta, Saksasta, Kreikasta, Unkarista, Islannista, Irlannista, Italiasta, Alankomaista, Norjasta, Puolasta, Portugalista, Slovakiasta, Sloveniasta, Espanjasta, Ruotsista ja Iso-Britanniasta. Yhteensä se siis sisältää tietoja 25 maasta. Kahden aineiston käyttämisen tarkoituksena on saada hyödynnettyä molempien aineistojen vahvuuksia analyysissä. Laajemmalla Eurooppa-aineistolla savutetaan suuremman havaintomäärän ansiosta tilastollisesti luotettavampia tuloksia, kun taas pienemmällä aineistolla voidaan paneutua tarkemmin Pohjoismaiden omiin yksityiskohtiin.

Molemmat aineistot sisältävät samat muuttujat. Nämä muuttujat ovat listattu alla olevaan taulukkoon niiden vastaavien lähteidensä kanssa:

Taulukko 2 Aineistojen sisältämät muuttujat lähteineen.

Nimi	Muuttuja	Lisätiedot	Lähde
fdi	ulkomaiset suorat investoinnit	nettosisävirrat (% BKT:stä)	Maailmanpankki
gdpcapita	bruttokansantuote per asukas	(nykyisellä US\$)	Maailmanpankki
gdpcapitag	bruttokansantuotteen per asukas muutos	(vuosittainen %-muutos)	Maailmanpankki
gfcf	investointi aste	brutto kiinteän pääoman muodostuminen (vuosittainen %-muutos)	Maailmanpankki
publicdebt	julkinen velka	(% BKT:stä)	IMF
infl	inflaatio	kuluttajahinnat (vuosittainen %-muutos)	Maailmanpankki
popg	väestönkasvu	(vuosittainen %-muutos)	Maailmanpankki
open	kaupankäynnin avoimuus	viennin ja tuonnin summa (% BKT:stä)	Maailmanpankki

Muuttujista käytetään 5 vuoden rullaavia keskiarvoja, niin että aineistojen ensimmäiset havainnot ovat vuodelta 1974, joka sisältä vuosista 1970, -71, -72, -73 ja -74 lasketut keskiarvot. Keskiarvojen tarkoituksena on tasata lyhytaikaista vaihtelua ja mitata pidemmän aikavälin trendimuutosta samalla kuitenkin vähentämättä liika

havaintomääriä. Analyysissä käytetään bruttokansantuote per asukas muuttujasta *gdpcapita* laskettua logaritmista muuttujaa *lngdpcapita*.

Tutkielman aineisto eroaa muutamien tavoin Ahlbornin ja Schweickertin (2018) käyttämästä aineistosta. Kaikkia heidän käyttämiä muuttujia ei saatu kerättyä tämän tutkielman aineistoihin tietojen saatavuuden vuoksi. He käyttivät analyysissään tämän tutkielman muuttujien lisäksi kolmea muuta muuttujaa: finanssikriisi-, hallinnon ”häirintä”- sekä hallinnon demokraattisuusastemuuttujia. Osittain näiden muuttujien saatavuutta rajoitti se, ettei niistä ole saatavilla päivitettyjä ajankohtaisia aineistoja, sillä kuten aiemmin mainittu tämän tutkielman aineistot yltävät aina vuoteen 2023, kun taas Ahlbornin ja Schweickertin (2018) aineisto on lyhyemmältä ajalta 1971–2010. Lisäksi tässä tutkielmassa käytetään viiden vuoden rullaavia keskiarvoja syklien tasoittamiseksi Ahlbornin ja Schweickertin (2018) käyttämien viiden vuoden keskiarvojen sijasta, sillä tutkielman Pohjoismainen aineisto on maalaajuudeltaan liian kapea, jonka takia se ei kestäisi tavallisten keskiarvojen käyttämisestä aiheutuvaa aikalaajuuden kaventumista.

Kuten jo kirjallisuuskatsauksessa todettiin Ashin ja muiden (2017) sekä Lofin ja Malisen (2014) perusteella, että julkisen velan talouskasvuvaikutusten testaamista hankaloittaa muuttujien päinvastainen kausaalisuus. Ahlborn ja Schweickert (2018) ottavat ongelman huomioon käyttämällä regressioissa heidän viisivuotiskeskivertausperiodiensa alusta mitattua julkisen velan määrää. Tässä tutkielmassa ongelma huomioidaan käyttämällä viivemuuttujaa julkisesta velasta. Viivemuuttuja *debt_lag5* muodostetaan käyttäen viiden vuoden viivettä *publicdebt* muuttujasta. Näin velan viivemuuttuja ja selitettävä talouskasvu muuttuja eivät sisällä informaatiota samoilta vuosilta. Lisäksi Ahlborn ja Schweickert (2018) käyttävät myös tulomuuttujana logaritmista BKT per asukas, joka on mitattu keskiarvoperiodien alusta. Heidän mukaisesti myös tässä tutkielmassa *lngdpcapita*-muuttujasta lasketaan viisivuotisviivemuuttuja *income_lag5*.

Ahlborn ja Schweickert (2018) mukaisesti regressioihin sisällytetään interaktio termi velkamuuttujan ja tulomuuttujan välillä. Tämä *debtincome* niminen interaktiotermi muodostetaan siis kertomalla *debt_lag5* ja *income_lag5* keskenään. Termin tarkoituksena on ottaa huomioon Kourtellosin ja muiden (2013) argumentti siitä, että julkisen velan talouskasvuvaikutusten maiden välinen heterogeenisuus johtuu osittain niiden instituutioiden laatueroista. Ahlbornin ja Schweickert (2018) argumentoivat, että talouden kehitysaste korreloi vahvasti instituutioiden laadun kanssa ja näin sitä voidaan käyttää interaktiotermissä mittaamaan julkisen velan suhdetta hallinnon laatuun. Alla olevassa taulukossa 3 on listattu aiemmin mainitut alkuperäisen datan pohjalta muodostetut muuttujat.

Taulukko 3 Aineistojen muuttujista muodostetut muuttujat.

Nimi	Muodostusmetodi	Lisätiedot
lngdpcapita	ln(gdpcapita)	logaritimuunnos tulomuuttujasta
debt_lag5	publicdebt_year-5	velan viivemuuttuja
income_lag5	lngdpcapita_year-5	tulon viivemuuttuja
debtincome	debt_lag5*income_lag5	velan ja tulon suhdemuuttuja

Aiemmin esitettyjen muuttujien pohjalta muodostuu tutkielman regressiopohja mittaamaan julkisen velan vaikutusta talouskasvuun ja selittämään talouskasvua per asukas:

$$gdpcapitag = \alpha + \beta_1 debt_{lag5} + \beta_2 debtincome + \beta_X X' + u \quad (4.01)$$

Pohja on samankaltainen kuin Ahlbornin ja Schweickertin (2018) käyttämä regressiopohja, jonka he ovat muodostaneet Beckmannin ja muiden (2016) käyttämälle pitkän aikavälin kasvumallille. Regressiopohjan samankaltaisuus on saavutettu, kuten aiemmin mainittu, valitsemalla tutkielman muuttujat mahdollisimman paljon Ahlbornin ja Schweickertin (2018) käyttämiä muuttujia mukailien. Kontrollimuuttujina, jotka ovat sisällytetty vektoriin X , toimivat seuraavat muuttujat: *fdi*, *income_lag5*, *gfcf*, *infl*, *popg* ja

open. Vektori β_x sisältää vastaavasti kontrollimuuttujien regressiokertoimet. Ahlborn ja Schweickert (2018) uskovat talouskasvun hidastuvan tulotason (*income_lag5*) kasvaessa. Lisäksi he odottavat inflaatiotermin (*infl*) kuvaavaan makroekonomista epävakautta ja vaikuttavan negatiivisesti kasvuun. Positiivista vaikutusta talouskasvuun he odottavat muuttujilta *fdi*, *gfcf*, *popg* ja *open*. *Debtincome* termin he odottavat saavan positiivisen kertoimen, sillä sen mitatessa velan suhdetta maan vaurauteen ja instituutioiden laatuun on oletuksena Kourtellosin ja muiden (2013) perusteella, että velan mahdolliset haittavaikutukset talouskasvuun vähenevät maan vaurastuessa ja parantaessa hallintojensa laatua. Aikatrendin huomioimiseksi vektori X sisältää kontrollimuuttujien lisäksi vuosikymmenistä muodostetut dummy-muuttujat: *y70s*, *y80s*, *y90s*, *y00s* ja *y10s*. Muuttujat ottavat arvon 1, jos vuosi kuuluu muuttujan nimen osoittamaan vuosikymmeneen ja 0 muuten. Tutkielmassa käytetään muuttujina vuosikymmeniä vuosien sijasta aikatrendin huomioimiseksi, koska Pohjoismaa-aineistolla suoritettavat analyysit ei vähäisten havaintomääriensä vuoksi kestäisi vuosimuuttujien lisäämisestä aiheutuvaa suurta muuttujamäärää. Vuosikymmenet tuovat kuitenkin yksittäistä aikatrendimuuttujaa enemmän informaatiota tuloksiin. Myös vuosikymmenmuuttujien kertoimet sisältyvät vektoriin β .

Tutkielman regressiomenetelmän valintaan käytetään Hausmanin testiä määrittämään onko paneeliaineistot soveltuvampia kiinteiden vai satunnaisten efektien mallille. Malleja verrataan suorittamalla yhtälön (4.01) mukainen regressio Eurooppa-aineistolle sekä kiinteillä, että satunnaisilla efekteillä, ja suorittamalla Hausmanin testi saaduille malleille. Testin tulos (liitteessä 1) tukee kiinteiden efektien mallin käyttämistä regressioissa. Tuloksen perusteella tutkielman testit suoritetaan siis käyttäen kiinteiden efektien pienimmän neliösumman menetelmää eli kiinteiden efektien OLS-menetelmää.

Ensimmäiseksi tutkielmassa keskitytään vastaamaan johdannossa esitettyyn ensimmäiseen tutkimuskysymykseen testaamalla julkisen velan vaikutusta talouskasvuun Pohjoismaissa käsitellen niitä yhtenä ryhmänä Ahlbornin ja Schweickertin (2018) tavoin. Tarkoituksena on varmentaa heidän tuloksiaan testaamalla niitä

tuoreemmilla aineistoilla. Aluksi ilmiötä testataan olettamalla sen olevan ainoastaan lineaarista. Ensimmäisenä testinä ajetaan kaavan 4.01 mukainen regressio Pohjoismaiden aineistolla. Toisena testinä kaavaan 4.01 lisätään interaktiotermin $debt_lag5$ ja dummy-muuttujan Pohjoismaille välillä, joka ottaa arvon 1 jos maa on Tanska, Suomi, Norja tai Ruotsi ja muuten 0, seuraavasti:

$$gdp\textit{capita}g = \alpha + \beta_1 debt_{lag5} + \beta_2 debtincome + \beta_3 debt_{lag5} * Pohjoismaadummy + \beta_X X' + u \quad (4.02)$$

ja suoritetaan tämän mukainen regressio Eurooppa-aineistolle. Ensimmäinen testi kertoo suoraan, kuinka julkinen velka lineaarisesti talouskasvuun Pohjoismaissa. Jälkimmäinen testi taas testaa tätä samaa lineaarista vaikutusta Pohjoismaissa verraten sitä Eurooppa-aineiston muiden maiden vastaavaan vaikutukseen.

Seuraavaksi testeihin otetaan mukaan epälineaarisuuden mahdollisuus julkisen velan vaikutuksessa talouskasvuun Pohjoismaissa ryhmänä. Pohjoismaiden aineistolle tämä tehdään lisäämällä pohjaregressioon 4.01 interaktiotermin velkamuuttujan $debt_lag5$ ja kynnystasoille luodun dummy-muuttujan välillä, joka ottaa arvon 1 kun velka ylittää kynnysarvon ja muuten on 0:

$$gdp\textit{capita}g = \alpha + \beta_1 debt_{lag5} + \beta_2 debtincome + \beta_3 debt_{lag5} * kynnystasodummy + \beta_X X' \quad (4.03)$$

Testin tarkoituksena on kertoa muuttuko velan vaikutus talouskasvuun jonkun velan määrällisen kynnystason ylittäminen jälkeen verraten sitä lineaariseen vaikutukseen Pohjoismaissa. Eri kynnystasoja testataan erikseen ja tulokset niistä kootaan yhteen. Kynnystasoja testataan myös laajemmalla aineistolla, jolloin interaktiotermin sijasta lisätään regressioon toinen interaktiotermin, joka muodostetaan kertomalla $debt_lag5$ ensin dummy-muuttujalla Pohjoismaille ja sen jälkeen vielä kertomalla aiempi tulo kynnystasoille tehdyllä dummy-muuttujalla. Tällöin regressio on seuraava:

$$\begin{aligned}
 gdp_{capita,t} &= \alpha + \beta_1 debt_{lag5} + \beta_2 debt_{income} + \beta_3 debt_{lag5} * \\
 &Pohjoismaadummy * kynnystasodummy + \beta_X X' + u
 \end{aligned}
 \tag{4.04}$$

Aiemman testin kaltaisesti testissä testataan aiheuttaako jonkun velan määrällisen kynnystason ylittäminen Pohjoismaissa muutosta velan vaikutuksessa talouskasvuun verraten sitä Eurooppa-aineiston muiden maiden julkisen velan lineaariseen vaikutukseen.

Aiemmin mainittujen testien jälkeen siirrytään analyseissa vastaamaan johdannon esittämään toiseen tutkimuskysymykseen. Tarkoituksena on testata julkisen velan vaikutuksen heterogeenisyyttä Pohjoismaiden välillä. Jälleen ensimmäiseksi testataan vaikutusta pelkässä lineaarisessa muodossa, jonka jälkeen otetaan testeihin mukaan epälineaarisuuden mahdollisuus. Näitä testauksia varten muodostetaan jokaiselle Pohjoismaalle (Tanskalle, Suomelle, Norjalle ja Ruotsille) oma dummy-muuttuja seuraavasti: maa_dummy ottaa arvon 1 kun muuttujan nimessä mainittu maa on kyseessä ja on muuten 0. Lyhenteinä maille käytetään muuttujissa seuraavia lyhenteitä: Tanskalle "den", Suomelle "fin", Norjalle "nor" ja Ruotsille "swe".

Lineaarisessa muodossa heterogeenisyyttä vaikutuksessa maiden välillä testataan Eurooppa-aineistolla seuraavasti:

$$\begin{aligned}
 gdp_{capita,t} &= \alpha + \beta_1 debt_{lag5} + \beta_2 debt_{income} + \beta_C (debt_{lag5} * C') + \beta_X X' + u
 \end{aligned}
 \tag{4.05}$$

, jossa vektori C' sisältää Pohjoismaiden omat dummy-muuttujat ja se kerrotaan $debt_{lag5}$ muodostaen näin interaktiotermejä niiden välille. Vektori β_C sisältää vastaavasti näiden interaktiotermin regressiokertoimet. Näin julkisen velan lineaarista vaikutusta talouskasvuun jokaisessa Pohjoismaassa testataan erikseen verrattuna niitä vaikutukseen aineiston muissa maissa. Kun asiaa seuraavaksi testataan Pohjoismaa-

aineistoa käyttäen, suoritetaan testi pienillä muutoksilla. Tarkoituksena on testata jokaisen maan julkisen velan talouskasvuvaikutuksia yksittäin käyttäen vaikutusta muissa kolmessa Pohjoismaassa verrokkiryhmänä. Tällöin tulokset kertovat, mikäli joku maista eroaa homogeeniseksi oletetuista muista maista. Testin regressio ottaa siis seuraavan muodon:

$$gdp_{capita} = \alpha + \beta_1 debt_{lag5} + \beta_2 debt_{income} + \beta_3 debt_{lag5} * maadummy + \beta_X X' + u \quad (4.06)$$

Dummy-muuttujan paikalle vaihdetaan yksittäin jokaisen Pohjoismaiden omat aiemmin mainitut dummy-muuttujat. Lopuksi tulokset kootaan yhteen vertailua varten.

Viimeisenä julkisen velan vaikutuksen heterogeenisyyttä talouskasvuun Pohjoismaiden välillä testataan huomioimalla mahdollinen epälineaarisuus vaikutuksessa velan määrällisten kynnystasojen muodossa. Testit suoritetaan molemmille aineistoille samalla regressiolla:

$$gdp_{capita} = \alpha + \beta_1 debt_{lag5} + \beta_2 debt_{income} + \beta_3 debt_{lag5} * maadummy * kynnystasodummy + \beta_X X' + u \quad (4.07)$$

Regressio suoritetaan vaihtaen dummy-muuttujia interaktiotermissä *debt_lag5:n*, Pohjoismaille erikseen tehtyjen dummy-muuttujien ja kynnystasojen tehtyjen dummy-muuttujien välillä siten, että jokaista Pohjoismaata testataan erikseen jokaisella eri kynnystasolla ja tulokset jokaisesta eri interaktiotermissä taulukoidaan. Tuloksista taulukoidaan interaktiotermin regressiokertoimet ja niitä vastaavat t-arvot.

Julkisen velan talouskasvuvaikutusten testaamista OLS-menetelmällä vaikeuttaa endogeenisuushaaste. Endogeenisuudella tarkoitetaan, että talouskasvua selittävänä muuttujana käytettävä julkinen velka on samalla selitettävissä talouskasvulla. Endogeenisuus siis syntyy vastakkaisesta kausaalisuudesta ja se vinouttaa OLS-

estimaatteja. Panizza ja Presbitero (2014) antavat tiivistetyn kuvauksen ongelman aiheuttamasta vinoumasta: talouskasvu G muodostuu velan D funktiona: $G = a + bD + u$ ja taas velka muodostuu kasvun funktiona: $D = m + kG + v$. Näissä a ja m kuvaavat vakio termejä, u ja v satunnaisuutta ja b ja k ovat kerroin termejä. Tällöin b :n OLS estimaatti on seuraava:

$$\hat{b} = \frac{b\sigma_v^2 + k\sigma_u^2}{\sigma_v^2 + k^2\sigma_u^2} \quad (4.08)$$

ja taas estimaatin vinouma:

$$E(\hat{b}) - b = \frac{k(1-bk)}{\sigma_v^2/\sigma_u^2 + k^2} \quad (4.09)$$

Nyt oikean puolen osoittajan mukaan termin $bk < 1$ tulee täytyä vakauden vuoksi, niin yhtälöstä voidaan johtaa, että OLS estimaatti on vinoutumaton, jos ja vain jos $k = 0$. Eli, estimaatti olisi vinoutumaton ainoastaan jos talouskasvu ei vaikuttaisi mitenkään julkisen velan muodostumiseen. Panizza ja Presbitero (2014) johtavat kaavasta myös vinouman suunnan olettamalla k :n negatiiviseksi, jolloin OLS-estimaatit olisivat negatiivisesti vinoutuneita. Tällöin ne siis "liioittelisivat" julkisen velan haitallisia talouskasvuvaikutuksia. Oletusta siitä, että k olisi negatiivinen voidaan pitää realistisena tutkimuskirjallisuuden perusteella (esim. Lof ja Malinen, 2014). Tällöin siis talouden kasvaessa velka vähenee sen seurauksena ja supistuessa kasvaa.

Vinouman korjaamiseksi tutkimuskirjallisuudessa on käytetty kaksivaiheista pienimmänneliösumman menetelmää (2SLS) ja yleistettyä momenttimenetelmää (GMM), joissa endogeenisiä muuttujia instrumentoidaan toisilla eksogeeniseksi oletetuilla muuttujilla. Ahlborn ja Schweickert (2018) instrumentoivat julkisen velan muuttujaansa sen omalla viivemuuttujilla käyttäen 2SLS menetelmää. Panizza ja Presbitero (2014) argumentoivat ettei viivemuuttujien käyttöä täysin poista endogeenisuus ongelmaa, sillä velan ja kasvun suhde on jatkuvaa. Esimerkiksi he nostavat, että päättäjät saattavat ennakoida laskusuhdanteita ja pyrkiä tasoittamaan

niitä velkarahalla, jolloin velkaantuminen tapahtuu ennen laskusuhdannetta, mutta on kuitenkin sen aiheuttama. Panizza ja Presbitero (2014) ehdottavat paremmaksi instrumentti muuttujaksi valuaatioefektimuuttujaa, joka muodostuu valtion velkaportfolion ulkomaisella valuutoilla otettujen velkojen ja valuuttakurssi muutosten interaktion. Muuttujan rakentamiseksi vaadittavat valtioiden velkaportfolioiden yksityiskohtaiset tiedot eivät kuitenkaan ole julkisesti saatavilla, vaan ne pitäisi kerätä pyytämällä niitä eri viranomaistahoilta kuten Panizza ja Presbitero (2014) ovat tehneet aineistonsa keräämiseksi. Tästä syystä muuttujaa ei käytetä tässä tutkielmassa endogeenisuuden ratkaisemiseksi.

Tutkielmassa pyritään endogeenisuuden huomioon ottamiseksi käyttämään 2SLS-menetelmää instrumentoimalla endogeenisia muuttujia niiden omalla viivemuuttujalla. Tämä lähestymistapa ei ole optimaalinen, mutta toisaalta se imitoi Ahlbornin ja Schweicertin (2018) tapaa tuoden vertailtavuutta tulosten välille. Ahlborn ja Schweickert (2018) eivät mainitse ovatko he instrumentoineet velkamuuttujien lisäksi velan ja tulon interaktiotermiä. Tässä tutkielmassa myös tuota termiä instrumentoidaan, kuten kaikkia muitakin velkatermejä. Esimerkiksi, jos regressio sisältää maiden omia velkamuuttujia myös nämä on instrumentoitu. 2SLS tulokset esitetään ainoastaan yhden regression vaativien analyysien yhteyksissä, jotta tulosten luettavuus helpottuisi. Tulosten yhteydessä huomataan, ettei 2SLS tulokset paranna tulosten luotettavuutta OLS verrokkeihin nähden, jonka vuoksi niiden raportointia kaikkiin kohtiin ei nähdä tutkielman tulosten luotettavuuden kannalta tarpeelliseksi.

4.2 Tulokset

Tässä osiossa esitellään tutkielman empiiristen analyysien tulokset. Osio on jaettu kahteen alaosiioon, joista ensimmäisessä analyysi kohdistuu julkisen velan vaikutukseen talouskasvuun Pohjoismaissa homogeenisenä ryhmänä ja jälkimmäinen tutkimaan tämän homogeenisyys oletettaman pitävyyttä. Tulokset esitetään samassa järjestyksessä kuin aiemmassa osiossa esitettiin niiden muodostamiseen käytettävät menetelmät, eli

ensin olettamalla julkisen velan vaikuttavan talouskasvuun ainoastaan lineaarisesti ja sen huomioimalla myös mahdollinen epälineaarisuus vaikutuksessa.

4.2.1 Pohjoismaat homogeenisenä ryhmänä

Tässä alaosiossa esitetään analyysit julkisen velan vaikutuksesta Pohjoismaissa homogeenisenä ryhmänä. Ensimmäisissä testeissä huomioidaan ainoastaan julkisen velan lineaariset talouskasvuvaikutukset. Pohjoismaa-aineistoille testi on suoritettu kaavan käyttäen 4.01 mukaista regressiota ja sen tulokset on esitetty taulukossa 4:

Taulukko 4 Pohjoismaa-aineiston analyysi julkisen velan lineaarisesta vaikutuksesta talouskasvuun Pohjoismaissa homogeenisenä ryhmänä.

VARIABLES	(1) OLS	(2) 2SLS
debt_lag5	-0.186** (0.0863)	-0.264*** (0.0938)
debtincome	0.0187** (0.00883)	0.0258*** (0.00960)
income_lag5	-1.253*** (0.477)	-1.426*** (0.494)
popg	-0.523 (0.459)	-0.868* (0.469)
gfcf	-0.0273 (0.0469)	-0.00412 (0.0483)
infl	-0.389*** (0.0690)	-0.425*** (0.0707)
fdi	0.0714 (0.0510)	0.0775 (0.0525)
open	0.0408*** (0.0100)	0.0376*** (0.0102)
y70s	4.372*** (0.936)	Omitted
y80s	4.033*** (0.692)	4.016*** (0.700)
y90s	1.816*** (0.585)	1.903*** (0.595)
y00s	0.960** (0.440)	1.021** (0.446)
y10s	-0.456 (0.303)	-0.379 (0.307)
Constant	11.84** (5.507)	13.75** (5.670)
Observations	180	176
R-squared	0.616	
Number of c_id	4	4

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Julkisen velan lineaarista vaikutusta talouskasvuun Pohjoismaiden ryhmässä analysoidaan myös Eurooppa-aineistoilla käyttäen kaavan 4.02 mukaista regressiota, jonka tuloksissa taulukossa 5 interaktiotermi *debt_lag5* ja Pohjoismaiden ryhmälle tehdyn dummy-muuttujan välillä on *nordicdebt*:

Taulukko 5 Eurooppa-aineiston analyysi julkisen velan lineaarinen vaikutus talouskasvuun Pohjoismaissa homogeenisena ryhmänä.

VARIABLES	(1) OLS	(2) 2SLS
<i>debt_lag5</i>	-0.0391*** (0.0149)	-0.0419*** (0.0158)
<i>debtincome</i>	0.00370** (0.00151)	0.00403** (0.00160)
<i>nordicdebt</i>	0.00237 (0.00430)	0.00167 (0.00449)
<i>income_lag5</i>	-1.201*** (0.123)	-1.233*** (0.126)
<i>popg</i>	-0.822*** (0.0930)	-0.817*** (0.0952)
<i>gfcf</i>	0.226*** (0.00673)	0.228*** (0.00681)
<i>infl</i>	-0.0520*** (0.00273)	-0.0574*** (0.00366)
<i>fdi</i>	-0.00192 (0.00217)	-0.00171 (0.00220)
<i>open</i>	0.0333*** (0.00263)	0.0305*** (0.00275)
<i>y70s</i>	0.906** (0.382)	Omitted
<i>y80s</i>	0.839*** (0.262)	0.780*** (0.264)
<i>y90s</i>	1.024*** (0.197)	0.954*** (0.198)
<i>y00s</i>	1.103*** (0.145)	1.038*** (0.146)
<i>y10s</i>	0.0276 (0.107)	0.00718 (0.106)
Constant	10.11*** (1.240)	10.72*** (1.270)
Observations	944	920
R-squared	0.761	
Number of c_id	25	25

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Kontrollimuuttujat eivät täysin noudata odotettuja suuntia kummankaan aineiston analyysissä. Molempien aineistojen analyysissä väestönkasvumuuttuja *popg* saa

negatiisen etumerkin vastoin odotuksia. Lisäksi se on Eurooppa-aineiston analyysissä tilastollisesti merkitsevä 99 % luottamustasolla. Pohjoismaa-aineiston analyysissä taulukossa 4 myös investointiastetta kuvaava muuttuja *gfcf* saa vastoin odotuksia negatiivisen ja taas Eurooppa-aineistolla taulukossa 5 negatiivisen etumerkin positiivisen sijasta saa ulkomaisia suoria investointeja kuvaava muuttuja *fdi*. Kumpikaan näistä ei kuitenkaan ole analyysissä tilastollisesti merkitseviä. Muut kontrollimuuttujat käyttäytyvät analyysissä odotetusti. Pohjoismaa-aineiston analyysin selitysaste on 61,6 % ja vastaavasti Eurooppa-aineistolla selitysaste kasvaa 76,1 %.

Taulukossa 4 esitetyn Pohjoismaa-aineistolla tehdyn analyysin perusteella julkisella velalla on tilastollisesti 95 % luottamustasolla merkitsevä negatiivinen lineaarinen vaikutus talouskasvuun Pohjoismaissa ryhmänä. Velkamuuttuja *debt_lag5* saa OLS analyysissä korrelaatiokertoimeksi -0.186, eli mallin mukaan 10 %-yksikön kasvu julkisen velan ja BKT suhteessa hidastaisi Pohjoismaissa pitkänaikavälin talouskasvua 1.86 %-yksikköä viiden vuoden keskiarvoperiodilla mitattuna. Velkamuuttuja saa maltillisemmän kertoimen taulukossa 5 tehdyssä analyysissä Eurooppa-aineistolla, jossa kerroin on -0,0391 ja tilastollisesti merkitsevä 99 % luottamustasolla. Velkamuuttuja kuvaa analyysissä julkisen velan lineaarista vaikutusta aineiston kaikissa maissa. Pohjoismaiden oma velkamuuttuja *nordicdebt* ei ole tilastollisesti merkitsevä analyysissä, eli sen voidaan tulkita tarkoittavan, ettei Pohjoismaat eroa ryhmänä muista aineistoin maista julkisen velan vaikutuksen suhteen. Mallin perusteella siis 10 %-yksikön kasvu maan velka/BKT suhteessa hidastaisi talouskasvua niin muissa aineiston maissa kuin Pohjoismaissa 0.391 %-yksikköä viiden vuoden keskiarvoperiodilla. Molemmilla aineistoilla tehdyissä analyysissä velan ja varallisuuden interaktiotermi ovat tilastollisesti merkitseviä 95 % luottamustasolla ja positiivisia, jolloin voidaan tulkita velan haittavaikutusten pienentyvän ja jopa nollautuvan kokonaan maan varallisuuden kasvaessa. Kohta, jolloin varallisuus kumoaa velan haittavaikutukset, voidaan johtaa malleista ratkaisemalla:

$$\beta_1 debt_{lag5} = \beta_2 debt_{lag5} * lngdpcapita \quad (4.10)$$

$$\Leftrightarrow \ln(\text{bkt per asukas}) = \frac{\beta_1}{\beta_2}$$

$$\Leftrightarrow \text{bkt per asukas} = e^{\frac{\beta_1}{\beta_2}}$$

Näin laskemalla Pohjoismaa-aineiston mallin pohjalta julkisen velan aiheuttama negatiivinen lineaarinen vaikutus kumoutuu Pohjoismaissa jo, kun BKT per asukas ylittää 20 880 USD rajan. Eurooppa-aineiston mallista laskettuna negatiivisen vaikutuksen nollaantumiseen vaadittava varallisuus on 37 130 \$ BKT per asukas, eli korkeampi.

2SLS analyyseissä molemmilla aineistoilla muuttujien kertoimet ovat lähellä OLS analyyseiden kertoimia ja useimpien muuttujien vaikutus kasvaa 2SLS analyyseissä. Tämä voitaisiin tulkita niin, ettei endogeenisuus ole ongelma OLS-tulosten muodostamisessa. Kuitenkin mahdollisesti realistisempi selitys on, ettei tutkielman analyyseissä käytetyt instrumenttimuuttujat kykene huomioimaan endogeenisuutta.

Seuraavaksi analyyseissa otetaan mukaan epälineaarisuuden mahdollisuus julkisen velan talouskasvuvaikutuksessa Pohjoismaissa. Pohjoismaa-aineistoille testi suoritetaan kaavan 4.03 regressiota käyttäen, jonka tuloksissa taulukossa 6 interaktiotermejä *debt_lag5* ja kynnystasolle luotujen dummy-muuttujien välillä kutsutaan *debtover*-muuttujaksi ja kynnystason suuruus on nimetty otsikossa:

Taulukko 6 Pohjoismaa-aineiston analyysi epälineaarisuudesta julkisen velan vaikutuksessa talouskasvuun Pohjoismaissa homogeenisena ryhmänä.

VARIABLES	(1) yli 20 %	(2) yli 30 %	(3) yli 40 %	(4) yli 50 %	(5) yli 60 %
debt_lag5	-0.271*** (0.0891)	-0.193** (0.0861)	-0.193** (0.0874)	-0.166* (0.0895)	-0.195** (0.0892)
debtincome	0.0195** (0.00863)	0.0168* (0.00888)	0.0200** (0.00914)	0.0160* (0.00940)	0.0199** (0.00926)
debtover	0.0642*** (0.0217)	0.0193 (0.0128)	-0.00354 (0.00626)	0.00512 (0.00611)	-0.00217 (0.00492)
income_lag5	-1.274*** (0.467)	-1.127** (0.483)	-1.322*** (0.494)	-1.161** (0.490)	-1.314*** (0.498)
popg	-0.538 (0.449)	-0.657 (0.466)	-0.455 (0.476)	-0.468 (0.464)	-0.537 (0.461)
gfcf	-0.00664 (0.0464)	-0.0308 (0.0468)	-0.0317 (0.0476)	-0.0292 (0.0470)	-0.0279 (0.0470)
infl	-0.397*** (0.0675)	-0.380*** (0.0690)	-0.386*** (0.0694)	-0.394*** (0.0693)	-0.392*** (0.0695)
fdi	0.0888* (0.0502)	0.0723 (0.0508)	0.0723 (0.0511)	0.0727 (0.0511)	0.0724 (0.0512)
open	0.0291*** (0.0106)	0.0367*** (0.0103)	0.0410*** (0.0100)	0.0440*** (0.0107)	0.0395*** (0.0105)
y70s	4.230*** (0.916)	4.339*** (0.933)	4.325*** (0.942)	4.455*** (0.942)	4.327*** (0.944)
y80s	3.877*** (0.678)	3.988*** (0.690)	4.016*** (0.694)	4.094*** (0.696)	4.000*** (0.697)
y90s	1.759*** (0.572)	1.797*** (0.583)	1.795*** (0.588)	1.807*** (0.586)	1.790*** (0.590)
y00s	0.922** (0.430)	1.016** (0.440)	0.946** (0.442)	0.933** (0.442)	0.932** (0.446)
y10s	-0.503* (0.297)	-0.471 (0.302)	-0.496 (0.312)	-0.422 (0.306)	-0.479 (0.309)
Constant	13.14** (5.399)	11.32** (5.497)	12.45** (5.624)	10.93* (5.617)	12.52** (5.735)
Observations	180	180	180	180	180
R-squared	0.636	0.622	0.617	0.618	0.617
Number of c id	4	4	4	4	4

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Epälineaarisuutta vaikutuksessa Pohjoismaissa huomioidaan myös Eurooppa-aineistolla käyttäen regressiota kaavasta 4.04, jonka tuloksissa taulukossa 7 interaktioiden tulokset *debt_lag5*, ja dummy-muuttujien (Pohjoismaaryhmälle ja kynnystasoille) välillä ilmenee *nordicdebtover* kohdasta ja kynnystason suuruus on jälleen merkitty otsikkoon:

Taulukko 7 Eurooppa-aineiston analyysi epälineaarisuudesta julkisen velan vaikutuksessa talouskasvuun Pohjoismaissa homogeenisena ryhmänä.

VARIABLES	(1) yli 20%	(2) yli 30 %	(3) yli 40 %	(4) yli 50 %	(5) yli 60 %
debt_lag5	-0.0396*** (0.0149)	-0.0403*** (0.0149)	-0.0385*** (0.0148)	-0.0385*** (0.0149)	-0.0381** (0.0149)
debtincome	0.00375** (0.00151)	0.00380** (0.00151)	0.00366** (0.00151)	0.00366** (0.00152)	0.00360** (0.00152)
nordicdebtover	0.00279 (0.00353)	0.00411 (0.00317)	0.000390 (0.00262)	2.80e-05 (0.00270)	0.00109 (0.00303)
income_lag5	-1.203*** (0.123)	-1.201*** (0.123)	-1.199*** (0.123)	-1.200*** (0.123)	-1.199*** (0.123)
popg	-0.823*** (0.0930)	-0.828*** (0.0930)	-0.821*** (0.0930)	-0.820*** (0.0929)	-0.820*** (0.0929)
gfcf	0.226*** (0.00672)	0.226*** (0.00672)	0.226*** (0.00673)	0.226*** (0.00676)	0.226*** (0.00674)
infl	-0.0520*** (0.00273)	-0.0520*** (0.00273)	-0.0520*** (0.00273)	-0.0520*** (0.00273)	-0.0520*** (0.00273)
fdi	-0.00193 (0.00217)	-0.00195 (0.00217)	-0.00189 (0.00217)	-0.00188 (0.00217)	-0.00191 (0.00217)
open	0.0333*** (0.00263)	0.0333*** (0.00263)	0.0334*** (0.00263)	0.0334*** (0.00263)	0.0334*** (0.00263)
y70s	0.913** (0.382)	0.924** (0.382)	0.901** (0.382)	0.900** (0.382)	0.895** (0.382)
y80s	0.843*** (0.262)	0.852*** (0.262)	0.836*** (0.262)	0.836*** (0.263)	0.831*** (0.263)
y90s	1.026*** (0.197)	1.029*** (0.197)	1.026*** (0.197)	1.027*** (0.199)	1.021*** (0.198)
y00s	1.102*** (0.145)	1.102*** (0.145)	1.106*** (0.146)	1.108*** (0.147)	1.104*** (0.146)
y10s	0.0272 (0.107)	0.0263 (0.106)	0.0286 (0.107)	0.0287 (0.107)	0.0297 (0.107)
Constant	10.12*** (1.240)	10.11*** (1.239)	10.09*** (1.240)	10.10*** (1.240)	10.09*** (1.240)
Observations	944	944	944	944	944
R-squared	0.761	0.762	0.761	0.761	0.761
Number of c_id	25	25	25	25	25

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Kynnystasomuuttujat eivät muuta suuresti mallien selityksasteita. Eurooppa-aineiston analyysissä taulukossa 7 mallin selityksaste pysyy ennallaan 76 % ja Pohjoismaa-aineiston analyysissä taulukossa 6 selitysteet kasvavat vähän, enimmillään 2 %. Eurooppa-aineistolla tehdyssä analyysissä Pohjoismaiden kynnystasomuuttujien kertoimet ovat marginaalisia eikä yksikään niistä ole tilastollisesti merkitsevä. Lisäksi ne ovat kaikki positiivisia. Pohjoismaa-aineiston analyysissä muuttujien kertoimet ovat astetta suurempia, mutta eivät nekään yhtä lukuun ottamatta ole tilastollisesti merkitseviä.

Tämä tilastollisesti merkitsevä 99 % luottamusvälillä oleva kynnystaso on matalin 20 % taso. Sen kerroin on 0,0642 eli kynnystason ylittäminen mallissa ennustaa talouskasvun kiihtymistä. Ainoat kynnystasomuuttujat, joilla on negatiiviset kertoimet, ovat Pohjoismaa-aineiston analyysissä yli 40 % ja 60 % julkisen velan ja bkt suhdetta kuvaavat muuttujat, mutta kuten aiemmin jo todettu ne eivät ole tilastollisesti merkitseviä. Tulosten perusteella julkisella velalla ei siis ole negatiivista epälineaarista vaikutusta talouskasvuun niin, että velan negatiivinen vaikutus voimistuisi tietyn velka/BKT suhteen kynnystason ylityksen jälkeen lineaariseen vaikutukseen verrattuna.

4.2.2 Pohjoismaiden väliset erot

Tämä alaosio keskittyy analysoimaan heterogeenisyyttä julkisen velan vaikutuksessa talouskasvuun Pohjoismaiden välillä. Jälleen analyysit aloittavat olettamalla julkisen velan vaikutuksen talouskasvuun olevan ainoastaan lineaarista. Näiden testien jälkeen mukaan otetaan epälineaarisuuden mahdollisuus vaikutuksessa. Eurooppa-aineistolla heterogeenisyyttä lineaarisessa vaikutuksessa testataan kaavan 4.05 regressiolla, jossa interaktiotermit *debt_lag5* ja maiden dummy-muuttujien välillä on merkitty maakoodi_debt nimillä taulukossa 8:

Taulukko 8 Eurooppa-aineiston analyysi heterogeenisyydestä julkisen velan lineaarisessa vaikutuksessa talouskasvuun Pohjoismaissa.

VARIABLES	(1) OLS	(2) 2SLS
debt_lag5	-0.0403*** (0.0149)	-0.0432*** (0.0158)
debtincome	0.00383** (0.00152)	0.00416*** (0.00161)
income_lag5	-1.197*** (0.124)	-1.233*** (0.126)
popg	-0.824*** (0.0938)	-0.835*** (0.0963)
gfcf	0.225*** (0.00674)	0.227*** (0.00683)
infl	-0.0520*** (0.00273)	-0.0573*** (0.00366)
fdi	-0.00186 (0.00217)	-0.00162 (0.00220)
open	0.0334*** (0.00264)	0.0308*** (0.00276)
y70s	0.939** (0.384)	Omitted
y80s	0.871*** (0.265)	0.785*** (0.267)
y90s	1.070*** (0.201)	0.996*** (0.203)
y00s	1.126*** (0.147)	1.063*** (0.148)
y10s	0.0249 (0.107)	-0.0101 (0.107)
den_debt	-0.00662 (0.00666)	-0.00814 (0.00706)
fin_debt	0.00674 (0.00678)	0.00460 (0.00696)
nor_debt	0.0305 (0.0220)	0.0623** (0.0245)
swe_debt	0.00648 (0.00954)	0.00406 (0.0102)
Constant	9.990*** (1.242)	10.61*** (1.274)
Observations	944	920
R-squared	0.763	
Number of c id	25	25

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Pohjoismaa aineistolla aiempi testi suoritetaan kaavan 4.06 regressiota käyttäen jokaiselle Pohjoismaalle erikseen, jonka tuloksissa taulukossa 9 interaktiotermi *debt_lag5* ja maan dummy-muuttujan välillä on nimetty samalla tavalla kuin edellisissä tuloksissa:

Taulukko 9 Pohjoismaa-aineiston analyysi heterogeenisyydestä julkisen velan lineaarisessa vaikutuksessa talouskasvuun Pohjoismaissa.

VARIABLES	(1) OLS	(2) OLS	(3) OLS	(4) OLS
debt_lag5	-0.180** (0.0866)	-0.191** (0.0885)	-0.173** (0.0868)	-0.182** (0.0872)
debtincome	0.0185** (0.00884)	0.0191** (0.00896)	0.0170* (0.00892)	0.0183** (0.00893)
income_lag5	-1.218** (0.479)	-1.261*** (0.480)	-1.256*** (0.477)	-1.230** (0.485)
popg	-0.445 (0.468)	-0.471 (0.497)	-0.710 (0.485)	-0.530 (0.461)
gfcf	-0.0164 (0.0485)	-0.0228 (0.0497)	-0.0256 (0.0469)	-0.0280 (0.0471)
infl	-0.398*** (0.0698)	-0.393*** (0.0704)	-0.402*** (0.0697)	-0.387*** (0.0694)
fdi	0.0671 (0.0513)	0.0726 (0.0513)	0.0675 (0.0510)	0.0688 (0.0519)
open	0.0394*** (0.0101)	0.0407*** (0.0100)	0.0401*** (0.0100)	0.0404*** (0.0101)
y70s	4.476*** (0.944)	4.416*** (0.952)	4.129*** (0.957)	4.391*** (0.941)
y80s	4.143*** (0.703)	4.095*** (0.728)	3.784*** (0.722)	4.035*** (0.694)
y90s	1.911*** (0.595)	1.877*** (0.626)	1.693*** (0.594)	1.799*** (0.590)
y00s	1.037** (0.449)	1.000** (0.464)	0.902** (0.442)	0.953** (0.442)
y10s	-0.451 (0.304)	-0.444 (0.307)	-0.538* (0.311)	-0.459 (0.304)
den_debt	-0.00871 (0.00976)			
fin_debt		0.00319 (0.0114)		
nor_debt			0.0342 (0.0287)	
swe_debt				0.00354 (0.0118)
Constant	11.23** (5.553)	11.79** (5.526)	12.01** (5.502)	11.63** (5.567)
Observations	180	180	180	180
R-squared	0.618	0.617	0.620	0.617
Number of c_id	4	4	4	4

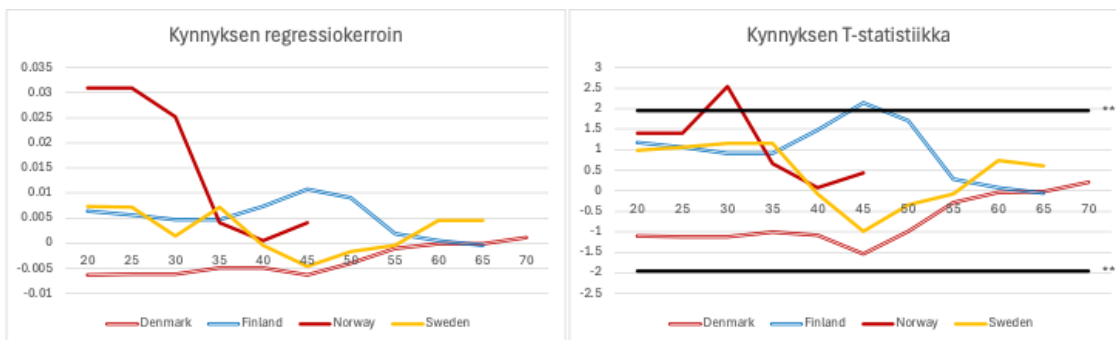
Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Selitysasteet säilyvät molempien aineistojen analyyseissa lähes ennallaan. Pohjoismaa-aineistosta saaduissa malleissa selitysasteet taulukossa 9 vaihtelevat 61,7 % ja 62,0 %

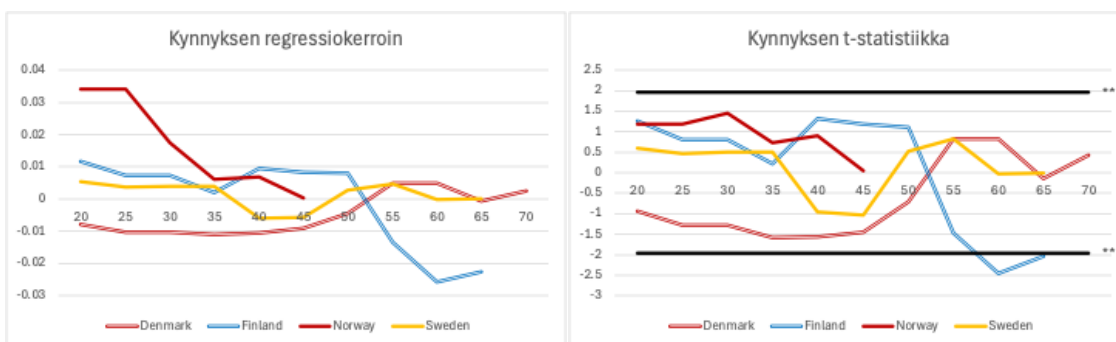
välillä. Eurooppa-aineistosta saadun mallin selityksaste on 76,3 % taulukossa 8. Eurooppa-aineiston OLS analyysissä muiden Pohjoismaiden paitsi Tanskan velkamuuttuja saa positiivisen kertoimen. Minkään Pohjoismaan velkamuuttuja ei kuitenkaan erotu eurooppalaisesta viiteryhmästä tilastollisesti merkittävällä tasolla OLS analyysissä. Pohjoismaa-aineiston pohjalta tehdyissä analyyseissä tulokset ovat hyvin samankaltaisia. Ainoastaan Tanska erottuu muusta Pohjoismaan viiteryhmästä negatiivisella kertoimella, kun muilla eron kerroin on positiivinen. Mikään maa ei kuitenkaan erotu viiteryhmänä käytetyistä muista Pohjoismaista tilastollisesti merkittävällä tasolla. Molempien aineistojen OLS-analyysien perusteella siis julkisen velan lineaariset talouskasvuvaikutukset ovat homogeenisia Pohjoismaissa.

Eurooppa-aineistolle tehdyssä 2SLS-analyysissä tulos poikkeaa OLS-analyysin tuloksesta. Norja erottuu tilastollisesti merkittävästi 95 % luottamustasolla positiivisesti eurooppalaisesta viiteryhmästä. Tulos kannattaa kuitenkin ottaa varovaisesti huomioon, sillä vaikka Norjan tapauksessa 2SLS:n tuottama korjauksen suunta vaikuttaa oikealta, eli poistaa mahdollista negatiivista vinoumaa, niin taas *debt_lag5* muuttujan kertoimen negatiivisuus kasvaa. Kuten aiemmin keskusteltu velan viivemuuttuja ei ole instrumenttina paras mahdollinen ja tuskin tuloksesta huolimatta toimii kovin hyvin Norjan velkamuuttujalle paremmin kuin muillekaan velkamuuttujille.

Viimeisinä analyyseina julkisen velan talouskasvuvaikutusten heterogeenisyyttä Pohjoismaissa testataan tutkimalla niiden eroja mahdollisissa velan kynnystasoissa, käyttäen kaavan 4.07 regressiota molemmille aineistoille taulukoiden tulokset eri kynnystasoista:



Kuva 5 Eurooppa-aineisto analyysien kynnystasojen regressiokertoimet ja vastaavat T-statistiikat.



Kuva 6 Pohjoismaa-aineisto analyysien kynnystasojen regressiokertoimet ja vastaavat T-statistiikat.

Kuvassa 5 on vasemmalla puolella jokaisen Pohjoismaan eri velkakynnysmuuttujien regressiokertoimet ja oikealla niiden t-arvot Eurooppa-aineistolle tehdystä analyysistä. Kuvassa 6 on samat tiedot vastaavasti Pohjoismaa-aineistoille tehdystä analyysistä. T-statistiikka taulukoihin on molemmissa kuvissa merkitty mustilla viivoilla 95 % luottamusvälien rajat. Kuvan 5 analyyseissa verrokkiryhmänä kynnystasojen mittaamiselle on käytetty julkisen velan lineaarista vaikutusta aineiston maissa kun taas kuvan 6 analyyseissa verrokkina on vastaavasti lineaarista vaikutusta Pohjoismaissa. Eurooppa-aineiston analyyseissä kuvassa 5 muiden Pohjoismaiden paitsi Norjan kaikkien kynnystasojen kertoimet ovat alle 0,01. Ainoastaan Suomessa näistä kolmesta maasta 45 %-kynnystasomuuttuja nousee juuri tuohon 0,01 arvoon ja on samalla tilastollisesti merkitsevä. Mikään Ruotsin tai Tanskan kynnystasomuuttujista ei ole tilastollisesti merkitsevä. Matalilla kynnystasoilla Norjalla velan kynnystasojen kertoimet ovat voimakkaammin positiivisia kuin muilla mailla. Näistäkin kuitenkin vain yksi kynnystaso

osoittautuu tilastollisesti merkitseväksi. Tämä kynnystaso on 30 % taso, jonka kerroin on noin 0.03. Kuvassa 6 Pohjoismaa-aineiston analyysissa taas yksikään kynnystasomuuttuja ei ole positiivisesti tilastollisesti merkitsevä. Norja erottuu kuitenkin myös näissä analyyseissa muista maista voimakkaammilla positiivisilla kertoimilla matalille kynnystasoille. Suomi taas erottuu muista ainoalla tilastollisesti merkitsevällä negatiivisella kynnystasolla 60 %.

Tulosten perusteella Pohjoismaissa on heterogeenisyyttä julkisen velan vaikutuksen muodossa. Ruotsi ja Tanska käyttäytyvät analyysissa hyvin samankaltaisesti. Niiden kynnystasojen kertoimet ovat hyvin lähellä nollaa vaikkakin sen eri puolilla, sillä Tanskan kertoimet ovat pitkään pienillä kynnystasoilla negatiivisia kun taas Ruotsin kertoimet pysyvät pientä notkahdusta lukuunottamatta positiivisina. Kummankaan maan arvot eivät ole kummassakaan analyysissa tilastollisesti merkitseviä. Niillä ei siis ole vaikutuksessa havaittavaa epälineaarisuutta. Norjalla ja Suomella taas on tilastollisesti merkitsevät positiiviset kynnystasot Eurooppa-viiteryhmän lineaariseen efektiin nähden. Norjalla tämä tapahtuu 30 % ja Suomella 45 % kynnystasolla. Eli siis näiden kynnystasojen jälkeen niiden julkiset kiihdyttävät talouskasvua verrattuna viiteryhmän velan lineaariseen vaikutukseen. Suomi erottuu lisäksi muista Pohjoismaista myös ainoana, josta löytyy tilastollisesti merkitsevä negatiivinen kynnystaso. Tämä kynnystaso ilmenee kun sitä verrataan velan lineaariseen vaikutukseen talouskasvuun Pohjoismaissa, jolloin Suomessa yli 60 % julkisen velan ja BKT:n suhde näyttää hidastavan sen talouskasvua lineaarista vaikutusta voimakkaamin. Kerroin kynnystasolle on noin -0,025 luokkaa. Tulosten tulkinnassa on myös tärkeää huomata, että Norjan velkatasot eivät ole aineistojen ajalla ylittäneet 45 % rajapyykkiä, joten sen julkisen velan talouskasvuvaikutuksista tuota suuremmilla tasoilla ei voida analysoida tutkielman aineistojen pohjalta.

4.3 Keskustelu

Tutkielman tulokset ovat osin linjassa Ahlbornin ja Schweickertin (2018) tulosten kanssa, mutta myös eroavaisuuksia niihin verrattuna löytyy kummankin tutkimuskysymyksen

analyyseissa. Tutkielman tulokset julkisen velan lineaarisesta vaikutuksesta talouskasvuun Pohjoismaissa homogeenisenä ryhmänä yhtyvät Ahlbornin ja Schweickertin (2018) saamiin tuloksiin. Heidän testissään he testasivat maaryhmien välisiä eroja lineaarisessa vaikutuksessa, jossa Pohjoismaat eivät erotu tilastollisesti merkittävästä muista heidän aineistonsa maista mitattavasta lineaarisesta vaikutuksesta, jossa velka vaikuttaa talouskasvuun lineaarisesti kertoimella $-0,0435$. Tutkielman Eurooppa-aineistolla suoritettu analyysi on heidän testinsä kanssa rakenteeltaan ja tulokseltaan hyvin samanlainen. Siinä Pohjoismaiden velan vaikutus talouskasvuun ei eroa viiteryhmästä mitattavasta lineaarisesta vaikutuksesta, jossa velka vaikuttaa kertoimella $-0,0391$. Pohjoismaa-aineistolla tehdyn analyysin tulokset eroavat näistä tuloksista voimakkuudeltaan, kun velkamuuttujan kerroin on -0.186 . Eroa tulosten välille muodostuu myös mallien ennustamassa tasossa, jossa tulojen suuruus kumoo velan haittavaikutukset. Heidän analyysissään tämä tapahtuu jo paljon matalammalla varallisuudelle noin 1975 \$ BKT per asukas tasolla, kun tutkielman tuloksissa tämä tapahtuu Eurooppa-aineistolla $37\,130$ \$ ja Pohjoismaa-aineistolla $20\,880$ \$ BKT per asukas tasolla. Tutkielman tulokset julkisen velan epälineaarisesta negatiivisesta talouskasvuvaikutuksesta Pohjoismaissa homogeenisenä ryhmänä eroaa Ahlbornin ja Schweickertin (2018) tuloksista, joissa he löytävät Pohjoismaille tilastollisesti merkittävän kynnystason 56% ja 59% väliltä. Tässä tutkielmassa kummankaan aineiston analyyseilla Pohjoismaille ei löytynyt tilastollisesti merkittävää negatiivista kynnystasoa.

Toisen tutkimuskysymyksen analyyseiden tulokset ovat myös osin ristiriidassa Ahlbornin ja Schweickertin (2018) tulosten kanssa. Toisen tutkimuskysymyksen tarkoituksena on testata Ahlbornin ja Schweickertin (2018) hypoteesia ja sen pohjalta heidän tekemää olettaa vaikutuksen homogeenisyydestä Pohjoismaissa. Ahlborn ja Schweickert (2018) ehdottavat hypoteesiksi siis sitä, että erot talous- ja hyvinvointijärjestelmissä aiheuttaisivat maiden välistä heterogeenisuutta julkisen velan talouskasvuvaikutuksissa. Näiden perusteella maita voidaan jakaa maaryhmiin, joissa vaikutukset olisivat samankaltaisia. He tunnistavat Pohjoismaat yhdeksi maaryhmäksi, joissa he uskovat näiden järjestelmien olevan samankaltaisia. Tutkielman tulokset tukevat hypoteesia siltä

osin, että niiden perusteella julkisen velan lineaarisen vaikutuksen voimakkuus talouskasvuun ei eroa Pohjoismaissa toisistaan. Toisaalta tulokset myös haastavat näkökulmaa, sillä saatujen tulosten perusteella Pohjoismaat eroavat toisistaan vaikutuksen muodon osalta. Suomessa ja Norjassa on molemmissa tulosten perusteella epälineaarisuutta julkisen velan vaikutuksessa talouskasvuun. Epälineaarisuuden osalta Suomi on kuitenkin ainoa, jolle on tunnistettavissa vaikutusta voimistava negatiivinen kynnystaso. Tämä voi viitata siihen, että hypoteesi on itsessään väärä tai että sen perustana olevat järjestelmät eroavat myös Pohjoismaissa toisistaan aiheuttaen eroa julkisen velan talouskasvuvaikutuksessa.

Endogeenisuuden huomioimiseksi molemmissa Ahlbornin ja Schweickertin (2018) tutkimuksessa ja tässä tutkielmassa käytetään 2SLS menetelmää instrumentoimalla velkamuuttujia niiden viivemuuttujilla. Näillä menetelmillä saadut tulokset ovat molemmissa myös samankaltaisia siinä suhteessa, että niiden velkamuuttujien kertoimet ovat voimakkuudeltaan lähellä OLS-verrokkejansa ja usein ne ovat asteen voimakkaampia negatiiviseen. Kuten jo tulosten yhteydessä mainittu, aiempi voidaan tulkita, ettei endogeenisuus ole ongelma analyyseille. Toinen mahdollisesti realistisempi tulkinta kuitenkin on, ettei käytetyt instrumentit ole parhaita mahdollisia endogeenisuuden huomioimiseksi. Näin ollen molempien tutkimuksen ja tutkielman tulosten perusteella voidaan siis argumentoida, että velan viivemuuttujat ovat riittämättömiä instrumentteja endogeenisuuden huomioimiseksi. Tämä tukee Panizzan ja Presbiteron (2014) argumentaatiota, joka perustelee viivemuuttujien olevan ongelmallisia instrumentteja, koska velan ja talouskasvuun suhde on ajansuhteen jatkuva.

Verratessa tuloksia luvussa 2 esitettyihin teoriapohjaisiin argumentteihin, ne tukevat parhaiten lineaarista negatiivista vaikutusta osoittavia malleja. Toisaalta tulosten lineaarinen negatiivisuus katoaa maan vaurastumisen myötä ja tämä on lopputulema, joka ei esiinnyt tutkielmassa esitettyissä teoreettisissa malleissa. Tulokset ovat tältä osin parhaiten linjassa Kourtellosin ja muiden (2013) sekä Ahlbornin ja Schweickertin (2018)

esittämien hypoteesien kanssa instituutioiden laadun merkityksestä julkisen velan talouskasvuvaikutuksessa. Lisäksi taulukossa 6 ja kuvassa 5 raportoidut Pohjoismaiden yhteinen sekä Suomen ja Norjan positiiviset kynnystasotulokset voidaan tulkita tukevan Checchita-Westphalin ja muiden (2014) teorian kuvaamaa lopputulemaa talouskasvun kannalta optimaalisesta velka/BKT tasosta, jossa julkisen velan ja talouskasvun suhdetta voitaisiin kuvata käänteisellä U-muotoisella käyrällä.

5 Johtopäätökset

Tutkielmassa on pyritty kahteen tavoitteeseen. Ensimmäinen tavoite on testata Ahlbornin ja Schweickertin (2018) tulosten pitävyyttä Pohjoismaille homogeenisenä ryhmänä. Tavoitteen saavuttamiseksi tutkielmassa asetettiin sille tutkimuskysymyksen: Millä tavalla julkinen velka vaikuttaa talouskasvuun Pohjoismaissa homogeenisenä ryhmänä? Johtopäätöksenä tutkielman tuloksista vastaukseksi kysymykseen voidaan todeta, että Pohjoismaissa homogeenisenä ryhmänä julkisella velalla on negatiivinen lineaarinen vaikutus talouskasvuun. Vaikutus kuitenkin heikentyy maiden varallisuuden kasvaessa niin, että niiden saavuttaessa 20 880–37 130 \$ BKT per asukas ylittävän varallisuuden vaikutus kumoutuu kokonaan. Tutkielman tuloksissa ei löydetä viitteitä Pohjoismaissa velan negatiivista vaikutusta talouskasvuun voimistavasta epälineaarisuudesta julkisen velan määrän ylittäessä jonkun tietyn kynnyksen. Tulokset eroavat tältä osin Ahlbornin ja Schweickertin (2018) tuloksista, jotka löytävät vaikutukselle kynnyksiksi Pohjoismaissa noin 60 % velka/BKT tason.

Toisena tavoitteena tutkielmassa on pyritty testaamaan Ahlbornin ja Schweickertin (2018) hypoteesia ja siitä tehtyä olettaa julkisen velan vaikutuksen homogeenisyydestä talouskasvuun Pohjoismaissa. Tavoitetta lähestytään tutkimuskysymyksellä: eroaako julkisen velan talouskasvuvaikutukset eri Pohjoismaissa toisistaan? Tutkielman tulosten perusteella Pohjoismaat eivät eroa toisistaan lineaarisen vaikutuksen voimakkuuden osalta. Eroja maiden välillä kuitenkin löytyy vaikutuksen muodossa, kun otetaan huomioon sen mahdollinen epälineaarisuus. Julkisen velan vaikutus talouskasvuun on samanlaista Tanskassa ja Ruotsissa, joissa epälineaarisuutta vaikutuksessa ei havaita. Julkisen velan vaikutus talouskasvuun kuitenkin muodoltaan eroaa niihin verrattuna Suomessa ja Norjassa, joissa se on tulosten perusteella epälineaarista. Molemmissa maissa havaitaan vaikutuksessa positiivista epälineaarisuutta, jossa tiettyjen matalien velka/BKT tasojen ylittäminen heikentää tai muuttaa positiiviseksi lineaarisena mitatun negatiivisen vaikutuksen. Lisäksi Suomessa velalla on myös negatiivista vaikutusta voimistava kynnyksen noin 60 % velka/BKT tasolla. Tulokset viittaavat siihen, että Ahlbornin ja Schweickertin (2018) hypoteesi talous- ja

hyvinvointisysteemien muodostavien instituutioiden eroista selityksenä vaikutuksen maiden väliselle heterogeenisuudelle on mahdollisesti väärä tai että ne eroavat toisistaan myös Pohjoismaiden välillä aiheuttaen heterogeenisyyttä maiden välillä.

Kokonaisuutena julkinen velka ei kuiteinkaan vaikuta haittaavan Pohjoismaiden talouskasvua niiden vaurauden vuoksi. Tulosten mukaan maiden vauraus kumoo negatiivisen vaikutuksen viimeistään 37 130 \$ BKT per asukas tasolla. Viimeisenä Pohjoismaista Suomi on ollut tämän vaadittavan varallisuusrajan alapuolella vuonna 2006. Samalla kun otetaan huomioon tulosten mahdollinen negatiivinen vinouma endogeenisuuden vuoksi, voidaan vaikutuksen todellisuudessa olettaa olevan havaittua heikompi. Lisäksi tulokset antavat vain viitteitä mahdollisesta negatiivista vaikutusta voimistavasta epälineaarisuudesta, sillä sitä havaitaan ainoastaan yhdessä analyysissa yhdelle maalle. Toisaalta julkisen velan taso on ollut koko aineiston ajalla Pohjoismaissa maltillisella tasolla. Aineiston korkein pitkänaikavälin keskiarvo julkiselle velalle on Tanskassa 73 % velka/BKT tasolla. Esimerkiksi tutkimuskirjallisuudessa usein esitettyä 90 %:n velka/BKT tasoa ei ole ylitetty tutkimusajanjaksolla missään Pohjoismaissa. Tästä syystä velan negatiivinen vaikutus talouskasvuun voi mahdollisesti voimistua Pohjoismaissa korkeammilla julkisen velan tasoilla, joilla ne eivät vielä ole olleet. Johtopäätöksen Pohjoismaiden finanssipolitiikalle tutkielman tulosten pohjalta voidaan siis todeta, ettei julkisen velan talouskasvuvaikutuksista tarvitse olla huolissaan ainakaan alle 70 % velka/BKT tasoilla, mutta sen ylittävään velkaan kannattaa silti suhtautua pienellä varauksella.

Jatkona tutkimuskirjallisuudelle tutkielma analyysien perusteella ehdotan lisää empiiristä analyysia julkisen velan talouskasvuvaikutuksen mekanismeihin. Esimerkiksi tutkielman testejä Ahlbornin ja Schweickertin (2018) hypoteesin testaamiseksi voisi laajentaa testaamalla maaryhmien sisäisiä eroja Pohjoismaiden lisäksi myös kahdessa muussa heidän tunnistamassaan maaryhmässä. Tämä valaisisi tarkemmin hypoteesin todenmukaisuutta. Lisäksi myös teorian ehdottamien muiden mekanismien empiirinen testaaminen lisäisi ymmärrystä vaikutuksen luonteesta. Endogeenisuuden

huomioimiseksi tulevaisuuden tutkimuskirjallisuudessa tulisi myös käyttää viivemuuttujia laadukkaampia instrumenttimuuttujia. Esimerkiksi Panizza ja Presbiteron (2014) ehdottaman instrumentin käyttö saattaisi parantaa tulosten tilastollista laatua viivemuuttujainstrumentteihin verrattuna.

Lähteet

- Afonso, A., & Jalles, J. T. (2013). Growth and productivity: The role of government debt. *International Review of Economics & Finance*, 25(1), 384–407.
<https://doi.org/10.1016/j.iref.2012.07.004>
- Ahlborn, M., Ahrens, J., & Schweickert, R. (2016). Large-Scale Transition of Economic Systems – Do CEECs Converge Toward Western Prototypes? *Comparative Economic Studies*, 58(3), 430–454. <https://doi.org/10.1057/s41294-016-0009-x>
- Ash, M., Basu, D., & Dube, A. (2017). *Public debt and growth: An assessment of key findings on causality and thresholds*. University of Massachusetts Amherst. Working paper. 433.
- Attinasi, M., Checherita, C., & Nickel, C. (2010). What Explains the Surge in Euro Area Sovereign Spreads during the Financial Crisis of 2007–09? *Public finance and management*, 10(4), 595–646. <https://doi.org/10.1177/152397211001000403>
- Baldacci, E., & Kumar, M. S. (2010). *Fiscal Deficits, Public Debt, and Sovereign Bond Yields*. IMF Working Paper. 10/184.
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic growth* (2. ed.). The MIT Press.
- Baum, A., Checherita-Westphal, C., & Rother, P. (2013). Debt and growth: New evidence for the euro area. *Journal of International Money and Finance*, 32(1), 809–821. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2012.07.004>
- Beckmann, J., Endrichs, M., & Schweickert, R. (2016). Government activity and economic growth – one size fits All? *International Economics and Economic Policy*, 13(3), 429–450. <https://doi.org/10.1007/s10368-016-0351-5>
- Bentour, E. M. (2021). On the public debt and growth threshold: one size does not necessarily fit all. *Applied Economics*, 53(11), 1280–1299.
<https://doi.org/10.1080/00036846.2020.1828806>
- Blanchard, O. (2019). Public Debt and Low Interest Rates. *The American economic review*, 109(4), 1197–1229. <https://doi.org/10.1257/aer.109.4.1197>
- Burda, M., & Wyplosz, C. (2009). *Macroeconomics: A European text* (5th ed.). Oxford University Press.

- Caner, M., Koehler-Geib, F., & Grennes, T. (2010) *Finding the tipping point -- when sovereign debt turns bad*. World Bank. Policy Research Working Paper. 5391.
- Checherita-Westphal, C., Hughes Hallett, A., & Rother, P. (2014). Fiscal sustainability using growth-maximizing debt targets. *Applied economics*, 46(6), 638-647.
<https://doi.org/10.1080/00036846.2013.861590>
- Checherita-Westphal, C., & Rother, P. (2012). The impact of high government debt on economic growth and its channels: An empirical investigation for the euro area. *European Economic Review*, 56(7), 1392–1405.
<https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2012.06.007>
- Chudik, A., Mohaddes, K., Pesaran, M. H., & Raissi, M. (2017). Is there a depth-threshold effect on output? *The Review of Economics and Statistics*, 99(1), 135–150.
https://doi.org/10.1162/REST_a_00593
- Cochrane, J. H. (2011). Understanding policy in the great recession: Some unpleasant fiscal arithmetic. *European economic review*, 55(1), 2-30.
<https://doi.org/10.1016/j.eurocorev.2010.11.002>
- Dotsey, M. (1994). Some unpleasant supply side arithmetic. *Journal of monetary economics*, 33(3), 507-524. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(94\)90041-8](https://doi.org/10.1016/0304-3932(94)90041-8)
- Eberhardt, M., & Presbitero, A. F. (2015). Public debt and growth: Heterogeneity and non-linearity. *Journal of International Economics*, 97(1), 45–58.
<https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2015.04.005>
- Egert, B. (2015). Public debt, economic growth and nonlinear effects: Myth or reality? *Journal of Macroeconomics*, 43, 226–238.
<https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2014.11.006>
- Eurostat. (2024). *Government deficit/surplus, debt and associated data*. Noudettu osoitteesta
https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/gov_10dd_edpt1__custom_13656154/default/table?lang=en
- Greiner, A. (2012). Public debt in a basic endogenous growth model. *Economic Modelling*, 29(4), 1344-1348. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.03.005>

- Greiner, A. (2013) *Debt and Growth: Is There a Non-Monotonic Relation?* Bielefeld University, Department of Business Administration and Economics.
<https://doi.org/10.4119/unibi/2559613>
- Heimberger, P. (2023). Do higher public debt levels reduce economic growth? *Journal of Economic Surveys*, 37(4), 1061–1089. <https://doi.org/10.1111/joes.12536>
- Herndon, T., Ash, M., & Pollin, R. (2013). Does high public debt consistently stifle economic growth? A critique of Reinhart and Rogoff. *Cambridge Journal of Economics*, 38(2), 257-279. <https://doi.org/10.1093/cje/bet075>
- Howitt, P., & Aghion, P. (2009). *The Economics of Growth*. The MIT Press.
- Kilpoinen, J.;& Santavirta, T. (2003). *Taloudellinen kasvu, innovaatiot ja kilpailu - katsaus kirjallisuuteen ja politiikkasuosituksiin*. Valtiointaloudellinen tutkimuskeskus VATT. Noudettu osoitteesta Valtion taloudellinen tutkimuskeskus VATT:
<https://urn.fi/URN:NBN:fi-fe2018042618985>
- Kourtellos, A., Stengos, T., & Tan, C. M. (2013). The effect of public debt on growth in multiple regimes. *Journal of Macroeconomics*, 38, 35–43.
<https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2013.08.023>
- Lof, M., & Malinen, T. (2014). Does sovereign debt weaken economic growth? A panel VAR analysis. *Economics Letters*, 122(3), 403–407.
<https://doi.org/10.1016/j.econlet.2013.12.037>
- Panizza, U., & Presbitero, A. F. (2014). Public debt and economic growth: Is there a causal effect? *Journal of Macroeconomics*, 41, 21–41.
<https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2014.03.009>
- Rehn, O. (9. Huhtikuu 2013). *Recovery from the crisis - Coherent policies for growth and jobs*. Noudettu osoitteesta European Commission press releases database:
https://web.archive.org/web/20130829204459/http://europa.eu/rapid/press-release_SPEECH-13-294_en.htm?locale=en
- Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2010). Growth in a Time of Debt. *The American Economic Review*, 100(2), 573–578. <https://doi.org/10.1257/aer.100.2.573>
- Rogerson, R. (2007). Taxation and market work: is Scandinavia an outlier? *Economic Theory*, 32(1), 59–85. <https://doi.org/10.1007/s00199-006-0164-9>

- Salmon, J. (2021). THE IMPACT OF PUBLIC DEBT ON ECONOMIC GROWTH. *The Cato journal*, 41(3), 487-509. <https://doi.org/10.36009/CJ.41.3.2>.
- Sosvilla, S., & Gómez-Puig, M. (2019). New empirical evidence on the impact of public debt on economic growth in EMU countries. *Revista de Economía Mundial*, 51(51). <https://doi.org/10.33776/rem.v0i51.3905>
- Tilastokeskus. (21. marraskuu 2024). *11sf -- Bruttokansantuote ja -tulo sekä tarjonta ja kysyntä, vuosittain, 1975-2023**. Noudettu osoitteesta https://pxdata.stat.fi/PxWeb/pxweb/fi/StatFin/StatFin_vtp/statfin_vtp_pxt_11_sf.px/table/tableViewLayout1/
- Woo, J., & Kumar, M. S. (2015). Public Debt and Growth. *Economica (London)*, 82(328), 705-739. <https://doi.org/10.1111/ecca.12138>

Liitteet

Liite 1. Hausmanin testi kiinteiden ja satunnaisten efektien välillä

	(b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
debt_lag5	-0.0385063	-0.0605427	0.0220364	0.0025953
debtincome	0.0036597	0.0058981	-0.0022383	0.0002435
income_lag5	-1.199737	-0.7922366	-0.4075	0.069164
popg	-0.8198612	-0.6584307	-0.1614305	0.0439881
gfcf	0.2255638	0.2362049	-0.0106411	0.0005734
infl	-0.0519812	-0.0518437	-0.0001375	.
fdi	-0.001879	-0.0020263	0.0001473	0.0008117
open	0.0333649	0.0172051	0.0161598	0.0020491
y70s	0.9001171	1.535949	-0.6358324	0.2006665
y80s	0.8364626	1.270506	-0.4340439	0.1666913
y90s	1.027349	1.112147	-0.0847983	0.1039566
y00s	1.108194	1.093032	0.0151619	0.0564975
y10s	0.0286987	-0.0325439	0.0612425	.

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg

B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$\chi^2(13) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) = 45.42$

Prob>chi2 = 0.0000

(V_b-V_B is not positive definite)