

Kapitalstruktur og justeringshastighet i børsnoterte selskaper i Norden

Capital structure and speed of adjustment in listed
companies in the Nordic region

Mats Heggland
Henrik Mathias Hansen Førsund

MASTEROPPGAVE - Økonomi og administrasjon/siviløkonom
Trondheim, mai 2018:

Hovedprofil: Finansiering og investering

Veileder: Michael Kisser

Forord

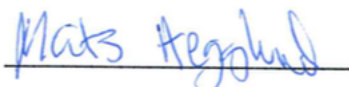
Denne masteroppgaven er skrevet som avsluttende del av masterstudiet ved NTNU Handelshøyskolen i Trondheim. Vår spesialisering er finansiering og investering. I løpet av vårt studieløp har vi fattet stor interesse for kapitalstruktur. Vi har i denne utredningen tilegnet oss dyp innsikt i finansieringsbeslutninger på tvers av landegrenser i Norden, en kunnskap vi tar med oss videre i karrieren.

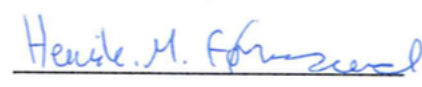
Temaet for denne masteroppgaven er kapitalstruktur og justeringshastighet i børsnoterte selskaper i Norden. Målet med denne utredningen er å øke forståelsen av hvilke forhold som forklarer selskapers kapitalstruktur i de ulike landene, samt danne oss et bilde av justeringshastighet på tvers av landegrenser. Vi ønsker med denne utredningen å skape en mer helhetlig oversikt over finansieringsbeslutningene ved hjelp av selskapsspesifikke og makroøkonomiske variabler.

Arbeidet med utredningen har vært lærerikt, spennende og utfordrende. Datainnsamlingsprosessen er det som har vist seg som mest tidkrevende. Vi ønsker å takke vår veileder Michael Kisser fra Norges Handelshøyskole (NHH) for et svært godt samarbeid, med faglige diskusjoner og god veiledning. Vi ønsker videre å takke Økonomibiblioteket i Trondheim for tilgang til ulike finansdatabaser.

Innholdet i denne oppgaven står for forfatterens regning.

Trondheim, 24.05.2018


Mats Heggland


Henrik Mathias Hansen Førsund

Sammendrag

Denne avhandlingen undersøker hvilke forhold som er med på å forklare kapitalstrukturen i børsnoterte selskaper i Norden, i tillegg til å avdekke hvor fort selskaper justerer sin kapitalstruktur når den avviker fra gjeldsmålet. Utredningen retter fokus mot likheter og ulikheter mellom Norge, Sverige, Danmark og Finland. Vi benytter selskapsspesifikke variabler som fra tidligere forskning har vist seg å forklare observert kapitalstruktur. Videre inkluderer vi makroøkonomiske faktorer for å undersøke om kapitalstrukturen og justeringshastigheten blant selskaper i Norden påvirkes av makroøkonomiske forhold.

Ved å sammenligne flere multiple regresjonsmodeller for landene i Norden individuelt, og Norden samlet, finner vi at lønnsomhet, størrelse, industry leverage, varige driftsmidler og skatt har størst påvirkning på kapitalstruktur. Kapitalstruktur i Norden følger dermed ikke kun én av de fundamentale kapitalstrukturteoriene, men en kombinasjon av disse. Som poengtert av *The Economist* (*The secret of their success*, 2013), har landene i Norden i stor grad klart å unngå store økonomiske problemer. Det er likevel interessant å se om selskaper påvirkes ulikt av makroøkonomiske forhold. Funnene våre tilsier at makroøkonomiske forhold og økonomiens tilstand har stor påvirkning på kapitalstruktur i Norden. Resultatene fra våre analyser indikerer at gjeldsandel i Norden er motsyklisk, altså at selskaper har mindre gjeld i perioder med ekspansjon. Likevel finner vi at kapitalstrukturen blant børsnoterte selskaper i Danmark ikke påvirkes i like stor grad som børsnoterte selskaper i Norge, Sverige og Finland. Videre tenderer selskaper i Norden mot å ha lave justeringskostnader, ettersom vi finner en høy justeringshastighet i Norden sammenlignet med tidligere studier på justeringshastighet som fokuserer på andre deler av verden. Justeringshastigheten i Norden avhenger i tillegg av økonomiens tilstand, da selskaper justerer sin kapitalstruktur saktere i perioder med resesjon. Dette indikerer at justeringskostnader øker i lavkonjunkturer. Likevel finner vi store ulikheter mellom landene i Norden. For eksempel øker justeringshastigheten i Danmark i tider med resesjon, noe som viser at danske børsnoterte selskaper ikke påvirkes av makroøkonomiske forhold på samme måte som resten av Norden.

Abstract

This thesis examines which factors explain the capital structure of listed companies in the Nordic region, in addition to revealing how fast companies adjust their capital structure when it deviates from the target leverage. The thesis focuses on similarities and inequalities between listed companies in Norway, Sweden, Denmark and Finland. We will use firm specific factors that from previous research has shown to explain the observed capital structure in a satisfactory manner. Furthermore, we include macroeconomic factors to examine if the capital structure and speed of adjustment in the Nordic region is affected by macroeconomic conditions.

By comparing several multiple regression models for the Nordic countries individually, and for the Nordic region overall, we find that profitability, size, industry leverage, tangible assets and taxes to be the most influential determinants of capital structure. Thus, the results imply that capital structure in the Nordic region do not follow one explicit fundamental capital structure theory, but a combination of these. As pointed out by The Economist (The secret of their success, 2013), Nordic countries have managed to avoid major financial problems. However, it's interesting to investigate if the companies in the Nordic region are affected by macroeconomic conditions. Our findings indicate that macroeconomic conditions and the state of the economy have a major impact on the capital structure in the Nordic region. The results of our analysis indicate that leverage in the Nordic region is counter-cyclical, i.e. firms tend to have less debt during periods of expansion. Nevertheless, we find that the capital structure of listed companies in Denmark is not affected in the same extent compared to companies in Norway, Sweden and Finland. Furthermore, we find that companies in the Nordic region tend to have low adjustment costs, as we find a high speed of adjustment in the Nordic region compared to previous research on speed of adjustment focusing on other parts of the world. The adjustment speed also depends by the state of the economy, as companies adjust their capital structure more slowly in recessions. This indicates that adjustment cost increase in bad economic states. Nevertheless, we find significant differences between the countries in the Nordic region. For example, the adjustment speed in Denmark increases in periods of recession, implying that listed companies in Denmark is not affected by the state of economy in the same way as rest of the Nordic region.

Innholdsfortegnelse

1	INTRODUKSJON	1
1.1	PROBLEMSTILLING	2
1.2	UTREDNINGENS BIDRAG	2
1.3	DISPOSISJON	3
1.4	AVGRENSNING	3
2	TEORI OM KAPITALSTRUKTUR OG JUSTERINGSHASTIGHET	4
2.1	FUNDAMENTALE, STATISKE TEORIER OM KAPITALSTRUKTUR	4
2.1.1	<i>Modigliani & Miller, 1958</i>	4
2.1.2	<i>Statisk Trade-Off teori</i>	4
2.1.3	<i>Statisk Pecking-Order teori</i>	6
2.2	DYNAMISKE UTVIDELSER AV FUNDAMENTALE KAPITALSTRUKTURTEORIER	6
2.2.1	<i>Dynamisk Trade-Off teori</i>	6
2.2.2	<i>Justeringskostnader</i>	7
2.2.3	<i>Justeringshastighet</i>	8
2.2.4	<i>Dynamisk Pecking-Order teori</i>	9
2.2.5	<i>Market Timing teorien</i>	10
3	REGRESJONSVARIABLER	12
3.1	AVHENGIG VARIABEL	12
3.1.1	<i>Måling av gjeldsnivå</i>	12
3.2	SELSKAPSSPESIFIKKE VARIABLER	13
3.2.1	<i>Lønnsomhet</i>	13
3.2.2	<i>Størrelse</i>	13
3.2.3	<i>Vekstmuligheter</i>	14
3.2.4	<i>Industry leverage</i>	15
3.2.5	<i>Varige driftsmidler</i>	15
3.2.6	<i>Unikhet</i>	16
3.2.7	<i>Skatt</i>	16
3.3	MAKROØKONOMISKE VARIABLER	17
3.3.1	<i>Vekst i BNP</i>	18
3.3.2	<i>Inflasjon</i>	18
3.3.3	<i>Rentedifferanse</i>	18
3.3.4	<i>Resesjon</i>	19
4	METODE	20
4.1	PANELDATA	20
4.2	POOLED OLS	20
4.2.1	<i>Den uobserverte effekten</i>	20
4.3	FIXED EFFECTS (FE)	21
4.4	RANDOM EFFECTS (RE)	22
4.5	ESTIMERING AV JUSTERINGSHASTIGHET	23
5	DATA	26
5.1	DATAUTVALG	26
5.2	DATABEHANDLING	27
5.3	DESKRIPTIV STATISTIKK	28
5.3.1	<i>Identifisering og håndtering av ekstremobservasjoner</i>	28
5.3.2	<i>Selskapsspesifikke variabler</i>	29
5.3.3	<i>Makroøkonomiske variabler</i>	31
6	ANALYSE OG RESULTATER	34
6.1	KORRELASJONSMATRISE	34
6.2	VALG AV REGRESJONSMODELL	36

6.3	FORUTSETNINGER FOR REGRESJON	36
6.4	DISKUSJON AV REGRESJONSRESULTATER	37
6.4.1	<i>Regresjon med selskapsspesifikke variabler</i>	37
6.4.2	<i>Regresjon med makroøkonomiske variabler</i>	41
6.5	JUSTERINGSHASTIGHET I NORDEN	45
6.5.1	<i>Justeringshastighet under ekspansjon</i>	47
6.5.2	<i>Justeringshastighet under resesjon</i>	50
7	KONKLUSJON	54
7.1	BEGRENSNINGER OG VIDERE FORSKNING	55
8	REFERANSELISTE	57
9	APPENDIKS	65
9.1	GRAFISK REPRESENTASJON AV GJELDSANDEL I NORDEN.....	65
9.2	GRAFISK REPRESENTASJON AV MAKROØKONOMISKE FORHOLD I NORDEN	66
9.3	FORUTSETNINGER OLS.....	67
9.4	VIF-TESTER	69
9.5	NORMALITET	70
9.6	LINEARITET	71
9.7	HAUSMAN-TEST	72
9.8	ØKONOMETRISKE UTFORDRINGER VED ESTIMERING AV JUSTERINGSHASTIGHET.....	73
9.9	KORRELASJONSMATRISER	74

Tabelliste

TABELL 1: ESTIMERTE JUSTERINGSHASTIGHETER FRA TIDLIGERE FORSKNING	9
TABELL 2: SELSKAPSSPESIFIKKE VARIABLERS FORVENTEDE PÅVIRKNING PÅ KAPITALSTRUKTUR	17
TABELL 3: UTVALGSBESKRIVELSE	27
TABELL 4: DESKRIPTIV STATISTIKK SELSKAPSSPESIFIKKE VARIABLER	29
TABELL 5: DESKRIPTIV STATISTIKK MAKROØKONOMISKE VARIABLER	32
TABELL 6: KORRELASJONSMATRISE NORDEN	35
TABELL 7: HAUSMAN-TEST	36
TABELL 8: RESULTATER FRA REGRESJONSANALYSE MED SELSKAPSSPESIFIKKE VARIABLER	38
TABELL 9: RESULTATER FRA REGRESJONSANALYSE MED SELSKAPSSPESIFIKKE OG MAKROØKONOMISKE VARIABLER	42
TABELL 10: JUSTERINGSHASTIGHETER UNDER EKSPANSJON	47
TABELL 11: JUSTERINGSHASTIGHETER UNDER RESESJON	51
TABELL 12: HAUSMAN-TEST NORGE	72
TABELL 13: HAUSMAN-TEST SVERIGE	72
TABELL 14: HAUSMAN-TEST DANMARK	72
TABELL 15: HAUSMAN-TEST FINLAND	73
TABELL 16: TEST JUSTERINGSHASTIGHET	73
TABELL 17: KORRELASJONSMATRISE NORGE	74
TABELL 18: KORRELASJONSMATRISE SVERIGE	75
TABELL 19: KORRELASJONSMATRISE DANMARK	75
TABELL 20: KORRELASJONSMATRISE FINLAND	76

Figurliste

FIGUR 1: ILLUSTRASJON AV TRADE-OFF TEORIEN	5
FIGUR 2: VALG AV PANELDATAMODELL	22
FIGUR 3: HISTORISK UTVIKLING GJELDSANDEL	30
FIGUR 4: UTVIKLING RENTEDIFFERANSE OG KORTSIKTIGE RENTER	33
FIGUR 5: BOKFØRT GJELDSANDEL PÅ TVERS AV LANDEGRENSER	65
FIGUR 6: MARKEDSBASERT GJELDSANDEL PÅ TVERS AV LANDEGRENSER	65
FIGUR 7: VEKST I BNP PÅ TVERS AV LANDEGRENSER	66
FIGUR 8: RENTEDIFFERANSE PÅ TVERS AV LANDEGRENSER	66
FIGUR 9: KORTSIKTIGE RENTER PÅ TVERS AV LANDEGRENSER	66
FIGUR 10: TEST FOR HETEROSKEDASTISITET	68
FIGUR 11: TEST FOR AUTOKORRELASJON	69

1 Introduksjon

Når det kommer til sentrale beslutninger innad i et selskap, står spørsmålet om hvordan driften finansieres helt sentralt. Selskaper kan benytte seg av intern finansiering, i form av opptjent resultat, eller ekstern finansiering i form av utstedelse av egenkapital eller opptak av gjeld. Finansieringsbeslutningene har størst effekt på kapitalstrukturen, men kan også ha store konsekvenser for selskapers drift, og kan føre til likviditetsproblemer, i verste fall konkurs. Helt siden Modigliani & Miller (1958) presenterte sitt irrelevansteorem om at selskapers verdi er uavhengig av kapitalstrukturen, har kapitalstruktur fått mye oppmerksomhet og blitt forsket mye på. Forskere som Kraus & Litzenberger (1973), Myers & Majluf (1984) og Baker & Wurgler (2002) har utviklet trade-off, pecking-order og market timing teorien, som tar sikte på å motbevise irrelevansteoremet til Modigliani & Miller. Videre har forskning vist at statisk kapitalstrukturteori ikke egner seg til å forklare kapitalstruktur på en tilfredsstillende måte. Dynamiske utvidelser av de fundamentale teoriene har fått mer oppmerksomhet i senere tid, og det er derfor interessant å undersøke kapitalstrukturens dynamikk i en flerperiodisk analyse for å skaffe seg et klarere bilde av selskapers finansieringspolitikk.

I det seneste har fokuset på sammenhengen mellom makroøkonomiske forhold og selskapers finansieringsbeslutninger økt. Tidligere forskning har vist at økonomiske sykluser har signifikant påvirkning på selskapers kapitalstruktur, men forholdsvis lite forskning har blitt gjennomført for å avdekke om økonomiske sykluser har påvirkning på hvor lang tid selskaper bruker på å justere sin kapitalstruktur mot et gjeldsmål ved et observert avvik. Justeringshastigheten til selskaper avhenger i stor grad av kostnaden en justering medfører, og kostnaden som oppstår ved å befinne seg på et sub-optimalt gjeldsnivå. Ettersom det er rimelig å anta at økonomiske sykluser påvirker kostnadene knyttet til finansiell uro, er det videre rimelig å anta at syklusene også påvirker justeringshastigheten. Dette gjør det aktuelt å undersøke om makroøkonomiske forhold har påvirkning på både selskapers kapitalstruktur og justeringshastighet. Institusjonelle faktorer tenderer mot å variere mellom ulike land, som videre gjør det aktuelt å sammenligne resultater på tvers av landegrenser.

1.1 Problemstilling

Formålet med denne utredningen er å identifisere hvilke faktorer som påvirker valg av kapitalstruktur, og å avdekke om det er signifikante forskjeller på kapitalstruktur og justeringshastighet på tvers av landegrenser. Utredningen belyser selskapsdata over en 30-års periode fra 1987 til 2016 for å analysere endringer i selskapers gjeldsandel. Majoriteten av tidligere forskning fokuserer kun på selskapsspesifikke variabler. Denne utredningen inkluderer makroøkonomiske variabler, samt kartlegging av landenes justeringshastighet i økonomisk ekspansjon og resesjon. For å sikre et representativt utvalg har vi inkludert 1229 selskaper som har vært børsnotert i nevnte periode. På bakgrunn av overnevnte har vi valgt følgende problemstilling:

Hva påvirker kapitalstruktur for børsnoterte selskaper i Norden? Er det signifikante forskjeller på kapitalstruktur og justeringshastighet på tvers av landegrenser?

1.2 Utredningens bidrag

Denne utredningen har som hensikt å frembringe ny forskning på kapitalstruktur og justeringshastighet. Mye av tidligere forskning baserer seg på de største økonomiene i verden, men denne utredningen tar kun for seg Norden. Utvalget i denne utredningen består av børsnoterte selskaper som har vært på børs mer enn 4 år i Norden. Når det kommer til justeringshastighet vil vi se på ulikheter i tider med resesjon og ekspansjon. Videre har vi en dynamisk tilnærming til kapitalstruktur, der mye tidligere studier benytter en statisk tilnærming. Til slutt bidrar oppgaven med en økt forståelse av ulike finansieringsbeslutninger på tvers av landegrenser.

1.3 Disposisjon

Innledningsvis vil vi presentere relevant teori for kapitalstruktur og justeringshastighet. Dette vil være grunnlaget i analysen for å kunne besvare vår problemstilling. Videre vil utvalgte forklaringsvariabler bli gjennomgått, og på grunnlag av tidligere forskning og teori vil aktuelle hypoteser presenteres.

Vi har valgt en kvantitativ tilnærming. I utredningen presenteres paneldata, fixed og random effects. Deretter presenterer vi estimeringen av justeringshastighet og dens kompleksitet. Videre presenterer vi prosessen knyttet til innhenting og behandling av datamaterialet, samt deskriptiv statistikk for selskapsspesifikke og makroøkonomiske variabler.

Hoveddelen vår omhandler analysearbeid og resultater. Her vil vi presentere korrelasjonsmatrisen samt valg av regresjonsmodell. Resultater vil bli tolket og drøftet opp i mot den presenterte teorien.

Til slutt presenterer vi ulike funn for hvordan selskapsspesifikke og makroøkonomiske variabler påvirker kapitalstruktur. Når det kommer til justeringshastighet vil vi presentere hastigheter for de ulike landene, samt se på forskjeller under ekspansjon og resesjon. Deretter vil vi utarbeide en konklusjon samt begrensninger og forslag til videre forskning.

1.4 Avgrensning

Målet med utredningen er å besvare problemstillingen på god og oversiktlig måte. Derfor vil det være hensiktsmessig å begrense omfanget deretter. Vi har avgrenset utvalget ved å ekskludere selskaper som ikke har vært børsnotert mer enn 4 år, samt selskaper som befinner seg på Island. Dette grunnet et mindretall børsnoterte selskaper på Island. Innenfor SIC kodene 6000 til 6999 befinner det seg selskaper som kan karakteriseres som finansielle institusjoner. Disse selskapene har en strengt regulert kapitalstruktur, og er derfor ekskludert fra utvalget da de vil kunne gi oss misvisende estimater.

2 Teori om kapitalstruktur og justeringshastighet

I dette kapitlet presenteres teorier knyttet til kapitalstruktur. Vi starter med å presentere fundamentale statiske teorier, før vi deretter presenterer dynamiske utvidelser av de fundamentale kapitalstrukturteoriene.

2.1 Fundamentale, statiske teorier om kapitalstruktur

2.1.1 Modigliani & Miller, 1958

Før Modigliani & Miller introduserte irrelevansteoremet innen kapitalstruktur i 1958 var det ingen akseptert teori om kapitalstruktur, og den har siden blitt ansett som den grunnleggende teorien om kapitalstruktur (Frank & Goyal, 2008).

Modigliani & Miller lanserte i 1958 sin teori om at kapitalstruktur ikke hadde noen påvirkning på verdien av selskapet, og utviklet videre to proposisjoner for å illustrere sine poeng. Den første proposisjonen gikk ut på at i et perfekt marked i fravær av asymmetrisk informasjon, nøytralt skattesystem samt transaksjons- og konkurskostnader, vil ikke valg av kapitalstruktur ha påvirkning på selskapsverdien. Kontantstrømmen som betales ut til aksjonærene vil dermed være identisk den totale kontantstrømmen generert av selskapets eiendeler. Den andre proposisjonen gikk ut på at forventet avkastning på egenkapital til selskapet øker proporsjonalt med gjeldsandelen. Det vil si at dersom selskapet øker sin belåningsgrad, øker risikoen knyttet til selskapet, og avkastningskravet til investorene blir høyere. Hvis investorene skal holde sin kapital i selskapet stiller de høyere krav til positiv avkastning over tid (Modigliani & Miller, 1958).

Forskning med mål om å avklare om irrelevansteoremet kan brukes teoretisk eller empirisk har vist at teoremet faller igjennom under en rekke omstendigheter. En av forklaringene kan være at proposisjonene kun relaterer seg til urealistiske forutsetninger. Dette fører til at teorien er vanskelig å teste, da både gjeld og selskapsverdi er ansett å være endogene og drevet av flere faktorer (Frank & Goyal, 2008).

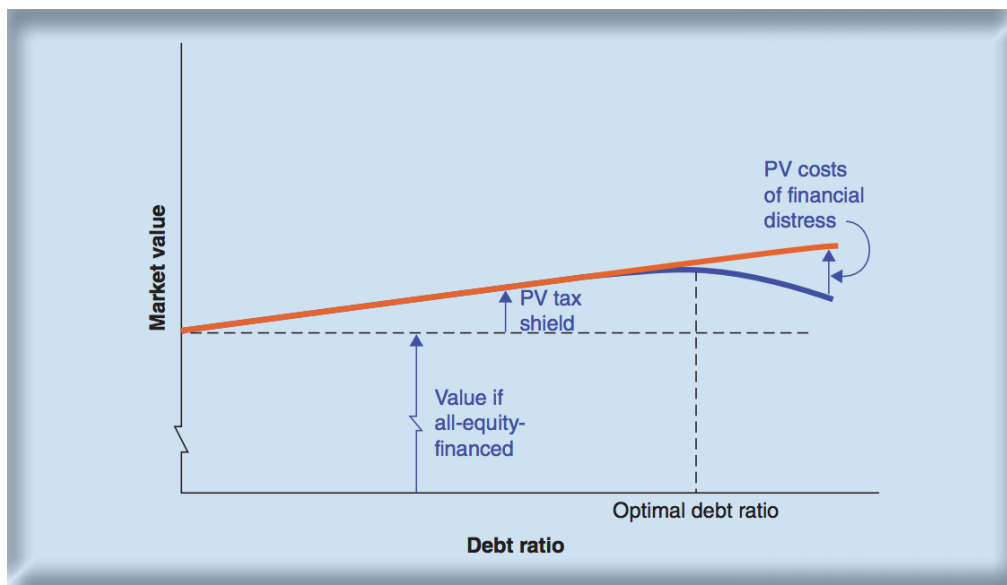
2.1.2 Statisk Trade-Off teori

Modigliani & Miller (1963) viser at når det tas hensyn til skatt er gjeldsfinansiering å foretrekke. Dette fordi gjeldskostnader er fradragsberettiget, og en optimal kapitalstruktur vil være 100% gjeldsfinansiering. På bakgrunn av diskusjon av irrelevansteoremet viste Kraus & Litzenberger

(1973) at en optimal kapitalstruktur vil være en avveining mellom skattefordeler som oppstår ved gjeldsfinansiering, og kostnader som oppstår ved konkursrisiko. Fordelen med å benytte gjeldsfinansiering er verdien av det som ofte kalles skatteskjold. Dette kan forklares med at rentekostnadene et selskap pådrar seg ved opptak av gjeld er fradragsberettiget, noe som reduserer det skattepliktige resultatet. Dermed reduseres også selskapets samlede skattebeløp.

Selskapet vil optimalisere sin kapitalstruktur ved å balansere mellom nåverdien av skattefradraget til en marginal økning i gjeldsandelen, og nåverdien av marginalkostnaden knyttet til ulempene ved økning i gjeldsandelen (Robichek & Myers, 1966). Dette karakteriseres som optimal gjeldsandel. I trade-off teorien skal høyere risiko være tilknyttet mindre gjeld på grunn av større usikkerhet knyttet til fremtidige kontantstrømmer. Den potensielle konkurskostnaden øker med økende gjeldsandel, og dermed reduseres selskapets evne til å innhente kapital (Kraus & Litzenberger, 1973).

Figur 1: Illustrasjon av trade-off teorien



Kilde: Brealey, Myers & Marcus, 2015

Statisk trade-off teori ble presentert av Bradley, Jarrell & Kim (1984) hvor konkurskostnader står sentralt. Man forutsetter at selskaper kjenner sine konkurskostnader og kan bruke disse til å bestemme sin optimale kapitalstruktur. Tidligere forskning på området har forsøkt å estimere konkurskostnader for ulike utvalg. Glover (2016) finner at konkurskostnader for hans utvalg på 2505 selskaper er 45% av selskapsverdien. Annen forskning finner at konkurskostnader antas å være rundt 20% av selskapsverdien (Andrade & Kaplan, 1998 og Davydenko, Strebulaev &

Zhao, 2012). Omfanget av konkurskostnader blir ansett som en viktig del av litteraturen om kapitalstruktur, og Reindl, Stoughton & Zechner (2017) finner at konkurskostnader er en viktig faktor i valg av kapitalstruktur.

2.1.3 Statisk Pecking-Order teori

Den statiske pecking-order teorien ble presentert av Myers and Majluf (1984), og hevder at asymmetrisk informasjon påvirker selskapers finansieringsbeslutninger. I tillegg hevder teorien at ledere har som mål å maksimere verdiene til eksisterende aksjonærer. Som en konsekvens viser Myers (1984) at selskaper foretrekker å benytte opptjent resultat til finansiering fremfor gjeldsfinansiering, og gjeld fremfor egenkapital. Intuisjonen er at det er knyttet mindre kostnader og risiko til intern finansiering enn ekstern finansiering. Dersom man likevel må benytte ekstern finansiering er det bedre å utstede sikre og billigere verdipapirer ved å benytte seg av obligasjonsmarkedet, enn å utstede ny egenkapital. Dersom ny egenkapital utstedes kan det oppfattes som at selskapet er overpriset.

De statiske teoriene som er presentert til nå representerer de fundamentale teoriene om kapitalstruktur, og har i senere forskning blitt utviklet. Statistiske modeller representerer en én-periodemodell hvor man fokuserer på kapitalstruktur i én periode. En slik tilnærming gjenspeiler ikke hvordan beslutningsprosesser faktisk gjennomføres i selskaper, og begrenser dermed teoriens anvendelse. Frank & Goyal (2008) peker på effekten opptjent resultat har på kapitalstrukturen over flere perioder som en av de kritiske begrensningene til statistisk teori, da dette ikke fanges opp. Videre ignorerer én-periodemodeller rebalanseringsvalgene som blir tatt som respons på svingninger i balanseverdier (Fischer, Heinkl & Zechner, 1989). Dermed tar ikke statistiske teorier hensyn til at selskapers kapitalstruktur avviker fra det nivået som de statistiske modellene anser å være optimale.

2.2 Dynamiske utvidelser av fundamentale kapitalstrukturteorier

2.2.1 Dynamisk Trade-Off teori

Dynamisk trade-off teori beskriver kapitalstruktur over flere perioder. Fischer, Heinkl & Zechner (1989) presenterte en modell som lar selskaper følge en optimal dynamisk gjeldspolitikk. Modellen balanserer fordelene og ulempene knyttet til gjeldsfinansiering, samt kostnader knyttet til justering av kapitalstruktur. Inkluderingen av justeringskostnader gjør det rasjonelt for selskaper å la deres kapitalstruktur flyte innenfor en øvre og nedre grense av

gjeldsandel, hvor fordelene ved å justere overgår ulempene. Hovakimian, Opler & Titman (2001) finner i tråd med tidligere forskning at selskaper beveger seg mot et gjeldsmål.

Selskaper møter i justeringsprosessen på hindringer, og gjeldsmålet vil over tid endre seg som følge av svingninger i lønnsomhet og aksjekurs.

2.2.2 Justeringskostnader

Det kommer frem av dynamisk kapitalstrukturteori at det eksisterer et optimalt gjeldsintervall for selskaper. I tidligere forskning har kostnader forbundet med justering av gjeldsandel i stor grad blitt ignorert, noe som påpekes av Fischer, Heinkl & Zechner (1989). I deres analyse introduseres optimale gjeldsintervall for ulike justeringskostnader, og de kartlegger at selskaper som er små, med høy risiko og lave konkurskostnader ofte vil ha store svingninger i gjeldsintervallet over tid.

Ved å inkludere justeringskostnader i sine analyser, viser Leary & Roberts (2005) at justeringskostnader har implikasjoner på dynamikken til kapitalstruktur. De finner blant annet at justeringskostnader har omfattende effekt på selskapers rebalanseringspolitikk, ved at selskaper ikke nødvendigvis aktivt rebalanserer kapitalstrukturen ved sjokk i markedsverdien til egenkapitalen. Dersom justeringskostnader blir ansett å være større enn fordelene en rebalansering medfører, vil selskaper vente med å rebalansere. Dermed har justeringskostnader størst effekt i perioder hvor selskaper er inaktive. I perioder med inaktivitet venter selskapene på at fordelene ved å justere overgår ulempene ved å befinne seg på et sub-optimalt nivå. Videre argumenter Leary & Roberts for justeringskostnadenes effekt på perioder med inaktivitet, ved at ulike justeringskostnader påvirker hvor ofte og i hvor stor grad selskaper rebalanserer. Selskaper med proporsjonale justeringskostnader rebalanserer oftere og med mindre omfang. Selskaper med faste justeringskostnader justerer mer sjeldent og med større omfang, fordi størrelsen på rebalanseringen og justeringskostnadene er uavhengige av hverandre.

Justeringskostnader har også påvirkning på determinanternes effekt på kapitalstruktur. Det er kjent at lønnsomhet har negativ effekt på gjeldsandel. Danis, Retzl & Whited (2014) gir bevis for at lønnsomhet kun har positiv effekt på gjeldsandel i perioder der selskaper rebalanserer. Eckbo & Kisser (2018) finner i motsetning til dette ingen positiv korrelasjon mellom lønnsomhet og gjeldsandel i perioder med rebalansering. Grunnen til dette er at Danis, Retzl & Whited (2014) identifiserer rebalanseringsperioder hvor det i stor grad har blitt benyttet intern finansiering og ikke utstedelse av gjeld, og at resultatene dermed drives av intern finansiering.

2.2.3 Justeringshastighet

Forskning på justeringshastighet har fått økt fokus for å kunne forstå viktigheten av hvor fort selskaper rebalanserer sin kapitalstruktur. Drobetz, *et al.* (2013) poengterer at justeringshastighet i stor grad avhenger av avveiningen mellom kostnadene som oppstår ved å oppholde seg på et sub-optimalt gjeldsnivå, og justeringskostnadene. Dersom justeringskostnader ansees som lave, forventes en høy justeringshastighet. Dersom de finansielle kostnadene som oppstår ved å oppholde seg på et sub-optimalt gjeldsnivå er lave, forventes en lav justeringshastighet.

Det er i litteraturen stor uenighet om hvor fort justering faktisk skjer, der ulike anslag varierer fra at selskaper dekker 10% av avviket mellom observert gjeldsandel og gjeldsmålet i løpet av én periode, til nærmere 50%. Fama & French (2002) finner en justeringshastighet på 7-10% for utbytteselskaper og 15-18% for ikke-utbytteselskaper, noe som blir ansett som lave justeringshastigheter. Lemmon, Roberts & Zender (2008) finner en høyere justeringshastighet på 25% i sin analyse. Flannery & Rangan (2006) finner enda høyere justeringshastighet på ca. 35%, i tillegg til at de hevder at det tar omtrent 1.6 år å justere halve effekten av et sjokk i markedsverdien. Videre finner de også at små selskaper rebalanserer sin kapitalstruktur raskere. Faulkender, *et al.* (2012) finner at effekten av kontantstrøm er signifikant på justeringshastigheten, noe som ofte har blitt ignorert i tidligere forskning. De finner også at selskaper med høy kontantstrøm gjør større endringer i kapitalstrukturen. Estimering av justeringshastighet er videre sensitiv til økonometrisk metode, noe som kan forklare deler av variasjonen i anslagene til justeringshastighet.

Eckbo & Kisser (2017) tester dynamisk trade-off teori på selskaper som ofte utsteder gjeld, og finner at dynamisk trade-off teori ikke holder, da justeringshastigheten til selskaper som ofte utsteder gjeld ikke er signifikant høyere enn for selskaper som ikke gjør det. Intuisjonen bak at man forventer en signifikant høyere justeringshastighet, er at kostnadene ansees å være lavere for selskaper som ofte utsteder gjeld enn de som ikke gjør det. Det faktum at justeringshastigheten ikke er signifikant forskjellig mellom de to typene av selskaper, skaper tvil om bruken av analyse av justeringshastighet. Videre finner de at justeringshastighet ikke påvirkes av egenkapitalutstedelse, men heller av endringer i egenkapital over tid.

Tidligere forskning har også vist at makroøkonomiske forhold har signifikant påvirkningskraft på selskapers justeringshastighet. Forskning av blant annet Hackbarth, Miao & Morellec (2006)

og Cook & Tang (2010), viser at selskaper har en lavere justeringshastighet i perioder med resesjoner. Dette kan forklares med at justeringskostnader ansees å øke i resesjoner ettersom konkurrisikoen øker, noe som leder til en lavere justeringshastighet.

Tabell 1: Estimerte justeringshastigheter fra tidligere forskning

	År	Gjeldsandel		Estimeringsmetode
		(Bok)	(Marked)	
Huang & Ritter	2009	11%	9%	FE
Fama & French	2002	10-18%	7-15%	OLS
Flannery & Rangan	2006	34%	36%	FE
Lemmon, Roberts & Zender	2008	25%	-	System GMM
Faulkender, Flannery, Hankins & Smith	2012	23%	-	System GMM
Antoniou, Guney & Paudyal, USA	2008	-	32%	System GMM
Öztekin & Flannery, UK	2012	31%	39%	System GMM
Öztekin & Flannery, US	2012	24%	25%	System GMM

Tabellen viser en oversikt over estimerte justeringshastigheter fra tidligere forskning. Gjeldsandel (Bok) = Total gjeld/Bokført verdi eiendeler, Gjeldsandel (Marked) = Total gjeld/Markedsverdi av eiendeler.

2.2.4 Dynamisk Pecking-Order teori

Som nevnt tidligere hevdet Myers & Majluf (1984) at asymmetrisk informasjon var med på å prege selskapers valg når det kom til kapitalstruktur, og at gjeldsfinansiering var å anbefale i stedet for egenkapitalfinansiering. Slik som trade-off teorien må denne teorien forklares i en dynamisk tilnærming, men i motsetning til trade-off teorien finnes det ingen modeller for dynamisk pecking-order teori, siden det ikke er mulig å teste denne teorien empirisk. En studie gjort av Leary & Roberts (2010) finner ingen signifikante bevis for dynamisk pecking-order teori i sin forskning.

DeAngelo, DeAngelo & Whited (2011) presenterte en modell som tar for seg selskapers finansieringsbeslutninger. Generelt må ledere avgjøre om man skal utstede gjeld for å møte kontantbehovet som kan oppstå ved et investeringssjokk. Videre må man vurdere sannsynligheten for at fremtidige kontantstrømmer ikke er tilstrekkelig for å håndtere inneværende gjeld. Modellen viser at ledere velger den finansierings- og investeringspolitikken som maksimerer aksjonærverdiene, samt at finansieringsbeslutningene ikke følger statisk pecking-order teori som er beskrevet av Myers & Majluf (1984).

Innenfor dynamisk pecking-order teori har det vært stor uenighet i tidligere forskning. Morellec & Schurhoff (2011) utformet en dynamisk modell ved å forutsette at selskaper kan «time» investeringene. Dette fikk kritikk av Clausen & Flor (2015) som mente at forutsetningen om «timing» av investeringer var feil, fordi ledere ikke kan terminere prosjekter som allerede er i gang. Clausen & Flor (2015) mener også at forskningen til Morellec & Schurhoff (2011) ikke kan sammenlignes med Myers & Majluf (1984), på grunn av at de ikke tar hensyn til selskapers eiendeler, noe som er en av hovedforutsetningene i pecking-order teorien.

2.2.5 Market Timing teorien

Asquith & Mullins (1986) finner at selskaper utsteder egenkapital når aksjeprisene er høye, og at selskapene som utsteder egenkapital vanligvis har aksjeverdier som øker før utstedelsen av egenkapital. Det er imidlertid lite enighet om den underliggende forklaringen av de empiriske funnene. I følge DeAngelo, DeAngelo & Stulz (2010) er slike funn inkonsistent med trade-off og pecking-order teoriene. Trade-off teorien er empirisk problematisk siden teorien hevder at selskaper utnytter økt gjeldskapasitet etter økning i aksjekursen, i stedet for å utføre seasoned equity offerings (SEO)¹. I likhet med trade-off teorien er også pecking-order teorien problematisk grunnet forutsetningen om at selskaper ikke selger aksjer når de har ubenyttet gjeldskapasitet. Ved SEO vil man typisk få en kursoppgang som kan medføre økt kontantstrøm. Dette vil da kunne benyttes til å støtte opp om økt gjeld. Med slike restriksjoner har market timing teorien blitt den mest fremtredende teoretiske forklaringen for SEO, med den intuitive forklaringen at ledere forsøker å selge høyt prisede aksjer når markedet tillater det (Loughran & Ritter 1997).

Da Baker & Wurgler (2002) utga sin artikkel «Market Timing and Capital Structure», forklarte de at i markeder som ikke er perfekte vil det være gunstig å «time» utstedelsen av verdipapirer. Med dette menes det at i de tilfeller det er behov for finansiering, vil valget mellom egenkapital og gjeld velges i det markedet som er mest fordelaktig for selskapet. Baker & Wurgler får støtte av Welch (2004) som i sin forskning finner samme resultater. Begge mener at selskaper rebalanserer sin gjeldsandel over en periode på 2 til 4 år etter et sjokk i aksjekursen. Derimot mener Leary & Roberts (2005) at høye vekstmuligheter vil reflekteres i verdsettingen av selskaper, og at justeringskostnader vil ha effekt på kapitalstrukturen. Videre mener Leary & Roberts (2005) at selskaper ikke endrer sin gjeldsandel etter et sjokk i aksjekursen. DeAngelo,

¹ Seasoned equity offerings (SEO): Et selskap som allerede er børsnotert utsteder ny egenkapital.

DeAngelo & Stulz (2010) foreslår at en økning i kontanter vil reflektere vekst i eiendeler, og at uten SEO vil selskaper gå tom for midler. Så med dette kan vi se at det er stor uenighet om hvordan ulike funn skal tolkes, og hvordan dette påvirker selskapers kapitalstruktur.

3 Regresjonsvariabler

Formålet med dette kapittelet er å presentere variabler som vil inngå i vår analyse. Først presenteres måling av gjeldsnivå, før vi deretter presenterer og diskuterer selskapsspesifikke variabler og makroøkonomiske variabler.

3.1 Avhengig variabel

3.1.1 Måling av gjeldsnivå

Ut i fra tidligere forskning finnes det mange ulike måter å definere gjeldsnivå på. Frank & Goyal (2009) og Titman & Wessels (1988) benytter seg av summen av kortsiktig og langsiktig gjeld i forhold til totale eiendeler. Dette er konsistent med tidligere forskning på kapitalstruktur.

I definisjonen av bokført gjeldsandel benyttes total gjeld over bokført verdi av eiendeler, og i markedsbasert gjeldsandel benyttes total gjeld over markedsverdien av eiendelene som mål. Frank og Goyal (2009) hevder at ved måling av gjeldsandel, er markedsbasert gjeldsandel å foretrekke selv om disse verdiene er mer volatile enn bokførte verdier. Ved å legge hovedfokus på den markedsbaserte gjeldsandelen vil man kunne si noe om selskapets fremtidige vekst. På den andre siden påpeker Myers (1977) at fokuset bør ligge på den bokførte gjeldsandelen siden dette er selskapets eiendeler, og at det da vil være naturlig å legge dette til grunn for målingen av gjeldsnivå. Der markedsbaserte verdier ser fremover i tid, ser bokførte verdier bakover i tid.

Ut i fra diskusjonen over har vi lagt til grunn to ulike mål for gjeldsandel. Dette for å få en mer helhetlig analyse. Bokført og markedsbasert gjeldsandel er kalkulert på følgende måte, som er i tråd med Frank & Goyal (2009) sin forskning:

$$Gjeldsandel (Bok) = \frac{Total\ gjeld}{Bokført\ verdi\ av\ eiendeler}$$

$$Gjeldsandel (Marked) = \frac{Total\ gjeld}{Markedsverdi\ av\ eiendeler}$$

3.2 Selskapsspesifikke variabler

3.2.1 Lønnsomhet

Lønnsomme selskaper verdsetter ofte verdien av skatteskjoldet høyt (Frank & Goyal, 2009). Dersom verdien av skatteskjoldet legges til grunn, tenderer lønnsomme selskaper mot å ha mer gjeld. Tidligere forskning av Fisher, Heinkel & Zechner (1989) viser at lønnsomhetens påvirkning på selskapers kapitalstruktur likevel er mer kompleks enn det vi kan lese fra den statiske trade-off modellen. Frank & Goyal (2009) hevder at i en dynamisk trade-off modell kan gjeldsandel ha en negativ sammenheng med lønnsomhet grunnet ulike friksjoner. Kayhan & Titman (2007) finner at gjeldsandel og lønnsomhet har en negativ sammenheng, fordi selskaper passivt akkumulerer deres fortjeneste. Eckbo & Kisser (2018) finner også en negativ sammenheng mellom lønnsomhet og gjeldsandel. Pecking-order teorien forventer en negativ sammenheng mellom lønnsomhet og gjeldsandel. Dette fordi at et lønnsomt selskap har muligheten til å holde tilbake opptjent resultat som senere kan brukes til investeringer, som reduserer behovet for gjeldsfinansiering (Frank & Goyal, 2009). For selskaper med negativ lønnsomhet kan det være utfordrende å finne andre finansieringsalternativer enn å utstede egenkapital, og dermed kan også selskaper med negativ lønnsomhet ha lavere gjeldsandel. Med bakgrunn i pecking-order teorien som forventer en negativ sammenheng mellom lønnsomhet og gjeldsandel, forventer vi også en negativ sammenheng i vårt utvalg.

$$\text{Lønnsomhet} = \frac{\text{EBITDA}}{\text{Totale eiendeler}}$$

Hypotese 1: *Lønnsomhet og gjeldsandel har negativ sammenheng.*

3.2.2 Størrelse

Frank & Goyal (2009) kartla at store selskaper er mer diversifiserte og vil oppnå lavere risiko på grunn av lav informasjonsasymmetri innad i selskapet. Videre fant Frank & Goyal (2009) en positiv sammenheng mellom størrelse og gjeldsandel. Harris & Raviv (1991) fant også en lav informasjonsasymmetri blant store selskaper, samt signifikante funn på at størrelse har påvirkning på kapitalstrukturen. Faulkender & Petersen (2006) fant en negativ sammenheng mellom størrelse og gjeldsandel, dvs. større bedrifter har en lavere gjeldsandel. Titman & Wessels (1988) fant også en negativ sammenheng mellom størrelse og gjeldsandel, men resultatene var noe svake og ikke signifikante. Ettersom store selskaper tenderer mot å ha lavere konkursrisiko, predikerer trade-off teorien en positiv sammenheng mellom størrelse og

gjeldsandel. Større selskaper tenderer mot å ha høyere transparens, noe som leder til lavere kostnader knyttet til utstedelse av egenkapital, som i følge pecking-order teorien leder til lavere gjeldsandel, og dermed en negativ sammenheng mellom størrelse og gjeldsandel. I vår utredning følger vi trade-off teoriens predikasjon om at større selskaper har høyere gjeldsandel.

$$\text{Størrelse} = \text{LnInntekter}$$

Hypotese 2: Størrelse og gjeldsandel har en positiv sammenheng.

3.2.3 Vekstmuligheter

Leary & Roberts (2005), Rajan & Zingales (1995) og Frank & Goyal (2009) finner alle en negativ sammenheng mellom vekstmuligheter og gjeldsandel. Derimot finner Banerjee, Heshmati & Wihlborg (2004) en positiv sammenheng mellom vekstmuligheter og gjeldsandel i sin forskning på amerikanske selskaper. Selskaper med vekstmuligheter står ofte overfor større investeringer og da et større behov for finansiering. Trade-off teorien predikerer i motsetning at vekstmuligheter skal ha negativ effekt på gjeldsandel. I følge pecking-order teorien vil selskaper finansiere nye investeringer med gjeld, som leder til en høyere gjeldsandel. Selskaper med høy vekst opplever ofte økende kostnader knyttet til konkurrisiko, i tillegg til at høy vekst kan føre til økte kostnader knyttet til agentproblemer. Sett fra et market timing perspektiv vil høyere vekstmuligheter indikere en lavere gjeldsandel, da selskaper utnytter feilprising i markedet ved å utstede ny egenkapital. I tidligere forskning har det blitt benyttet ulike mål på vekstmuligheter. Frank & Goyal (2009) benytter seg av den prosentvise endringen i totale eiendeler til grunn for vekstmuligheter. Frydenberg (2004) legger til grunn endringen i driftsinntekter fra ett år til neste. Myers (1977) benytter seg av markedsverdier av eiendeler over bokførte verdier av eiendeler. Som vi kan se er det uenighet om en konsensus på mål av vekstmuligheter. I vår utredning definerer vi vekstmuligheter i likhet med Frank & Goyal (2009):

$$\text{Vekstmuligheter} = \frac{\text{Markedsverdi av eiendeler}}{\text{Bokført verdi av eiendeler}}$$

Hypotese 3: Vekstmuligheter og gjeldsandel har en negativ sammenheng.

3.2.4 Industry leverage

Gjeldsandel varierer i stor grad mellom ulike bransjer. Ulike bransjer har på bakgrunn av selskapers drift ulik volatilitet og sammensetning av eiendeler, som påvirker selskapers kapitalstruktur. En annen forklaring på at gjeldsandel varierer mellom bransjer kan være at selskaper benytter seg av bransjens median gjeldsandel som et holdepunkt på hvordan de skal fordele egenkapital og gjeld (Flannery & Rangan, 2006). Forskningen til Hovakimian, Opler & Titman (2001) fant bevis på at selskaper aktivt justerer deres gjeldsandel etter gjennomsnittet for bransjen. Trade-off teorien predikerer at en høyere median gjeldsandel vil ha positiv effekt på gjeldsandelen til selskaper. Vi forventer å finne at selskaper justerer sin gjeldsandel etter bransjens median i vårt utvalg.

$$\text{Industry leverage} = \text{Median gjeldsandel i bransjen}$$

Hypotese 4: *Bransjens median gjeldsandel har positiv sammenheng med gjeldsandel.*

3.2.5 Varige driftsmidler

Tidligere forskning har vist at andel varige driftsmidler har signifikant påvirkning på kapitalstruktur. Frank & Goyal (2003) fant at ved konkurs, vil det være enklere å verdsette likvide materielle eiendeler i forhold til immaterielle eiendeler. Selskaper med stor andel immaterielle eiendeler står dermed ofte overfor høyere konkurskostnader enn selskaper med lav andel av immaterielle eiendeler. Flannery & Rangan (2006) kartla at varige driftsmidler har en positiv effekt på gjeldsandel i deres forskning på amerikanske selskaper. Jong, Kabir & Nguyen (2008) fant også en positiv sammenheng i deres forskning på kapitalstruktur i 42 land. Trade-off teorien anerkjenner at større andel av varige driftsmidler øker selskapers transparens og reduserer konkurskostnader. Dermed forventer trade-off teorien at selskaper med større andel av varige driftsmidler har høyere gjeldsandel. Pecking-order teorien forventer en negativ sammenheng mellom andel varige driftsmidler og gjeldsandel. Ettersom større andel av varige driftsmidler reduserer problemet med informasjonsasymmetri, er egenkapitalfinansiering å foretrekke fremfor gjeldsfinansiering. Dette leder til en lavere gjeldsandel. Som mål på eiendelsstruktur benytter vi oss av materielle eiendeler over totale eiendeler, siden materielle eiendeler har stor fysisk verdi og vil kunne stilles som sikkerhet ved opptak av lån.

$$\text{Varige driftsmidler} = \frac{\text{Materielle eiendeler}}{\text{Totale eiendeler}}$$

Hypotese 5: Eiendelsstruktur og gjeldsandel har positiv sammenheng.

3.2.6 Unikhet

Selskaper som produserer unike produkter har ofte større kostnader knyttet til kompetanse og nye prosjekter. Carlson, Fischer & Giammarino (2004) fant at selskaper som produserer unike produkter har en høy volatil inntjening, siden produktene blir utdatert etter en viss periode. Flannery & Rangan (2006) fant en negativ sammenheng mellom unikhet og gjeldsandel fordi selskaper med betydelige salgskostnader vil oppleve en reduksjon i gjeldsandelen. Flannery & Rangan får støtte i sine funn av Frank & Goyal (2009) i deres forskning. Trade-off teorien predikerer at stor konkurserkostnad og høy lønnsomhet vil påvirke gjeldsandelen positivt, men på en annen side forteller trade-off teorien at unikhet også kan påvirke gjeldsandelen negativt gjennom økt volatilitet. Det kan være problematisk å måle grad av unikhet hos selskaper. Selskaper som produserer produkter som ansees som unike har ofte ansatte med ferdigheter det er dyrt å erstatte. Dermed kunne man målt unikhet med en proxy for hvor lenge ansatte holder seg til et selskap. Å finne data på dette er likevel utfordrende. Titman & Wessels (1988) kartlegger at det finnes ulike måter å undersøke unikhet på, blant annet FoU over omsetning og salgskostnader over salgssinntekter. Vi forventer en negativ sammenheng mellom unikhet og gjeldsandel i vårt utvalg.

$$Unikhet = \frac{Forskning \ \& \ Utvikling}{Omsetning}$$

Hypotese 6: Unikhet og gjeldsandel har en negativ sammenheng.

3.2.7 Skatt

Helt siden Modigliani & Miller i sin forskning introduserte effekten av skattefordelene man oppnår ved gjeldsfinansiering, har effekten av skatt stått sentralt i forskning på kapitalstruktur. Selskaper som betaler rentekostnader i forbindelse med gjeld opparbeider seg skattefordeler, som øker i verdi med økende skattesats. For å utnytte skattefordelene på en optimal måte burde selskaper i følge trade-off teorien utstede mer gjeld når skattesatsen er høy (Frank & Goyal, 2009). Økende skattesats vil i tillegg fungere som et insentiv for selskaper til å øke sine investeringer. Både Frank & Goyal (2009) og Hennessy & Whited (2005) finner det utfordrende

å identifisere effekten av skatt, da den blant annet påvirkes av transaksjonskostnader. Vi måler effekten av skatt med de lovbestemte skattesatsene i vårt utvalg.

$$\text{Skatt} = \text{Lovbestemt skattesats}$$

Hypotese 7: Skattesats og gjeldsandel har positiv sammenheng.

Tabell 2: Selskapsspesifikke variabelers forventede påvirkning på kapitalstruktur

Determinanter	Trade-off teorien	Pecking-order teorien	Frank & Goyal (2009)
Lønnsomhet	+/-	-	-
Størrelse	+	-	+
Vekstmuligheter	-	+	-
Industry leverage	+		+
Varige driftsmidler	+	-	+
Unikhet	+/-	-	-
Skatt	+		-

Tabellen viser en oversikt over hvordan selskapsspesifikke variabler antas å påvirke gjeldsandel sett fra trade-off teorien og pecking-order teorien, samt hvordan faktorene påvirket gjeldsandel i Frank & Goyal (2009). +/- indikerer hvordan faktoren påvirker gjeldsandel. Tom celle indikerer ingen tilgjengelig predikasjon.

3.3 Makroøkonomiske variabler

Flere tidligere studier har konkludert med at makroøkonomiske faktorer er viktige i analyse av kapitalstruktur og justeringshastighet (Hackbarth, Miao & Morellec (2006) og Cook & Tang (2010)). Analysen til Hackbarth, Miao & Morellec (2006) viste for eksempel at selskaper oppnår fordeler ved å tilpasse sin finansieringspolitikk i de tilfeller der kontantstrømmer avhenger av makroøkonomiske forhold. Korajczyk & Levy (2003) fant at gjeldsandel er motsyklisk, som vil si at gjeldsandelen reduseres ved oppgangstider og økes ved nedgangstider. Pecking-order teorien predikerer en motsyklisk gjeldsandel. Selskaper utsteder mindre gjeld i gode økonomiske perioder fordi lønnsomheten, og dermed interne finansieringsmuligheter, øker. Trade-off teorien predikerer derimot en medsyklisk gjeldsandel, altså at selskaper benytter mindre gjeld i tider med resesjon. Dette forklares med at konkurskostnader øker og lønnsomheten reduseres (Frank & Goyal, 2009). Vi skal videre presentere makroøkonomiske faktorer som antas å påvirke kapitalstruktur og justeringshastigheten til selskaper.

3.3.1 Vekst i BNP

Vekst i bruttonasjonalprodukt (BNP) inkluderes i analysen for å undersøke tilstanden til økonomien, og forventes å ha en signifikant effekt på både kapitalstruktur og justeringshastighet. I høykonjunkturer vil overskudd og markedsverdi av egenkapitalen øke, og konkurskostnader reduseres. Dette er i samsvar med trade-off teorien som predikerer at selskaper øker gjeldsandelen i høykonjunkturer, og er dermed medsyklisk. I følge market timing teorien vil det i gode økonomiske perioder være mer attraktivt å utstede egenkapital grunnet økende markedsverdi av egenkapitalen, og dermed lavere gjeldsandel. Dette er i tråd med Korajczyk & Levy (2003) sine funn om at gjeldsandel er motsyklisk. I tråd med Frank & Goyal (2009) forventer vi en negativ sammenheng mellom vekst i BNP og gjeldsandel.

Hackbarth, Miao & Morellec (2006) finner at både justeringshastighet og størrelse på rebalanseringen avhenger av den økonomiske tilstanden. I gode økonomiske tider forventes det at selskaper justerer sin kapitalstruktur raskere enn i resesjoner. Selskaper burde i tillegg rebalansere sin kapitalstruktur oftere og med mindre omfang i gode tider enn i dårligere tider. Funnene til Cook & Tang (2010) samsvarer med funnene til Hackbarth, Miao & Morellec (2006), og vi forventer på bakgrunn av dette en høyere justeringshastighet i gode økonomiske perioder.

3.3.2 Inflasjon

Inflasjon er en makroøkonomisk faktor som forventes å påvirke kapitalstruktur og justeringshastighet. I følge market timing teorien vil det i perioder hvor inflasjonen er høy relativ til rentenivået, være mer attraktivt å utstede gjeld. Trade-off teorien predikerer også en positiv sammenheng mellom inflasjon og gjeldsandel, da verdien av skatteskjoldet øker (Frank & Goyal, 2009). Frank & Goyal fant videre en positiv sammenheng mellom forventet inflasjon og gjeldsandel blant amerikanske børsnoterte selskaper. Dette samsvarer med Hanousek & Shamshur (2011) som hevdet at inflasjon har en sterk positiv innvirkning på kapitalstruktur. Vi forventer i likhet med tidligere forskning at inflasjon har positiv påvirkning på gjeldsandel.

3.3.3 Rentedifferanse

Tidligere forskning har avdekket at selskaper forsøker å «time» gjeldsutstedelser til perioder der rentenivået er vesentlig lavere enn historiske rentenivåer (Barry, *et al.*, 2008). Disse funnene blir støttet av Graham & Harvey (2001) og Drobetz & Wanzenried (2006). En rentedifferanse

mellom lange og korte renter kan brukes som en indikator på vekstmuligheter og økonomiske utsikter. En lav differanse mellom lange og korte renter kan være indikator på resesjoner og nedgangstider. En positiv og høy rentedifferanse impliserer gode økonomiske utsikter, og ved en motsyklisk gjeldsandel vil dette gi en lavere gjeldsandel. En positiv sammenheng vil indikere at gjeldsandelen er medsyklisk og vil følgelig støtte trade-off teorien. Vi måler lange renter med 10-årige renter og korte renter med 3-måneders renter. På bakgrunn av tidligere forskning forventer vi en negativ sammenheng mellom rentedifferanse og gjeldsandel.

3.3.4 Resesjon

Den økonomiske tilstanden et land befinner seg i forventes å ha effekt på selskapers gjeldsandel. Tidligere funn av blant annet Halling, Yu & Zechner (2016) tyder på at gjeldsandel er motsyklisk. Siden konkursrisiko er mindre i oppgangstider enn i nedgangstider, vil gjeldskapasiteten til et selskap være større under oppgangstider. Likevel forventes det at effekten av økt nåverdi av fremtidige kontantstrømmer i oppgangstider vil være større enn effekten en økt gjeldskapasitet vil gi (Hackbarth, Miao & Morellec, 2006). En økt nåverdi av fremtidig kontantstrøm vil øke verdien av eiendelene til et selskap. Dette støtter opp under forventningen om en høyere gjeldsandel i perioder med resesjon. Videre tenderer rentenivået mot å være lavere i resesjoner, noe som gjør gjeldsfinansiering mer attraktivt.

Innen justeringshastighet finner Cook & Tang (2010) i likhet med Hackbarth, Miao & Morellec (2006) en lavere justeringshastighet i perioder med resesjon. Dette kan forklares med at selskapers grense for å restrukturere kapitalstrukturen er lavere i perioder med ekspansjon enn under resesjon. På bakgrunn av tidligere empiriske funn forventer vi en lavere justeringshastighet under resesjon for vårt utvalg.

Vi definerer resesjon på bakgrunn av National Bureau of Economic Research (NBER) sin definisjon om at et land er i resesjon dersom det er nedgang i BNP i to eller flere kvartaler på rad. Et år med resesjon får verdien 1 dersom landet er under resesjon i minst 6 måneder i det gjeldende året. Resesjon i Norden måles som de årene hvor to eller flere av landene i utvalget er under resesjon.

4 Metode

I dette kapitlet presenteres økonometriske metoder som vi vil ta i bruk for å kunne belyse og analysere vår problemstilling.

4.1 Paneldata

I denne utredningen foretar vi en empirisk analyse av børsnoterte selskaper i Norden, innenfor en tidsperiode fra 1987 til 2016. Paneldata bygger på en struktur der man analyserer mer enn én gruppe over flere tidsperioder. Ved å kombinere flere perioder gir dette oss flere observasjoner, noe som vil gi oss mer informasjon, mindre kollinearitet mellom variablene og flere frihetsgrader. Dette bidrar til å styrke troverdigheten til forskningen (Gujarati, 2004). Likevel kan gjennomføringen av paneldataestimering føre til problemer med heteroskedastisitet og autokorrelasjon i analysen. Fordelen med å benytte paneldata er at det lar oss studere virkningen av en beslutningsprosess som kan være gjort i tidligere perioder (Wooldridge, 2009).

Paneldata består av tre ulike estimeringsteknikker: Pooled OLS, fixed effects og random effects (Gujarati, 2004).

4.2 Pooled OLS

Ved pooled OLS slår man sammen alle estimatene til en felles regresjonsmodell av datasettet. Den felles regresjonsmodellen tar ikke hensyn til tverrsnittsdata eller tidsseriedata, og dermed antar modellen at det ikke finnes noen forskjeller på selskapene. Dette er en antakelse som kan gi problemer siden det alltid vil finnes forskjeller i de ulike selskapene som kan lede til heteroskedastisitet. Ved å ignorere denne heterogeniteten vil det kunne føre til en korrelasjon mellom de uavhengige variablene og restleddet. Videre antas kovariansen å være mellom tverrsnittsdata og tidsseriedata. Dette kan sees på som urealistisk med tanke på selskaper som befinner seg i samme bransje (Wooldridge, 2012).

4.2.1 Den uobserverte effekten

Heterogeniteten som blir ignorert i pooled OLS kalles uobserverte effekter. Et eksempel på dette kan være ledelsen i selskapene som kan gjøre at et selskap presterer bedre enn andre selskaper i samme bransje. Slike effekter er ikke direkte observerbare og derfor vanskelig å

måle i en regresjonsmodell. Vi må derfor inkludere en variabel (α_i) for å kunne måle denne indirekte:

$$Y_{it} = \beta_1 + \sum_{j=2}^k \beta_j X_{ijt} + \alpha_i + \delta t + \varepsilon_{it}$$

Siden α_i er en direkte observerbar faktor vil denne inkluderes i restleddet u_{it} . Vi kan dermed skrive restleddet som $u_{it} = \alpha_i + \varepsilon_{it}$. Regresjonsmodellen kan da uttrykkes:

$$Y_{it} = \beta_1 + \sum_{j=2}^k \beta_j X_{ijt} + \delta t + u_{it}$$

Vi har her inkludert den uobserverbare effekten i restleddet, som gjør at forutsetningen om ingen korrelasjon mellom restleddet og variablene ikke blir brutt. Dette gjør at vi kan benytte fixed effects modellen (Dougherty, 2007).

4.3 Fixed effects (FE)

Fixed effects, heretter (FE), er en estimeringsmetode som egner seg godt til analyse av paneldata. Dette fordi FE legger til rette for individuelle effekter og analyserer en virkning av variablene over en gitt tidsperiode. Videre antar man at det finnes karakteristika innenfor hvert selskap som har en påvirkningskraft på koeffisientene til de uavhengige variablene i modellen. FE fjerner dermed effekten av de faste, ikke-tidsvarierende egenskapene til de uavhengige variablene. Dette medfører at antall frihetsgrader reduseres. En reduksjon i frihetsgrader fører til at man får færre verdier som kan variere etter beregningen. Innenfor FE finnes tre ulike modeller man kan benytte seg av i paneldata: within-groups fixed effects, first differences fixed effects og least squares dummy variable fixed effects (Dougherty, 2007).

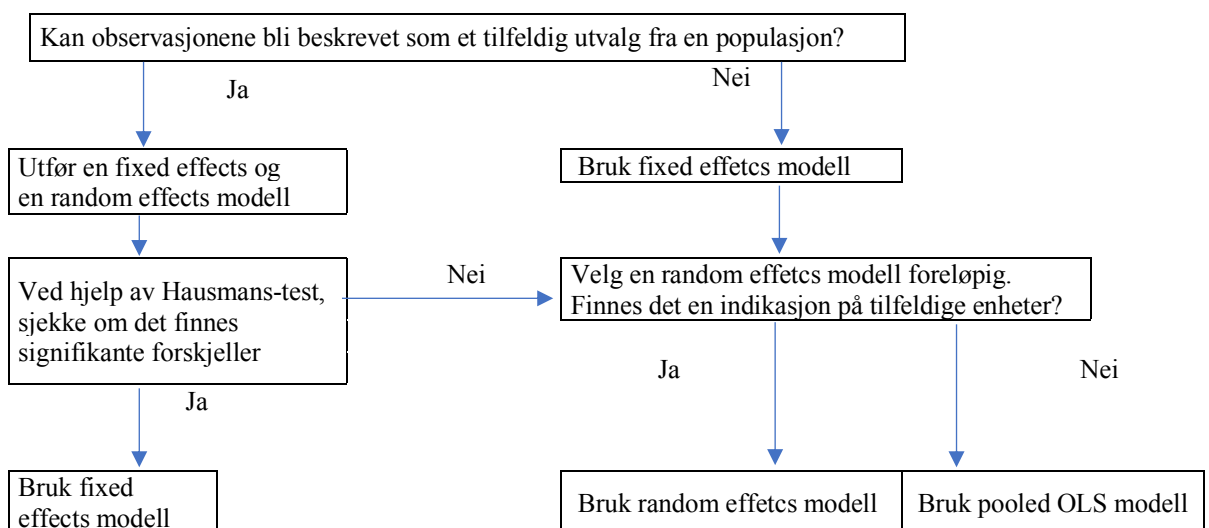
Wooldridge (2012) forklarer at fixed effects ofte blir kalt «within» estimatoren. Dette fordi det tas hensyn til den interne tidsvariasjonen i hvert tverrsnitt. Videre gjennomfører man en transformasjon før estimeringen. Transformasjonen gjør at estimatene er korrigert for tidskonstante individuelle faktorer. En av ulempene med fixed effects er at den ikke tillater dummyvariabler som er konstante over tid. Dette vil gjøre det problematisk å få et fullverdig estimat på alle faktorer som påvirker den avhengige variabelen (Wooldridge, 2012). En annen modell av fixed effects er first differences. Denne modellen eliminerer den uobserverte effekten ved å trekke fra observasjonene fra tidligere perioder fra nåværende periode (Dougherty, 2007).

Den siste fixed effects modellen man kan benytte seg av er least squares dummy variable. Både within-groups og first differences modeller har som mål å fjerne den uobserverte effekten, og håndterer dermed heterogeniteten. Least squares dummy variable modellen løser dette problemet ved å tillate den uobserverte effekten blant selskapene ved å introdusere dummy variabler. Dette vil kunne gi oss en høyere forklaringsgrad (R^2) fordi mer av variansen til modellen forklares av dummy variablene (Dougherty, 2007).

4.4 Random effects (RE)

Random effects, heretter RE, antar i motsetning til FE at variansen mellom enhetene er tilfeldig og ukorrelerte med variablene. Hvis man antar at det finnes store forskjeller mellom enhetenes påvirkningskraft på den avhengige variabelen, bør man bruke RE-modeller (Wooldridge, 2012). Man kan ved å utføre en Hausman-test kartlegge hvilken modell som er mest hensiktsmessig å benytte seg av. Denne testen avslører om det eksisterer avvik i koeffisientene mellom RE og FE. I teorien vil RE modellen være foretrukket fordi vi ikke mister noen frihetsgrader, dvs. at vi benytter alle observasjoner. I FE vil man manipulere resultatet og dermed mister man frihetsgrader, noe som vil kunne svekke modellens forklaringsgrad. Dersom man påviser at det finnes en korrelasjon mellom variablene, vil Hausman-testen forkaste H_0 og da vil FE være den hensiktsmessige modellen å benytte seg av (Dougherty, 2007).

Figur 2: Valg av paneldatamodel



Kilde: Dougherty, 2007

Figuren forklarer fremgangen ved panelstudie. Denne vil fortelle hvilken modell som er mest hensiktsmessig å benytte til undersøkelsen.

4.5 Estimering av justeringshastighet

Vi ønsker å undersøke hvor fort selskaper rebalanserer sin kapitalstruktur i tilfeller hvor observert kapitalstruktur avviker fra gjeldsmålet. I tidligere forskning har det vist seg at estimering av justeringshastighet kan føre til flere økonometriske utfordringer (Flannery & Hankins, 2013). I og med at justeringskostnader hindrer selskaper fra å rebalansere sin kapitalstruktur hver periode, er det hensiktsmessig å inkludere en lagget avhengig variabel som representerer kapitalstrukturen i forrige periode i regresjonen. Lemmon, Roberts & Zender (2008) hevder likevel at data ikke nødvendigvis inneholder verdifull selskapsspesifikk informasjon, og følgelig at fixed effects må inkluderes for å kontrollere for uobservert heterogenitet. En utfordring som oppstår er at kombinasjonen av lagget avhengig variabel og fixed effects fører til alvorlig bias. I det følgende vil disse utfordringene drøftes.

For å estimere justeringshastigheten benytter vi oss i likhet med store deler av tidligere forskning en dynamisk kapitalstrukturmodell (Flannery & Hankins, 2013):

$$L_{i,t} - L_{i,t-1} = \lambda(L_{i,t}^* - L_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}$$

$L_{i,t}$ representerer gjeldsandel til selskap i på tidspunkt t . Endringen i gjeldsandelen avhenger av λ som representerer justeringshastigheten, og avstanden mellom observert kapitalstruktur i forrige periode $L_{i,t-1}$ og optimal kapitalstruktur $L_{i,t}^*$. En $\lambda = 1$ antyder umiddelbar justering, og dermed at observert kapitalstruktur alltid er på målet. $\lambda = 0$ innebærer ingen justering av kapitalstruktur. Det forventes imidlertid at ved tilstedeværelsen av justeringskostnader at $\lambda < 1$. Estimert optimal kapitalstruktur representeres ved $L_{i,t}^*$ der β er en vektor av koeffisienter, $X_{i,t}$ er en vektor av faktorer som påvirker kapitalstruktur, og F_i er fixed effects.

Ved å skrive om og erstatte $L_{i,t}^*$ med $\beta X_{i,t} + F_i$ får vi:

$$L_{i,t} = (1 - \lambda)L_{i,t-1} + \lambda\beta X_{i,t} + \lambda F_i + \varepsilon_{i,t}$$

En estimering av justeringshastighet med bruk av OLS vil gi resultater som er biased fordi OLS ikke tar hensyn til fixed effects, F_i . Uobservert heterogenitet blir tatt hensyn til ved å estimere justeringshastighet ved hjelp av fixed effects. Likevel hevder Baltagi (2008) at resultatene er biased. Dette fordi at lagget avhengig variabel $L_{i,t-1}$ brukes som forklaringsvariabel, og vil dermed korrelere med feilledet. Ved å benytte oss av Blundell & Bond (1998) generalized

method of moments (GMM) som estimeringsmetode fjerner vi problemet med uobservert heterogenitet. Denne estimeringsteknikken tillater at den laggede avhengige variabelen benyttes som instrument, og vil være unbiased når det ikke er seriekorrelasjon av andre orden i restleddet. Ved tilstedeværelse av seriekorrelasjon av andre orden finner Flannery & Hankins (2013) at estimering ved bruk av fixed effects vil gi de beste estimatene, da GMM fortsatt vil være biased.

For at en GMM-modell skal kunne gi gyldige estimater må forutsetningene om eksogene instrumenter og ingen seriekorrelasjon av andre orden være oppfylt (Roodman, 2009). Endogenitet oppstår ved korrelasjon mellom avhengig og uavhengig variabel, og fører til estimater som er biased (Roberts & Whited, 2011). For å verifisere om instrumentene er eksogene kan man benytte Sargans/Hansen-test for overidentifiserte restriksjoner. Roodman (2009) hevder likevel at man må være kritisk til denne testen da den har flere svakheter. Alternativt kan man følge Wintoki, Linck & Netter (2012) og benytte Wooldrige (2009) sin test for eksogenitet. For å teste forutsetningen om ingen seriekorrelasjon av andre orden i restleddet kan man benytte seg av en Arellano-Bond test. Det forventes en negativ seriekorrelasjon av første orden, men for at modellen skal være gyldig må fraværet av seriekorrelasjon av andre orden være oppfylt (Roodman, 2009).

Som drøftet over egner GMM-estimering seg best til paneldata. Roodman (2009) påpeker likevel viktigheten av å ha høyt antall grupper (N) for å oppnå best mulige estimater ved bruk av GMM. En mulig konsekvens av å ha en for liten N er at resultatene fra Arellano-Bond test for seriekorrelasjon ikke vil være troverdige. Videre hevder Roodman (2009) at det ikke er noen presis definisjon av hva som representerer en tilstrekkelig stor N, men at paneler med N=20 vil være bekymringsfullt. Flannery & Hankins (2013) finner også at GMM vil gi bedre estimater med økende antall perioder, T. Biases som oppstår grunnet korrelasjon mellom lagget avhengig variabel og feilledet reduseres med økende T. En T=6 representerer en kort panelstudie og en T=30 representerer en lang panelstudie (Flannery & Hankins, 2013).

Justeringshastigheten, λ , er gitt som en minus den estimerte koeffisienten til lagget gjeldsandel, $L_{i,t-1}$ (Flannery & Rangan, 2006). Justeringshastigheten presenteres i prosent, og tolkes som andel av avviket mellom gjeldsandel i forrige periode og gjeldsmålet til selskaper som dekkes i løpet av én periode. I tillegg måles ofte justeringshastighet som den tiden et selskap bruker på

å dekke 50% av avviket fra gjeldsmålet, ofte kalt halveringstid. Halveringstiden regnes ut ved $\frac{\ln(0.5)}{\ln(1-\lambda)}$, og presenteres ofte i antall år.

5 Data

I dette kapittelet vil vi foreta en beskrivelse av datautvalget og hvordan databehandlingen har foregått. Deretter vil vi presentere deskriptiv statistikk for de selskapsspesifikke og makroøkonomiske variablene.

5.1 Datautvalg

Vårt utvalg består av 1229 selskaper som er notert på de ulike børsene i Norden. Norden blir definert som landene Norge, Sverige, Danmark, Finland og Island. Vi har valgt å fjerne Island fra utvalget på grunn av svært få børsnoterte selskaper. For de utvalgte selskapene har vi hentet ut regnskapstall fra 1987 til 2016, som gir oss informasjon om selskapene over 30 år. Samtlige regnskapstall er hentet fra Thomson Reuters Datastream, og det har blitt foretatt stikkprøver opp i mot årsrapporter for å styrke validiteten til datasettet. Thomson Reuters Datastream er en finansdatabase som leverer globale finansielle og makroøkonomiske data. Dette er en kilde vi anser som pålitelig da den ofte benyttes innen kvantitativ forskning på finans. Videre har vi konvertert de ulike valutaene til norske kroner for å kunne sammenligne utvalget². Innenfor vår tidsperiode på 30 år har vi også inkludert selskaper som i perioden har blitt delisted, fusjonert eller gått konkurs. Dette for å oppnå et så riktig bilde av tidsperioden som mulig, samt redusere survivorship bias. En begrensning vi har foretatt er å ekskludere selskaper som ikke har vært på børs mer enn 4 år, da disse selskapene er lite informative.

I tabell 3 presenteres en fullstendig oversikt over utvalget i utredningen. Sverige står for størst andel av utvalget med 473 selskaper. Finland er det landet med færrest antall selskaper med 168. Ved å se på sektorfordelingen opererer flest selskaper innen industri i Norden. Gjennomsnittlig gjeldsandel innen industrisektoren er relativt sett høy, med 57% målt i bokførte verdier. Selskaper innen tjenestesektoren har høyest gjeldsandel målt i bokførte verdier med 60%, som også er langt høyere enn snittet i Norden. Helsesektoren har forholdsvis lav gjeldsandel med 41% målt i bokførte verdier og 33% målt i markedsverdier. Dette er langt under snittet i Norden, og de andre sektorene.

² Ved konvertering av valuta til NOK oppsto et problem som gjaldt selskaper som rapporterer regnskapstall i Euro, og da spesielt selskaper i Finland. Dette fordi at Euro først ble introdusert i 1998, og en konvertering fra Euro til NOK før 1998 ble utfordrende. Dette løste vi med å sette en fast kurs på EUR/NOK på observasjoner før 1998 på 8.31, siden dette er den første observasjonen vi har av EUR/NOK.

Tabell 3: Utvalgsbeskrivelse

Land	Antall selskaper	Gjeldsandel (Bok)	Gjeldsandel (Marked)
Norge	371	0.55	0.53
Sverige	473	0.51	0.44
Danmark	217	0.54	0.47
Finland	168	0.55	0.49
Norden	1 229	0.53	0.48
Sektor	Antall selskaper	Gjeldsandel (Bok)	Gjeldsandel (Marked)
Energi	125	0.54	0.55
Materialer	147	0.56	0.54
Industri	306	0.57	0.52
Konsum	257	0.54	0.48
Helsesektor	113	0.41	0.33
Informasjonsteknologi	168	0.46	0.36
Telekommunikasjon	21	0.56	0.48
Tjeneste	67	0.60	0.50
Udefinert	25	0.55	0.51

Tabellen viser oversikt over antall børsnoterte selskaper og gjeldsandel i Norge, Sverige, Danmark, Finland og Norden samlet i perioden 1987 til 2016. Utvalget inkluderer delistede selskaper i perioden. Selskapene er inndelt i sektor på bakgrunn av Global Industry Classification Standard (GICS). Gjeldsandel (Bok) = Total gjeld/Bokført verdi eiendeler, Gjeldsandel (Marked) = Total gjeld/Markedsverdi av eiendeler.

En viktig del ved kvantitative undersøkelser er at kvaliteten på dataene er valide og reliable. Databehandlingen kan være gjort på en korrekt måte, men dersom det finnes store mangler når det kommer til validitet og reliabilitet vil dette påvirke undersøkelsen på en negativ måte. Når det kommer til de makroøkonomiske faktorene har vi satt krav om at kildene må kunne gi oss den oppdaterte informasjonen, samt være pålitelige. Vi har derfor valgt ulike kilder ved innhenting av disse tallene. Valutakurser har vi hentet fra Norges Bank og skattesatser er hentet fra Trading Economics. Videre er inflasjon og renter hentet fra OECD sin database, og vekst i BNP er hentet fra The World Bank.

5.2 Databehandling

Arbeidet med datasettet har vært tidkrevende og omfattende, mye på grunn av antall selskaper og observasjoner. For at resultatene skal være troverdige må datasettet være representativt overfor de ulike bransjene på børsene, fordi vi vil trekke ulike konklusjoner basert på resultater vi oppnår. I likhet med Frank & Goyal (2003) og Leary & Roberts (2005) har vi valgt å ekskludere selskaper som befinner seg innenfor SIC kodene 6000 til 6999. Innenfor disse SIC

kode opererer blant annet banker, investeringsselskaper og andre finansinstitusjoner. Vi mener at inkludering av slike selskaper vil kunne påvirke sammenhengen mellom gjeldsandel og de ulike faktorene, på grunn av at disse selskapene benytter seg av en annen kapitalstruktur og har kapitalkrav som er regulert av myndighetene. Ved å fjerne selskapene som befant seg innen utvalgte SIC koder samt ekskludere selskaper som kun har vært børsnotert i 4 år eller mindre, sitter vi igjen med 1229 selskaper.

5.3 Deskriptiv statistikk

I dette delkapittelet presenteres deskriptiv statistikk av utvalget. En gjennomgang av deskriptiv statistikk vil gi innsikt i variablene vi har benyttet. Tabellene gir en oversikt over de ulike variablene samt en sammenligning av de ulike landene. Først vil identifisering og håndtering av ekstremobservasjoner gjennomgås, før vi deretter presenterer og diskuterer deskriptiv statistikk av selskapsspesifikke og makroøkonomiske variabler.

5.3.1 Identifisering og håndtering av ekstremobservasjoner

Ekstremobservasjoner vil gi misvisende resultater ved bruk av OLS. Vi har som forventet identifisert flere ekstremobservasjoner i vårt datasett. For eksempel strekker vekstvariabelen seg fra -3.85 til 130.97.

Det finnes ulike måter å løse utfordringen med ekstremobservasjoner på. Man kan korrigere manuelt ved å benytte seg av plot for hver variabel (Stock & Watson, 2012), eller benytte seg av hjelpemidler som «winsorization». I vårt datasett har vi benyttet oss av «winsorization» for å korrigere for ekstremobservasjoner. Denne metoden erstatter verdien til ekstremobservasjonene med verdiene til observasjoner som ligger på en gitt øvre og nedre persentil (Dixon & Yuen, 1974). Dermed hindrer metoden tap av observasjoner i tillegg til at man korrigerer for ekstremobservasjoner. Bruk av «winsorization» har vært ustrakt blant tidligere forskning på kapitalstruktur, blant annet av Frank & Goyal (2009) som «winsorizer» deres datasett 0.5% og Flannery & Rangan (2006) som benyttet 1%. I likhet med tidligere forskning benytter vi oss av et 1%-nivå. «Winsorizing» benyttes kun på selskapsspesifikke variabler.

5.3.2 Selskapsspesifikke variabler

Tabell 4: Deskriptiv statistikk selskapsspesifikke variabler

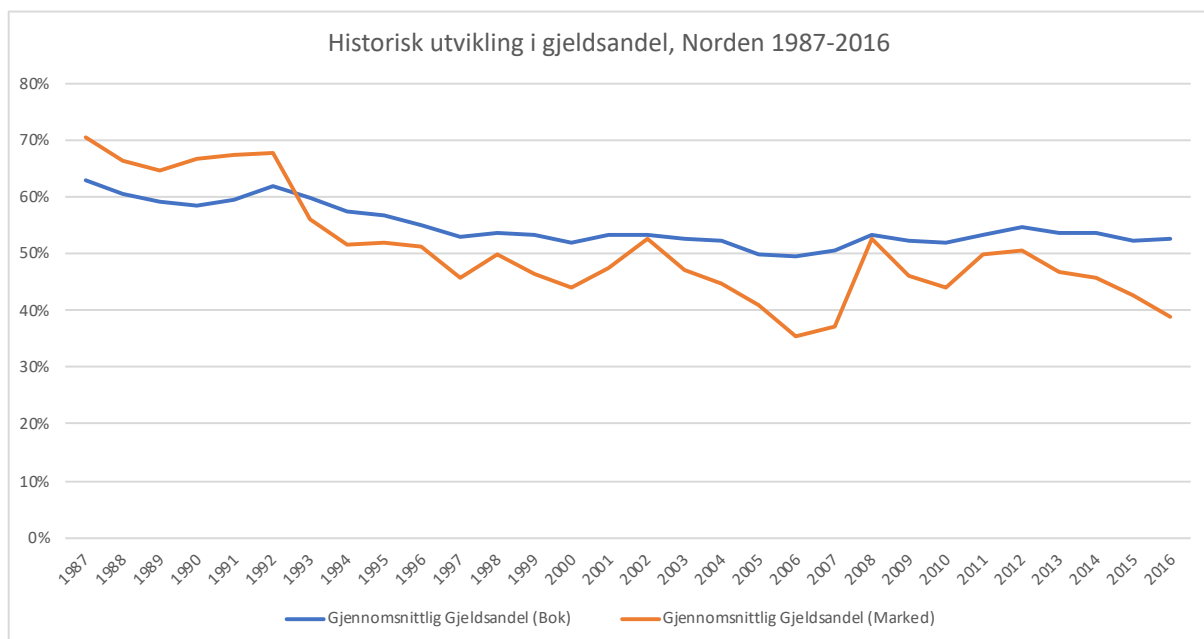
	Gjeldsandel (Bok)	Gjeldsandel (Marked)	Lønnsomhet	Størrelse	Vekstmuligheter	Varige driftsmidler	Industry leverage	Unikhet
Norge								
Gjennomsnitt	0.55	0.53	0.05	20.32	1.53	0.35	0.56	0.06
Standardavvik	0.22	0.30	0.22	2.20	1.41	0.28	0.15	0.39
Median	0.58	0.53	0.09	20.44	1.11	0.29	0.56	0.00
Observasjoner	4 425	4 423	4 329	4 324	4 428	4 398	11 041	3 358
Sverige								
Gjennomsnitt	0.51	0.44	0.06	20.66	1.85	0.22	0.54	0.08
Standardavvik	0.22	0.29	0.21	2.43	1.67	0.22	0.14	0.39
Median	0.53	0.39	0.10	20.71	1.32	0.15	0.52	0.00
Observasjoner	6 745	6 745	6 745	6 584	6 745	6 745	14 058	6 566
Danmark								
Gjennomsnitt	0.53	0.48	0.09	20.68	1.57	0.32	0.55	0.06
Standardavvik	0.20	0.26	0.16	2.12	1.42	0.21	0.15	0.37
Median	0.55	0.47	0.12	20.64	1.14	0.30	0.54	0.00
Observasjoner	3 638	3 638	3 638	3 570	3 638	3 638	6 243	3 549
Finland								
Gjennomsnitt	0.54	0.49	0.11	21.37	1.52	0.27	0.53	0.04
Standardavvik	0.19	0.27	0.14	2.07	1.29	0.20	0.15	0.22
Median	0.56	0.47	0.12	21.28	1.17	0.24	0.51	0.00
Observasjoner	3 190	3 188	3 190	3 175	3 190	3 190	5 040	3 175
Norden								
Gjennomsnitt	0.53	0.48	0.07	20.71	1.66	0.28	0.54	0.06
Standardavvik	0.21	0.29	0.19	2.27	1.49	0.24	0.15	0.36
Median	0.55	0.45	0.11	20.71	1.20	0.23	0.53	0.00
Observasjoner	17 998	17 994	17 902	17 653	18 001	17 971	36 562	16 648

Tabellen viser deskriptiv statistikk for selskapsspesifikke variabler. Alle variablene er winsorized på øvre og nedre 1%-persentil. Utvalget inkluderer delistede selskaper i perioden. Utvalgsperioden er 1987 til 2016. Gjeldsandel (Bok) = Total gjeld/Bokført verdi av eiendeler, Gjeldsandel (Marked) = Total gjeld/Markedsbasert verdi av eiendeler, Lønnsomhet = EBITDA/Totale eiendeler, Størrelse = LnInntekter, Vekstmuligheter = Markedsverdi av eiendeler/Bokført verdi av eiendeler, Varige driftsmidler = Materielle eiendeler/Totale eiendeler, Industry leverage = Median gjeldsandel i bransjen, Unikhet = FoU/Omsetning

I tabell 4 ser vi deskriptiv statistikk for selskapsspesifikke variabler. Variablene er winsorized på øvre og nedre 1%-persentil for å håndtere ekstremvariabler. Vi ser dermed liten variasjon i standardavvikene. Likevel må det understrekes at standardavviket til variabelen unikhet er stort. Dette kan tolkes som at det fortsatt finnes verdier som avviker fra gjennomsnittet. Utvalget består videre av 17 998 observasjoner, noe vi mener er representativt for utvalgsperioden.

I vårt utvalg ser vi at det er ulikheter mellom landene for bokført gjeldsandel og markedsbasert gjeldsandel, både i gjennomsnitt over hele perioden og over tid. Gjennomsnittlig gjeldsandel målt i bokførte verdier ligger på mellom 51-55% blant landene i Norden, der Norge har høyest gjeldsandel og Sverige lavest gjeldsandel. Forskjellene mellom landene kan likevel ikke sies å være store. Gjeldsandelen målt i markedsverdier er noe lavere på 44-53%, noe som tilsier at markedsverdi av eiendelene er høyere enn bokført verdi. Som vi ser av figur 3 under, så er bokført gjeldsandel høyere enn markedsbasert gjeldsandel både i gjennomsnitt og over tid. Fra 2001 og frem til finanskrisen i 2008, ser vi at markedsverdien av eiendelene i Norden økte, da avstanden mellom bokført og markedsbasert gjeldsandel på det meste var over 14%. Da finanskrisen inntraff ser vi at gjeldsandelene nærmest var identiske. Ettersom markedsverdiene er noe mer volatile, kan det være hensiktsmessig å benytte seg av medianverdier. Likevel ser vi at våre gjennomsnittsverdier er tilsynelatende representative for utvalget, da avvikene mellom median og gjennomsnitt ikke er store.

Figur 3: Historisk utvikling gjeldsandel



Finland har høyest gjennomsnittlig lønnsomhet i perioden med 11%, som er over gjennomsnittet i Norden. Selskaper i Norge viser den laveste gjennomsnittlige lønnsomheten på kun 5% i perioden, som ansees som forholdsvis lav. Vi ser at medianverdien avviker fra gjennomsnittet i Norge og viser en lønnsomhet på 9%, som er noe høyere enn gjennomsnittsverdien.

Selskapene i Norden har forholdsvis lik størrelse, men Finland viser seg å ha de største selskapene i snitt. Størrelse er utregnet på logaritmisk form, og for å finne et mål på bedriftsstørrelsen kan man ta eksponentialen til 21.37 som er 1 909 295 189. Dette er det reelle tallet på gjennomsnittsverdien på bedriftsstørrelsen målt i eiendeler i Finland. Selskaper notert på børs i Norge fremstår som å være de minste i Norden.

Vekstmuligheter defineres som markedsverdi av eiendeler over bokført verdi av eiendeler. Dersom markedsverdien av eiendelene er høyere enn bokført verdi, indikerer dette vekstmuligheter for selskapene. I gjennomsnitt viser det seg at Sverige har høyest vekstmuligheter i Norden med 1.85. Likevel må det nevnes at med en medianobservasjon på 1.32, er det rimelig å anta svært ulike verdier fra første til fjerde kvartil. En gjennomsnittsverdi for vekstmuligheter som avviker fra medianobservasjon er gjennomgående i utvalget.

Videre ser vi at Norge har høyest andel av varige driftsmidler på 35%, noe som indikerer at materielle eiendeler står for 1/3 av totale eiendeler i selskaper i Norge. Energi- og industriktoren blir ansett som kapitalintensive bransjer, og ettersom 56% av børsnoterte selskaper i Norge opererer innen disse to sektorene, er det rimelig å anta en høy andel av varige driftsmidler.

5.3.3 Makroøkonomiske variabler

Tidligere forskning har vist at økonomiske sykluser har påvirkning på selskapers kapitalstruktur. Vi inkluderer derfor makroøkonomiske faktorer som representerer økonomiske sykluser i våre modeller. Dette for å undersøke om kapitalstrukturen blant selskapene i Norden påvirkes av dette.

Tabell 5: Deskriptiv statistikk makroøkonomiske variabler

	Vekst i BNP	Inflasjon	Rentedifferanse	Skatt
Norge				
Gjennomsnitt	0.022	0.027	0.002	0.312
Standardavvik	0.015	0.017	0.012	0.087
Median	0.021	0.023	0.001	0.280
Observasjoner	30	30	30	30
Sverige				
Gjennomsnitt	0.022	0.023	0.011	0.309
Standardavvik	0.024	0.026	0.011	0.102
Median	0.026	0.016	0.012	0.280
Observasjoner	30	30	30	30
Danmark				
Gjennomsnitt	0.015	0.022	0.008	0.309
Standardavvik	0.018	0.010	0.014	0.102
Median	0.015	0.021	0.010	0.280
Observasjoner	30	30	30	30
Finland				
Gjennomsnitt	0.019	0.022	0.011	0.300
Standardavvik	0.033	0.017	0.013	0.087
Median	0.027	0.015	0.012	0.270
Observasjoner	30	30	30	30
Norden				
Gjennomsnitt	0.020	0.024	0.007	0.310
Standardavvik	0.019	0.020	0.011	0.009
Median	0.020	0.018	0.009	0.280
Observasjoner	30	30	30	30

Tabellen viser deskriptiv statistikk for makroøkonomiske variabler. Utvalgsperioden er 1987 til 2016. Vekst BNP = Endring BNP fra t-1 til t, Inflasjon = Endring inflasjon fra t-1 til t, Rentedifferanse = 10-årig renter - 3 måneders renter, Skatt = Lovbestemt skattesats

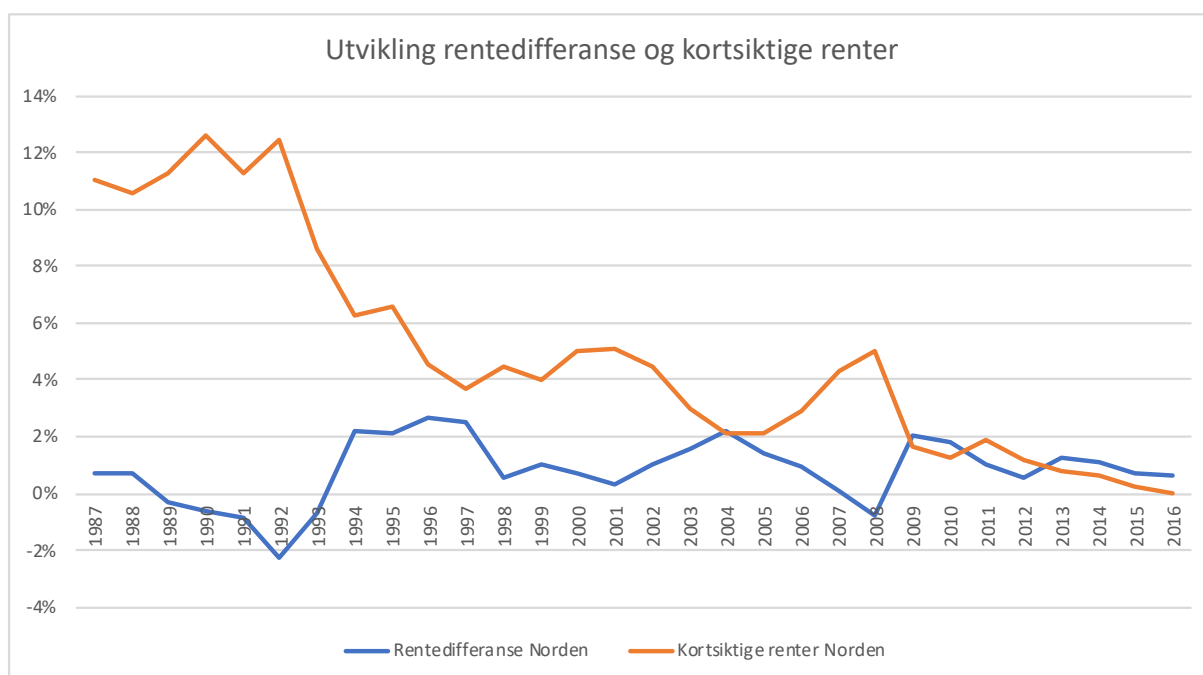
Vekst i BNP er en indikator på økonomiens tilstand, og i perioden fra 1987 til 2016 har landene i Norden hatt en gjennomsnittlig årlig vekst på 2%³. Vekstraten har likevel vært volatil i Norden, hvor Finland etter finanskrisen hadde den laveste verdien med – 8.3%. Til gjengjeld hadde Finland også høyeste vekst i BNP i løpet av perioden med 6.2% i 1997. Med volatile observasjoner vil en tolkning av medianobservasjon i Finland gi et mer representativt bilde av vekst i BNP i perioden. I gjennomsnitt har Danmark hatt lavest vekst i BNP i perioden, som indikerer en lavere vekst i verdiskapning enn de andre landene i Norden.

Norge er landet med høyest gjennomsnittlig inflasjon i Norden. I likhet med Sverige ser vi at gjennomsnittlig inflasjon avviker noe fra medianverdien. Dette kan forklares med at Norge og Sverige hadde inflasjon opp mot 10% tidlig på 90-tallet. Det kan dermed gi et mer representativt bilde å fokusere på medianverdien. Danmark står da frem som det landet med høyest og mest stabil inflasjon i utvalget.

³ Se historisk utvikling i vekst i BNP i figur 7 i appendiks 9.2.

Rentedifferansen viser seg å være relativt stabil i perioden⁴. Vi ser av den blå grafen i figur 4 at rentedifferansen blir lavere i dårlige økonomiske perioder. Dette kan forklares med høyere kortsiktige renter i nedgangsperioder. En positiv og høy rentedifferanse indikerer dermed gode økonomiske perioder. I gjennomsnitt i vår periode har vi positive rentedifferanser, noe som indikerer overtall av gode økonomiske perioder.

Figur 4: Utvikling rentedifferanse og kortsiktige renter



⁴ Se oversikt over utvikling i rentedifferanse og kortsiktige renter for hvert land i appendiks 9.2.

6 Analyse og resultater

Formålet med dette kapittelet er å presentere og analysere hvilke faktorer som er med på å forklare kapitalstrukturen blant børsnoterte selskaper i Norden. Først vil korrelasjon mellom selskapsspesifikke variabler analyseres, før statistiske tester gjennomføres for å avklare hvilken regresjonsmodell som vil belyse vår problemstilling på best mulig måte. Resultatene fra regresjonen presenteres videre, hvor vi analyserer faktorer som påvirker kapitalstruktur i de ulike landene. Til slutt presenteres justeringshastigheter i utvalget som vil bli analysert i perioder med ekspansjon og resesjon.

6.1 Korrelasjonsmatrise

Ved å gjennomføre en analyse av korrelasjonsmatrisen til variablene kan man avdekke om datasettet innehar korrelasjon. Konsekvensene av høy korrelasjon mellom variablene er at vi ikke kan stole på modellens koeffisienter og estimater, og dermed reduseres modellens pålitelighet⁵.

Av tabell 6 ser vi at dersom korrelasjonen mellom gjeldsandel basert på bokført verdi og gjeldsandel basert på markedsverdi utelates, ansees ikke korrelasjonen mellom de resterende variablene høy nok til å redusere modellens pålitelighet. Resultatene som vises i korrelasjonsmatrisen sammen med resultatene fra VIF-testene⁶ for å avdekke multikollinearitet, gjør at vi kan stole på modellens estimater. Likevel må det nevnes en høy negativ korrelasjon mellom vekst og gjeldsandel basert på markedsverdi med en koeffisient på -0.4851 . Denne sammenhengen er forventet da markedsverdi av eiendeler er med på å definere vekst og markedsbasert gjeldsandel. Likevel ansees ikke korrelasjonen å være høy nok til å gi misvisende resultater. Videre ser vi at større selskaper med stor andel av varige driftsmidler har større gjeldsandel. Selskaper med muligheter for vekst og med fokus på forskning og utvikling tenderer mot å ha mindre gjeld.

⁵ Korrelasjonsmatriser for Norge, Sverige, Danmark og Finland finnes i appendiks 9.9.

⁶ Resultater fra VIF-testene finnes i appendiks 9.4.

Tabell 6: Korrelasjonsmatrise Norden

	Gjeldsandel (Bok)	Gjeldsandel (Marked)	Lønnsomhet	Størrelse	Vekstmuligheter	Industry leverage	Varige driftsmidler	Unikhet	Skatt
Gjeldsandel (Bok)	1								
Gjeldsandel (Marked)	0.6019*	1							
Lønnsomhet	0.0316*	- 0.0031	1						
Størrelse	0.3213*	0.2039*	0.4086*	1					
Vekstmuligheter	- 0.1981*	- 0.4851*	- 0.0969*	- 0.1543*	1				
Industry leverage	0.1927*	0.2979*	0.0656*	0.0895*	- 0.2281*	1			
Varige driftsmidler	0.2276*	0.3028	0.1617*	0.1864*	- 0.2190*	0.3176*	1		
Unikhet	- 0.1295*	- 0.1623*	- 0.3990*	- 0.2890*	0.2219*	- 0.1061*	- 0.1340*	1	
Skatt	0.0953	0.2019*	0.0739*	0.0161	- 0.1213*	0.4808*	0.0964	- 0.0518*	1

Tabellen viser Pearsons korrelasjonskoeffisienter for avhengige variabler og selskapsspesifikke variabler for hele utvalget i perioden 1987 til 2016.

* Signifikant korrelasjon på 5%-nivå

Alle variablene er winsorized på øvre og nedre 1%-persentil. Variabler er lagget én periode. Gjeldsandel (Bok) = Total gjeld/Bokført verdi av eiendeler, Gjeldsandel (Marked) = Total gjeld/Markedsbasert verdi av eiendeler, Lønnsomhet = EBITDA/Totale eiendeler, Størrelse = LnInntekter, Vekstmuligheter = Markedsverdi av eiendeler/Bokført verdi av eiendeler, Industry leverage = Median gjeldsandel i bransjen, Varige driftsmidler = Materielle eiendeler/Totale eiendeler, Unikhet = FoU/Omsetning, Skatt = Lovbestemt skattesats

6.2 Valg av regresjonsmodell

Som presentert i kapittel 4 kan man ved regresjon benytte seg av tre ulike regresjonsteknikker: Pooled OLS, FE og RE. Ved å gjennomføre statistiske tester kan man avdekke hvilken av regresjonsteknikkene som egner seg best for utvalget.

Ved hjelp av en Hausman-test kan man avdekke om FE eller RE bør benyttes. Nullhypotesen om at differansen mellom koeffisientene ikke er systematisk, forkastes med en signifikant p-verdi. Dersom dette er tilfellet betyr det at det finnes en korrelasjon mellom den uobserverte effekten og forklaringsvariablene. Vi ser at nullhypotesen forkastes med en p-verdi på 0.000. FE er dermed mest hensiktsmessig metode å benytte, ettersom RE ikke vil gi pålitelige resultater⁷.

Tabell 7: Hausman-test

	(b) FE	(B) RE	(b-B) Differanse	sqrt (diag(V_b-V_B)) Standardfeil
Lønnsomhet	- 0.288	- 0.284	- 0.004	0.002
Størrelse	0.026	0.029	-0.003	0.001
Vekstmuligheter	- 0.002	- 0.001	0.001	0.000
Industry leverage	0.138	0.146	- 0.008	0.002
Varige driftsmidler	0.236	0.211	0.025	0.005
Unikhet	- 0.015	- 0.019	0.004	0.002
Skatt	0.102	0.103	- 0.001	0.004

b = Konsistent under nullhypotese (H_0) og alternativhypotese (H_1)

B = Inkonsistent under alternativhypotesen (H_1), effisient under nullhypotesen (H_0)

H_0 = Differansen mellom koeffisientene er ikke systematisk

chi2(7) = 109.20

Prob>chi2 = 0.000

6.3 Forutsetninger for regresjon

Ved å teste forutsetningene for OLS som er presentert i appendiks 9.3, konkluderes det med at modellene gir pålitelige resultater⁸. Forutsetningen om normalfordelte residualer ansees som oppfylt da avvikene fra normalfordelingen ikke er av betydelig art. I tillegg ansees størrelsen på observasjoner som stor nok til å inngå under sentralgrenseteoremet⁹ (Stock & Watson, 2012). I appendiks 9.6 ser vi figurer for å avdekke om datasettet bryter forutsetningen for linearitet.

⁷ Hausman-test for Norge, Sverige, Danmark og Finland finnes i appendiks 9.7.

⁸ Resultatene av gjennomførte tester finnes i appendiks 9.3, 9.4, 9.5 og 9.6.

⁹ I følge sentralgrenseteoremet vil et utvalg gå mot normalfordelt når antall observasjoner går mot uendelig.

Samtlige variabler oppfyller kravet om linearitet. Videre har vi ved hjelp av Breusch – Pagan test for heteroskedastisitet og Wooldridge-test for autokorrelasjon avdekket signifikant heteroskedastisitet og autokorrelasjon for vårt utvalg. Dette tilfellet oppstår ofte i paneldata, og vi benytter derfor robuste og «clustered»¹⁰ standardavvik for å korrigere for dette (Stock & Watson, 2012). For å undersøke om det finnes multikollinearitet i vårt datasett har vi benyttet oss av VIF-verdier. Resultatene viser lave VIF-verdier, noe som indikerer at vi ikke har problemer knyttet til multikollinearitet¹¹.

6.4 Diskusjon av regresjonsresultater

Vi vil i dette delkapittelet presentere og diskutere resultater fra de ulike modellene. Vi vil presentere koeffisienter og forklaringsgrader, og videre avdekke om variablene er statistisk signifikante. Resultatene vil videre diskuteres opp mot teori og forventninger presentert i kapittel 2 og 3. Først vil vi diskutere selskapsspesifikke variabler, i tillegg til likheter og ulikheter mellom landene i Norden. Deretter vil vi inkludere makroøkonomiske variabler i de ulike modellene og analysere resultatene.

6.4.1 Regresjon med selskapsspesifikke variabler

Det er gjennomført regresjon av gjeldsandel for hvert enkelt land, i tillegg til Norden som helhet. Videre har det blitt gjennomført regresjon med bokført gjeldsandel (TGB) og gjeldsandel basert på markedsverdier (TGM) som avhengig variabel. Fixed effects inngår i alle modellene, og robuste og «clustered» standardavvik er presentert i parentes.

¹⁰ Grupperte standardavvik

¹¹ Resultater fra VIF-tester finnes i appendiks 9.4.

Tabell 8: Resultater fra regresjonsanalyse med selskapsspesifikke variabler

	Norge		Sverige		Danmark		Finland		Norden	
	TGB	TGM	TGB	TGM	TGB	TGM	TGB	TGM	TGB	TGM
Lønnsomhet	- 0.169*** (0.046)	- 0.184*** (0.039)	- 0.180*** (0.023)	- 0.128*** (0.024)	- 0.237*** (0.051)	- 0.246*** (0.038)	- 0.336*** (0.050)	- 0.336*** (0.052)	- 0.213*** (0.018)	- 0.194*** (0.017)
Størrelse	0.006 (0.006)	0.008 (0.007)	0.023*** (0.005)	0.010* (0.005)	0.038*** (0.008)	0.033*** (0.009)	0.035*** (0.008)	0.020* (0.010)	0.024*** (0.003)	0.017*** (0.004)
Vekstmuligheter	0.002 (0.005)	- 0.039*** (0.006)	- 0.003 (0.002)	- 0.044*** (0.003)	- 0.003 (0.007)	- 0.056*** (0.007)	- 0.003 (0.005)	- 0.055*** (0.005)	- 0.002 (0.002)	- 0.047*** (0.002)
Industry leverage	0.041 (0.031)	0.155*** (0.038)	0.117*** (0.021)	0.244*** (0.031)	0.108*** (0.036)	0.205*** (0.038)	0.073** (0.033)	0.193*** (0.047)	0.082*** (0.015)	0.204*** (0.019)
Unikhet	- 0.002 (0.030)	- 0.010 (0.017)	- 0.013 (0.009)	- 0.046*** (0.014)	- 0.011 (0.020)	- 0.008 (0.023)	0.093*** (0.032)	0.021 (0.033)	- 0.005 (0.009)	- 0.032*** (0.011)
Varige driftsmidler	0.214*** (0.045)	0.208*** (0.046)	0.206*** (0.038)	0.160*** (0.047)	0.105* (0.061)	0.110* (0.066)	0.126** (0.058)	0.182*** (0.068)	0.162*** (0.025)	0.159*** (0.030)
Skatt	0.081 (0.067)	0.292*** (0.080)	0.122*** (0.041)	0.593*** (0.067)	0.113** (0.045)	0.127** (0.059)	0.177** (0.077)	0.811*** (0.099)	0.141*** (0.029)	0.488*** (0.044)
Fixed Effects	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Observasjoner	3 066	3 064	6 012	6 012	3 337	3 337	3 006	3 005	15 421	15 418
R-squared	0.1418	0.3615	0.1834	0.3290	0.1573	0.2766	0.1558	0.3611	0.1743	0.3395

Tabellen viser resultater av regresjonsmodellene for Norge, Sverige, Danmark, Finland og Norden der gjeldsandel måles i bokførte verdier (TGB) og markedsbaserte verdier (TGM).

* Signifikant på 10% - nivå ** Signifikant på 5% - nivå *** Signifikant på 1% - nivå

$Gjeldsandel = \beta_0 + \beta_1 \text{lønnsomhet}_{t-1} + \beta_2 \text{størrelse}_{t-1} + \beta_3 \text{vekstmuligheter}_{t-1} + \beta_4 \text{industry leverage}_{t-1} + \beta_5 \text{unikhet}_{t-1} + \beta_6 \text{varige driftsmidler}_{t-1} + \beta_7 \text{skatt}_{t-1}$. Alle variablene er winsorized på øvre og nedre 1%-persentil. Variabler er lagget én periode. Robuste og «clustered» standardavvik vises i parentesene. Gjeldsandel (Bok) = Total gjeld/Bokført verdi av eiendeler, Gjeldsandel (Marked) = Total gjeld/Markedsbasert verdi av eiendeler, Lønnsomhet = EBITDA/Totale eiendeler, Størrelse = $\ln(\text{Inntekter})$ Vekstmuligheter = Markedsverdi av eiendeler/Bokført verdi av eiendeler, Industry leverage = Median gjeldsandel i bransjen, Unikhet = FoU/Omsetning, Varige driftsmidler = Materielle eiendeler/Totale eiendeler, Skatt = Lovbestemt skattesats

Frank & Goyal (2009) finner i sin studie at lønnsomhet, industry leverage og varige driftsmidler er faktorer som er pålitelige i å forklare gjeldsandel basert på bokførte verdier. For gjeldsandel basert på markedsverdier er de samme faktorene pålitelige, i tillegg til størrelse og vekstmuligheter til selskapene. Av tabell 8 ser vi at lønnsomhet og varige driftsmidler har signifikant påvirkning på gjeldsandel i Norge. Regresjonsmodellen for Norge har forholdsvis lav forklaringsgrad basert på bokførte verdier med 14.18%, samt få signifikante variabler. Legger vi markedsbasert gjeldsandel til grunn ser vi en moderat forklaringsgrad på 36.15%. Lønnsomhet har negativ effekt på gjeldsandelen og er signifikant på 1%-nivå. Høy lønnsomhet fører til overskudd, som igjen gir selskapene mulighet til å benytte seg av intern finansiering fremfor ekstern finansiering. Dette resultatet stemmer overens med vår hypotese, samt pecking-order teorien. Videre har varige driftsmidler positiv effekt på gjeldsandel og er signifikant på 1%-nivå. Varige driftsmidler fungerer i stor grad som sikkerhet for kreditorer, og en økning i varige driftsmidler gir derfor selskaper mulighet til å benytte seg av gjeldsfinansiering i større grad. Denne sammenhengen stemmer overens med vår hypotese og trade-off teorien. For markedsbasert gjeldsandel er vekstmuligheter, industry leverage og skatt signifikante forklaringsvariabler på 1%-nivå, i tillegg til lønnsomhet og varige driftsmidler. Vekstmuligheter har negativ effekt på gjeldsandel, noe som er i tråd med vår hypotese, samt trade-off teorien og market timing teorien. Selskaper i vekst opplever økte kostnader knyttet til finansiell usikkerhet, noe som støtter forventningen av en negativ sammenheng mellom vekstmuligheter og gjeldsandel. Industry leverage har positiv effekt på gjeldsandel basert på markedsverdier og er signifikant på 1%-nivå. Dersom median gjeldsandel i bransjen øker, øker også gjeldsandelen for selskapene som inngår i denne bransjen. Dette støtter teorien om at selskaper benytter seg av gjeldsandel i bransjen de opererer i som et mål på deres egen kapitalstruktur, og er i tråd med vår hypotese og trade-off teorien. Videre ser vi at skatt har positiv signifikant effekt på 1%-nivå. En høyere skattesats øker verdien av skatteskjoldet et selskap opparbeider seg ved bruk av gjeldsfinansiering. Dette funnet er i tråd med vår hypotese og støttes av trade-off teorien, som predikerer at selskaper utnytter seg av økende skattesats ved å utstede gjeld.

I Sverige er det flere signifikante sammenhenger enn i Norge, i tillegg til høyere forklaringsgrad basert på bokførte verdier med 18.34%. Forklaringsgraden til markedsbasert gjeldsandel er noe lavere enn for Norge med 32.90%. For gjeldsandel basert på bokførte verdier ser vi også her at lønnsomhet har signifikant negativ påvirkning og varige driftsmidler signifikant positiv påvirkning på 1%-nivå. Videre har størrelse, industry leverage og skatt også signifikant positiv

påvirkning på bokført gjeldsandel på 1%-nivå, noe som ikke var tilfellet i Norge. Størrelse har positiv effekt på gjeldsandel noe som er i tråd med vår hypotese, og støttes av trade-off teorien. Større selskaper er ofte mer diversifiserte enn mindre selskaper. Dette medfører mindre konkursrisiko for selskapene, og dermed reduseres kostnader knyttet til finansiell usikkerhet. For gjeldsandel basert på markedsverdier er alle forklaringsvariablene signifikante på 1%-nivå, med unntak av størrelse som er signifikant på 10%-nivå. Alle forklaringsvariablene har forventet påvirkning på gjeldsandel. Unikhet har negativ signifikant effekt på gjeldsandel, noe som er i tråd med vår hypotese, samt pecking-order teorien. Selskaper som produserer unike produkter møter ofte høyere kostnader knyttet til finansiell uro grunnet volatil inntjening. Dermed vil selskaper som karakteriseres som unike ofte benytte gjeldsfinansiering i mindre grad.

I Danmark har lønnsomhet negativ signifikant effekt på gjeldsandel på 1%-nivå. Størrelse og industry leverage har signifikant positiv påvirkning på gjeldsandel på 1%-nivå. Varige driftsmidler og skatt har signifikant positiv påvirkning på gjeldsandel på henholdsvis 10%- og 5%-nivå. I tillegg har vekstmuligheter signifikant negativ påvirkning på markedsbasert gjeldsandel. Forklaringsgraden basert på bokførte verdier er også i Danmark lav med 15.73%. I forhold til Norge og Sverige er forklaringsgraden basert på markedsverdi lavere i Danmark med 27.66%.

I Finland er lønnsomhet, størrelse, industry leverage, varige driftsmidler og skatt signifikante forklaringsvariabler med forventede fortegn. I tillegg har unikhet positiv signifikant påvirkning på bokført gjeldsandel på 1%-nivå, noe som ikke har vært tilfellet i de andre landene. Dette strider mot vår hypotese og pecking-order teorien. Trade-off teorien predikerer at store konkurskostnader og høy lønnsomhet vil påvirke gjeldsandelen positivt. På en annen side sier trade-off teorien at unikhet kan påvirke gjeldsandelen negativt gjennom økt volatilitet. Forklaringsgradene i Finland er på samme nivå som resten av landene i utvalget med 15.58% for bokførte verdier og 36.11% for markedsbaserte verdier.

Ved å se på Norden samlet kan vi oppsummere med at lønnsomhet, størrelse, industry leverage, varige driftsmidler og skatt har signifikant påvirkning på bokført gjeldsandel med forventede fortegn. Dette stemmer overens med Frank & Goyal (2009) og Öztekin (2015) sine funn. Forklaringsgraden for bokført gjeldsandel er forholdsvis lav, til tross for økende antall observasjoner. Dersom gjeldsandel basert på markedsverdier legges til grunn, ser vi at alle

forklaringsvariablene er signifikante på 1-% nivå, med en forklaringsgrad på 33.95%. Det at modellen med markedsbasert gjeldsandel som avhengig variabel gir flere signifikante variabler og høyere forklaringsgrad enn modellen hvor bokført gjeldsandel legges til grunn, stemmer overens med funnene til Frank & Goyal (2009). Ved å benytte seg av markedsbaserte verdier fokuserer man på fremtiden, der man fokuserer på fortiden ved bruk av bokførte verdier. Ut i fra våre funn betyr det at vekstmuligheter og unikheter har evnen til å fange opp den fremtidige kapitalstrukturen til selskaper, og at lønnsomhet, størrelse, industry leverage, varige driftsmidler og skatt fokuserer på effekten av historiske hendelser.

For å oppsummere ser vi at lønnsomhet har signifikant negativ påvirkning på gjeldsandel i alle landene i utvalget. Det samme ser vi for varige driftsmidler, bare med positiv påvirkning på gjeldsandel. Videre ser vi at industry leverage og skatt har positiv effekt på gjeldsandel i alle landene i utvalget, med unntak for bokført gjeldsandel i Norge. Størrelsen på selskaper har signifikant påvirkning på gjeldsandel i alle land utenom Norge. Grad av unikheter viser seg å kun ha signifikant effekt på gjeldsandel i Sverige og Finland. Gjeldsandelen målt i bokførte verdier i Norge viser seg å være mest utfordrende å forklare i vårt utvalg, med tanke på antall signifikante variabler og forklaringsgrad.

6.4.2 Regresjon med makroøkonomiske variabler

Økonomiens utvikling og tilstand har i følge økonomisk intuisjon påvirkning på selskapers konkursrisiko. Dersom det er nedgang i økonomien vil den generelle risikoen for konkurs øke. Ettersom konkursrisiko inngår som en viktig faktor i selskapers finansieringsvalg, så betyr det at makroøkonomiske forhold har effekt på selskapers kapitalstruktur. Valg av kapitalstruktur er fra teori en avveining mellom skattefordeler og konkurskostnader. Skattefordelene avhenger av selskapers kontantstrøm, som påvirkes økonomiens tilstand. Konkurskostnader øker med økende konkursrisiko, som igjen avhenger av den økonomiske tilstanden man befinner seg i. At makroøkonomiske faktorer påvirker selskapers gjeldsandel er derfor å forvente. Tidligere forskning av blant annet Hackbarth, Miao & Morellec (2006) finner at makroøkonomiske forhold har signifikant påvirkning på selskapers finansieringsvalg. Ved å inkludere makroøkonomiske variabler, vil vi kunne avdekke om gjeldsandelen i Norden påvirkes av makroøkonomiske forhold, samt undersøke eventuelle ulikheter mellom landene i Norden.

Tabell 9: Resultater fra regresjonsanalyse med selskapsspesifikke og makroøkonomiske variabler

	Norge		Sverige		Danmark		Finland		Norden	
	TGB	TGM	TGB	TGM	TGB	TGM	TGB	TGM	TGB	TGM
Lønnsomhet	- 0.172*** (0.047)	- 0.181*** (0.040)	- 0.180*** (0.023)	- 0.129*** (0.025)	- 0.248*** (0.052)	- 0.252*** (0.040)	- 0.322*** (0.049)	- 0.336*** (0.051)	- 0.214*** (0.018)	- 0.200*** (0.018)
Størrelse	0.075 (0.006)	0.009 (0.007)	0.021*** (0.005)	0.006 (0.005)	0.041*** (0.008)	0.033*** (0.009)	0.029*** (0.008)	0.012 (0.010)	0.024*** (0.003)	0.016*** (0.004)
Vekstmuligheter	0.001 (0.005)	- 0.038*** (0.006)	- 0.003 (0.002)	- 0.043*** (0.003)	- 0.004 (0.007)	- 0.057*** (0.007)	- 0.002 (0.005)	- 0.053*** (0.005)	- 0.002 (0.002)	- 0.048*** (0.002)
Industry leverage	0.028 (0.034)	0.076* (0.045)	0.099*** (0.024)	0.241*** (0.035)	0.110*** (0.037)	0.201*** (0.040)	0.043 (0.033)	0.168*** (0.050)	0.077*** (0.016)	0.190*** (0.020)
Unikhet	- 0.000 (0.030)	- 0.009 (0.016)	- 0.014 (0.009)	- 0.049*** (0.014)	- 0.012 (0.020)	- 0.010 (0.023)	0.085*** (0.029)	0.012 (0.030)	- 0.004 (0.009)	- 0.032*** (0.011)
Varige driftsmidler	0.208*** (0.044)	0.200*** (0.048)	0.209*** (0.038)	0.175*** (0.047)	0.100 (0.061)	0.110* (0.066)	0.162*** (0.057)	0.221*** (0.071)	0.162*** (0.025)	0.164*** (0.029)
Skatt	0.113 (0.073)	0.315*** (0.085)	0.092** (0.044)	0.398*** (0.067)	0.137*** (0.050)	0.123** (0.062)	0.101 (0.083)	0.611*** (0.106)	0.101*** (0.030)	0.320*** (0.045)
Vekst i BNP	0.720*** (0.252)	1.214*** (0.315)	0.102 (0.074)	0.076 (0.100)	0.404** (0.161)	0.180 (0.205)	- 0.171** (0.083)	0.264** (0.106)	0.257*** (0.061)	0.934*** (0.080)
Resesjon	0.009 (0.008)	0.018** (0.009)	0.013** (0.005)	0.103*** (0.007)	- 0.000 (0.006)	0.023*** (0.008)	0.025*** (0.006)	0.060*** (0.008)	0.006** (0.003)	0.035*** (0.003)
Rentedifferanse	- 0.568* (0.310)	- 2.160*** (0.352)	- 0.581*** (0.206)	0.184 (0.272)	- 0.261 (0.202)	0.125 (0.242)	- 0.285** (0.140)	- 0.429** (0.200)	- 0.470*** (0.120)	- 1.330*** (0.1165)
Fixed Effects	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Observasjoner	3 066	3 064	6 012	6 012	3 337	3 337	3 006	3 005	15 421	15 418
R-squared	0.1537	0.3596	0.1810	0.3430	0.1613	0.2799	0.1584	0.3637	0.1750	0.3453

Tabellen viser resultater av regresjonsmodellene for Norge, Sverige, Danmark, Finland og Norden der gjeldsandel måles i bokførte verdier (TGB) og markedsbaserte verdier (TGM).

* Signifikant på 10% - nivå ** Signifikant på 5% - nivå *** Signifikant på 1% - nivå

$Gjeldsandel = \beta_0 + \beta_1 lønnsomhet_{t-1} + \beta_2 størrelse_{t-1} + \beta_3 vekstmuligheter_{t-1} + \beta_4 industry\ leverage_{t-1} + \beta_5 unikhet_{t-1} + \beta_6 varige\ driftsmidler_{t-1} + \beta_7 skatt_{t-1} + \beta_8 vekst\ BNP_{t-1} + \beta_9 resesjondummy + \beta_{10} rentedifferanse_{t-1}$. Alle selskapsspesifikke variabler er winsorized på øvre og nedre 1%-persentil. Variabler er lagget én periode. Robuste og «clustered» standardavvik vises i parentesene. Gjeldsandel (Bok) = Total gjeld/Bokført verdi av eiendeler, Gjeldsandel (Marked) = Total gjeld/Markedsbasert verdi av eiendeler, Lønnsomhet = EBITDA/Totale eiendeler, Størrelse = LnInntekter Vekstmuligheter = Markedsverdi av eiendeler/Bokført verdi av eiendeler, Industry leverage = Median gjeldsandel i bransjen, Unikhet = FoU/Omsetning, Varige driftsmidler = Materielle eiendeler/Totale eiendeler, Skatt = Lovbestemt skattesats, Vekst i BNP = Endring i BNP fra år t-1 til år t, Resesjon = Dummyvariabel med verdi 1 dersom landet har reduksjon i BNP i 6 måneder eller mer, 0 ellers, Rentedifferanse = 10-årige renter – 3-måneders renter

Av makroøkonomiske variabler har vi inkludert vekst i BNP, resesjon og rentedifferanse for landene i Norden. Frank & Goyal (2009) finner at inflasjon inngår som en av de mest pålitelige variablene for å forklare markedsbasert gjeldsandel. Grunnet høy korrelasjon med flere andre variabler er inflasjon tatt ut av modellen for å gi pålitelige resultater. Tabell 9 viser oss resultatene når makroøkonomiske variabler legges til¹².

De makroøkonomiske faktorene har varierende effekt på gjeldsandel i Norden. I Norge er effekten av å inkludere makroøkonomiske faktorer liten. Vekst i BNP og rentedifferanse har signifikant effekt på gjeldsandel målt i bokførte verdier, og forklaringsgraden til modellen øker med 1.2%. Koeffisientene til de selskapsspesifikke variablene endres marginalt i forhold til resultatene presentert i tabell 8. I samsvar med trade-off teorien har vekst i BNP positiv effekt på gjeldsandelen, og er signifikant på 1%-nivå. Dette strider likevel mot vår forventning og funnene til Frank & Goyal (2009). I gode økonomiske tider er det i følge Korajczyk & Levy (2003) mer gunstig å utstede egenkapital enn gjeld, noe som peker på en lavere gjeldsandel ved vekst i BNP. Videre ser vi at rentedifferanse har signifikant negativ påvirkning på bokført gjeldsandel på 10%-nivå. Rentedifferansen mellom lange og korte renter fungerer som en proxy for økonomiske utsikter. En positiv rentedifferanse vil være et signal om positive økonomiske tider i påfølgende perioder, da rentene ansees å være lave sammenlignet med historiske renter. I gode økonomiske tider forventes gjeldsandelen å være lav, og en negativ signifikant effekt på gjeldsandel er i tråd med vår forventning. Vekst i BNP og rentedifferanse har signifikant påvirkning på gjeldsandel målt i markedsverdier, i tillegg til resesjon. Resesjon har positiv signifikant effekt på gjeldsandel, noe som indikerer at gjeldsandelen er motsyklisk. Dette stemmer overens med funnene fra forskningen til Hackbarth, Miao & Morellec (2006). Konkursrisiko er mindre i oppgangstider enn i nedgangstider, noe som fører til at gjeldskapasiteten til selskaper øker i gode økonomiske perioder. Likevel forventes det at effekten av økt nåverdi av fremtidig kontantstrøm vil være større enn hva effekten av en økt gjeldskapasitet vil kunne gi et selskap. Funnene våre stemmer videre overens med pecking-order teorien. Pecking-order teorien predikerer en høyere gjeldsandel under resesjoner da nåverdien av fri kontantstrøm er lavere enn i gode økonomiske perioder, og gjeldsfinansiering er dermed å foretrekke. På bakgrunn av resultatene kan vi ikke konkludere om gjeldsandelen blant børsnoterte selskaper i Norge er med- eller motsyklisk. Likevel har rentedifferanse signifikant negativ påvirkning på begge gjeldsmålene, og resesjon har positiv signifikant

¹² VIF-tester for multikollinearitet viser verdier under kritisk verdi på 5, noe som indikerer at inkludering av makroøkonomiske faktorer ikke fører til problemer knyttet til multikollinearitet.

påvirkning på markedsbasert gjeldsandel, som kan tyde på at gjeldsandelen i Norge er motsyklisk. Ved inkludering av makrovariablene ser vi at effekten av industry leverage er signifikant på 10%-nivå, og dermed reduseres påvirkningen på gjeldsandelen sammenlignet med modellen uten makroøkonomiske variabler da den var signifikant på 1%-nivå.

I motsetning til i Norge har ikke vekst i BNP signifikant effekt på gjeldsandel i Sverige. Resesjon har signifikant positiv effekt på bokført og markedsbasert gjeldsandel på henholdsvis 5%- og 1%-nivå, noe som tyder på at gjeldsandel i Sverige er motsyklisk. Rentedifferanse har signifikant negativ effekt på bokført gjeldsandel på 1%-nivå. Størrelse har ved inkludering av makrovariabler ikke lenger signifikant effekt på markedsbasert gjeldsandel. Ved å inkludere makrovariabler i regresjonsmodellene reduseres forklaringsgraden marginalt der avhengig variabel er bokført gjeldsandel, og øker marginalt der markedsbasert gjeldsandel er avhengig variabel.

De makroøkonomiske variablene i Danmark har minst effekt i forhold til resten av Norden, da vekst i BNP er eneste signifikante forklaringsvariabel for bokført gjeldsandel, og resesjon for markedsbasert gjeldsandel. Ettersom rentedifferanse og resesjon ikke har signifikant påvirkning på bokført gjeldsandel i Danmark, kan det tyde på at økonomiske sykluser ikke har den samme påvirkningen på finansieringsvalg blant selskaper i Danmark som andre land i Norden. Dette funnet strider mot tidligere forskning som hevder at økonomiske sykluser har signifikant påvirkning på selskapers kapitalstruktur. På bakgrunn av resultatene kan vi heller ikke slå fast om gjeldsandelen blant danske børsnoterte selskaper er med- eller motsyklisk.

De makroøkonomiske faktorene viser seg å ha større påvirkning på kapitalstrukturen i Finland, da alle makroøkonomiske variabler er signifikante. Rentedifferanse og resesjon har signifikant påvirkningskraft på gjeldsandel med forventede fortegn. Vekst i BNP har negativ signifikant påvirkning på bokført gjeldsandel, og positiv signifikant effekt på markedsbasert gjeldsandel. En negativ sammenheng er i tråd med vår forventning, ettersom gjeldsandelen som nevnt tidligere forventes å være lavere i gode økonomiske perioder. En vekst i BNP fungerer som en indikator på oppgangstider i økonomien. En negativ sammenheng mellom vekst i BNP og gjeldsandel er dermed i tråd med market timing teorien om motsyklisk gjeldsandel. I følge market timing teorien vil det i gode økonomiske perioder være mer attraktivt å utstede egenkapital ettersom markedsverdien på egenkapital i slike tider øker, som igjen fører til en lavere gjeldsandel. Gjeldsandelen i Finland tyder på å være motsyklisk. Videre ser vi at

forklaringsgraden for bokført gjeldsandel øker marginalt, i tillegg til at industry leverage og skatt ikke lenger har signifikant påvirkning. For markedsbasert gjeldsandel øker også forklaringsgraden marginalt, samt at størrelse ikke lenger har signifikant påvirkning.

Når vi ser på Norden samlet, kan vi konkludere med at de makroøkonomiske variablene har signifikant påvirkning på gjeldsandel hos børsnoterte selskaper i Norden. Vekst i BNP viser seg å ha positiv signifikant effekt på gjeldsandel i Norden. Dette strider mot tidligere funn og våre forventninger. Rentedifferanse har negativ signifikant påvirkning på gjeldsandel og resesjon har positiv signifikant påvirkning, noe som er i tråd med vår forventning om en motsyklisk gjeldsandel. Vi ser en overvekt av signifikante makroøkonomiske variabler som indikerer en motsyklisk gjeldsandel i Norden. Videre har vi sett at faktorene har hatt ulik effekt på tvers av landegrenser, der selskaper i Danmark skiller seg ut som de selskapene hvor makroøkonomiske forhold har minst påvirkning på finanseringsvalg. Som en generell observasjon har makroøkonomiske forhold sterkere effekt på markedsbasert gjeldsandel enn bokført gjeldsandel. Dette kan forklares med at makroøkonomiske forhold har større påvirkning på markedsverdier til selskaper. Dersom økonomien befinner seg i oppgangstider vil følgelig markedsverdien av egenkapitalen øke, som igjen påvirker markedsbasert gjeldsandel. Videre ser vi marginale endringer i forklaringsgradene til de ulike modellene ved å inkludere makroøkonomiske variabler. Dette betyr at selv om faktorene har signifikant påvirkning på gjeldsandelen, er ikke faktorene i stand til å forklare merkverdig varians i gjeldsandel.

6.5 Justeringshastighet i Norden

I dette delkapittelet setter vi fokus på den dynamiske delen av kapitalstruktur. Vi ønsker å undersøke hvor fort selskaper rebalanserer sin kapitalstruktur i tilfeller hvor observert gjeldsandel avviker fra gjeldsmålet. Ettersom selskapsverdien reduseres når faktisk gjeldsandel avviker fra gjeldsmålet, fungerer dette som et insentiv til å rebalansere kapitalstrukturen, til tross for tilstedeværelsen av justeringskostnader. Justeringshastigheten avhenger i stor grad av kostnadene og fordelene en justering medfører, noe som er dokumentert av blant annet Leary & Roberts (2005). Tidligere forskning har videre vist at økonomiske sykluser har signifikant effekt på justeringshastigheten til selskaper. Blant annet finner Cook & Tang (2010) og Halling, Yu & Zechner (2016) at justeringshastigheten mot selskapers gjeldsmål er signifikant lavere i perioder med resesjon enn i perioder med ekspansjon. Vi presenterer derfor justeringshastighet og determinanternes påvirkning på gjeldsmål under ekspansjon og resesjon for å undersøke om

økonomiske sykluser har samme påvirkning i Norden. I tillegg vil vi undersøke eventuelle ulikheter mellom landene i utvalget. Vi presenterer justeringshastighet for Norge, Sverige, Danmark og Finland individuelt, samt justeringshastighet for Norden samlet. Gjeldsmålet estimeres ved bruk av standard determinanter for kapitalstruktur.

Justeringshastighetene estimeres ved hjelp av system GMM utviklet av Blundell & Bond (1998). Som utredet i kapittel 4.5, vil estimering med OLS gi resultater som er biased fordi OLS ikke tar hensyn til fixed effects. I følge Baltagi (2008) vil også estimering med fixed effects gi resultater som er biased fordi lagget avhengig variabel vil korrelere med feilledet. En estimering med OLS har i tidligere forskning vist en lav justeringshastighet, og FE gir en høy justeringshastighet¹³ relativ til OLS. Vi velger derfor kun å presentere justeringshastigheter ved hjelp av system GMM, som estimeres i STATA ved hjelp av xtabond2.

For at en estimering med GMM skal gi pålitelige resultater, må strenge tester oppfylles. Wald test, med nullhypotesen om at regresjonskoeffisientene er simultant lik null, forkastes for hver modell på 1%-nivå. Videre er kravet om fravær av autokorrelasjon av andre orden oppfylt da AR(2) ikke er signifikant for noen av modellene. Hansens test for strengt eksogene variabler oppfylles for alle modeller, utenom Norden samlet. Likevel oppfyller denne modellen kravet om liten T og stor N, samt fravær av autokorrelasjon av andre orden. I appendiks 9.8 har tester har blitt gjennomført som viser justeringshastigheter når Hansens test oppfylles kontra når den ikke gjør det. Ulikhetene mellom estimatene er ikke av den grad at den økonomiske tolkningen av justeringshastigheten endres. En estimering av justeringshastighet ved system GMM ansees derfor å gi pålitelige resultater for vårt utvalg.

Ved estimering av justeringshastighet basert på markedsverdier oppfylte ikke modellene kravet om strengt eksogene instrumenter, og ga i stor grad ekstreme resultater. Det nevnes i kapittel 4.5 at Roodman (2009) hevder at man må være kritisk til Sargan/Hansen-test, men på bakgrunn av resultatene en estimering med markedsbasert gjeldsandel som avhengig variabel ga oss, ansees det ikke som forsvarlig å diskutere disse resultatene videre. Dermed estimeres utvalgets justeringshastighet kun basert på bokførte verdier.

¹³ Lemmon, Roberts & Zender (2008) rapporterer justeringshastighet på 17% med estimering ved OLS og 39% med estimering ved FE. Estimering ved hjelp av GMM har ofte gitt et estimat på justeringshastighet mellom de to alternative estimeringsmetodene.

6.5.1 Justeringshastighet under ekspansjon

Tabell 10: Justeringshastigheter under ekspansjon

	Norge	Sverige	Danmark	Finland	Norden
	Gjeldsandel (Bok)	Gjeldsandel (Bok)	Gjeldsandel (Bok)	Gjeldsandel (Bok)	Gjeldsandel (Bok)
Gjeldsandel _{t-1} ekspansjon	0.537*** (0.041)	0.546*** (0.057)	0.678*** (0.051)	0.732*** (0.047)	0.649*** (0.031)
Justeringshastighet ekspansjon	46%	45%	32%	27%	35%
Halveringstid ekspansjon	1.12	1.16	1.80	2.20	1.61
Lønnsomhet	- 0.003 (0.042)	- 0.026 (0.034)	0.070 (0.051)	- 0.085** (0.042)	0.001 (0.022)
Størrelse	0.009*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.007*** (0.002)	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)
Industry leverage	0.096*** (0.032)	0.009 (0.026)	- 0.005 (0.027)	- 0.022 (0.025)	0.001 (0.014)
Varige driftsmidler	0.069* (0.040)	0.045 (0.034)	0.066 (0.049)	- 0.021 (0.035)	0.070*** (0.023)
Unikhet	- 0.031 (0.030)	- 0.026 (0.018)	- 0.014 (0.021)	- 0.029 (0.035)	- 0.015 (0.012)
Observasjoner	2 474	4 603	2 661	2 269	12 762

Tabellen viser justeringshastighet i tider med ekspansjon i Norge, Sverige, Danmark, Finland og Norden med gjeldsandel målt i bokførte verdier som avhengig variabel. Justeringshastighet indikerer andel av avviket mellom observert gjeldsandel og gjeldsmål som dekkes i løpet av én periode. Halveringstid indikerer hvor mange år et selskap bruker på å dekke 50% av avviket mellom observert gjeldsandel og gjeldsmål. Modellene er estimert med system GMM (Blundell & Bond, 1998). Utvalget består av 1229 børsnoterte selskaper i Norden i perioden 1987 til 2016. Alle variabler er winsorized på øvre og nedre 1%- persentil. Selskappspesifikke variabler er lagget én periode. Robuste standardavvik vises i parentesene. Ekspansjon defineres som de periodene der det ikke er resesjon.

Justeringshastighet (λ) = $1 - \text{Gjeldsandel}_{t-1}$, Halveringstid = $\ln(0.5)/\ln(1-\lambda)$, Gjeldsandel (Bok) = Total gjeld/Bokført verdi av eiendeler, Lønnsomhet = EBITDA/Totale eiendeler, Størrelse = \ln Inntekter, Industry leverage = Median gjeldsandel i bransjen, Varige driftsmidler = Materielle eiendeler/Totale eiendeler, Unikhet = FoU/Omsetning

* Statistisk signifikant på 10% - nivå ** Statistisk signifikant på 5% - nivå *** Statistisk signifikant på 1% - nivå.

Av tabell 10 ser vi resultatet av den dynamiske kapitalstrukturmodellen i perioder med ekspansjon. Resultatene er estimert ved å gjennomføre regresjon av utvalget i perioder med ekspansjon, som er definert som de periodene hvor det ikke er resesjon. Alle koeffisientene for lagget gjeldsandel har verdier mellom 0 og 1, samtidig som de er signifikante på 1%-nivå. Dette bekrefter at gjeldsandelen over tid justerer seg mot et gjeldsmål, som igjen bekrefter dynamikken i kapitalstruktur. Selskaper justerer dermed deres kapitalstruktur for å holde seg på et bestemt gjeldsmål¹⁴. Justeringshastigheten blir presentert i prosent og som halveringstid. Prosentestimatet tolkes som andelen av avviket mellom observert gjeldsandel og selskapets gjeldsmål som dekkes i løpet av én periode, og regnes ut ved å trekke koeffisienten til den laggede gjeldsandelen fra en. Halveringstiden tolkes som antall år et selskap bruker på å dekke 50% av avviket mellom observert gjeldsandel og selskapets gjeldsmål. Denne regnes ut ved $\frac{\ln(0.5)}{\ln(1-\lambda)}$, der λ er justeringshastigheten i prosent.

Vi ser at justeringshastigheten varierer mellom landene i Norden. Norge og Sverige viser høyest justeringshastighet, og dekker henholdsvis 46% og 45% av avviket mellom observert gjeldsandel og gjeldsmål i løpet av én periode. Dette tilsvarer en halveringstid på 1.12 år og 1.16 år. Dette blir ansett som høye justeringshastigheter sammenlignet med tidligere studier som fokuserer på justeringshastigheter i andre deler av verden. Funnene kan tyde på at justeringskostnader i Norge og Sverige er forholdsvis lave. I Danmark og Finland ser vi en lavere justeringshastighet på henholdsvis 32% og 27%, noe som tilsvarer en halveringstid på 1.80 og 2.2 år. Et typisk selskap i Danmark bruker dermed 0.68 år lengre på å dekke et avvik på 50% enn hva et selskap i Norge gjør. Et finsk selskap bruker 1.08 år lengre på å halvere det samme avviket.

Justeringshastigheten avhenger i stor grad av kostnaden et selskap pådrar seg ved å avvike fra sitt gjeldsmål, og kostnaden et selskap pådrar seg ved å faktisk justere sin gjeldsandel. Dette blir dermed en avveining for selskapene, og ulike justeringshastigheter kan muligens derfor forklares av ulike finansielle forhold og ulik selskapsledelse på tvers av landegrensene. En forklaring på ulike justeringshastigheter kan være at kostnaden selskapene pådrar seg ved å avvike fra gjeldsmålet er lavere i Danmark og Finland enn i Norge og Sverige. Öztekin & Flannery (2012) finner at institusjonelle faktorer påvirker justeringshastighet mellom ulike

¹⁴ Som Brunzell, *et al.* (2013) viste har 60% av selskapene i Norden en form for gjeldsmål. Graham & Harvey (2001) viser at 44% av selskapene i deres utvalg har et gjeldsmål.

land, der Norge, Danmark og Finland er med i utvalget¹⁵. Resultater fra forskningen viser enkelte ulikheter mellom landene i Norden, blant annet at Danmark og Finland har høyere konkurskostnader enn i Norge, noe som peker i retning av en lavere justeringshastighet (Öztekin & Flannery, 2012). Videre indikerer lav grad av asymmetrisk informasjon en høyere justeringshastighet. Resultatene viser at Norge har lavest grad av asymmetrisk informasjon, noe som kan forklare en høyere justeringshastighet i Norge. Likevel ansees de institusjonelle forholdene i Norden å være forholdsvis like, sammenlignet med andre deler av verden.

Justeringshastigheten i Norden fra 1987 til 2016 estimeres til å være 35%¹⁶, med en halveringstid på 1.61 målt med bokførte verdier. Til sammenligning fant Lemmon, Roberts & Zender (2008) en justeringshastighet på 25% for amerikanske selskaper, og Öztekin & Flannery (2012) finner en justeringshastighet for britiske selskaper på 31% ved bruk av system GMM. Justeringshastigheten i Norden ansees dermed som høy sammenlignet med tidligere forskning på andre utvalg. I følge trade-off teorien har selskaper et gjeldsmål de forholder seg til. Dersom faktisk gjeldsandel avviker fra gjeldsmålet, vil selskapet dermed justere seg mot gjeldsmålet. En høy justeringshastighet stemmer altså overens med trade-off teorien. Som Huang & Ritter (2009) påpeker så indikerer en høy justeringshastighet at markedsforhold og tidligere finansieringsvalg vil ha en kortvarig effekt på kapitalstrukturen, noe som indikerer at market timing teorien ikke er relevant. Flannery & Rangan (2008) hevder videre at en høy justeringshastighet reduserer relevansen til pecking-order teorien, som predikerer en lav justeringshastighet.

Videre ser vi at størrelse og andel varige driftsmidler har signifikant påvirkning på fastsettelsen av et selskaps gjeldsmål i Norden. Lønnsomhet som inngår som en viktig faktor i forklaringen av kapitalstruktur, kan ikke ansees å være viktig i fastsettelsen av gjeldsmål.

¹⁵ Sverige er eneste land i vårt utvalg som ikke inngår i Öztekins og Flannerys utvalg på 37 land.

¹⁶ Estimering av justeringshastighet for hele utvalget i perioden 1987 til 2016 gir samme verdi som under ekspansjon.

6.5.2 Justeringshastighet under resesjon

En økonomisk resesjon blir definert som en reduksjon i BNP i to eller flere sammenhengende kvartaler (Cook & Tang, 2010). Som nevnt tidligere definerer vi år med resesjon dersom det er nedgang i BNP i mer enn 6 måneder det gjeldende året. Vi har definert en resesjon i Norden dersom to eller flere land i utvalget er under resesjon. Vi har kartlagt at det har vært 6 resesjonsperioder i Norden innenfor vår tidsperiode på 30 år¹⁷. I likhet med tidligere forskning av Hackbarth, Miao & Morellec (2006), Cook & Tang (2010) og Drobetz, *et al.* (2013) forventer også vi en lavere justeringshastighet i resesjon enn i perioder med ekspansjon. Dette kan forklares med at under resesjoner øker justeringskostnadene, og dermed blir en justering mot et gjeldsmål mer kostbart og mindre attraktivt for selskaper. Videre finner Hackbarth, Miao & Morellec (2006) at makroøkonomiske forhold har innvirkning på både justeringshastighet og med hvor stor andel av avviket selskaper justerer med. Grensen for når selskaper gjennomfører rebalansering av kapitalstruktur er lavere i ekspansjoner enn i resesjoner. Dermed er det rimelig å anta at selskaper justerer sin kapitalstruktur oftere og med mindre andel i gode økonomiske tider enn nedgangstider.

Av tabell 11 ser vi resultatet av den dynamiske kapitalstrukturmodellen i perioder med resesjon. Resultatene er estimert ved å gjennomføre regresjon av utvalget i perioder med resesjon. Alle koeffisientene for lagget gjeldsandel har også her verdier mellom 0 og 1, og alle justeringshastighetene er signifikante på 1%-nivå.

¹⁷ Resesjonsperioder: Norge: 5, Sverige: 5, Danmark: 6, Finland: 8 og Norden: 6.

Tabell 11: Justeringshastigheter under resesjon

	Norge	Sverige	Danmark	Finland	Norden
	Gjeldsandel (Bok)	Gjeldsandel (Bok)	Gjeldsandel (Bok)	Gjeldsandel (Bok)	Gjeldsandel (Bok)
Gjeldsandel _{t-1} resesjon	0.676*** (0.107)	0.635*** (0.099)	0.635*** (0.087)	0.718*** (0.092)	0.661*** (0.072)
Justeringshastighet resesjon	32%	37%	37%	28%	34%
Halveringstid resesjon	1.80	1.50	1.50	2.11	1.67
Lønnsomhet	- 0.133 (0.112)	0.070 (0.074)	- 0.020 (0.146)	0.164 (0.113)	0.028 (0.069)
Størrelse	- 0.012*** (0.003)	0.006*** (0.002)	0.010*** (0.003)	0.007** (0.002)	0.008*** (0.002)
Industry leverage	- 0.216*** (0.044)	0.036 (0.051)	0.019 (0.049)	- 0.026 (0.040)	- 0.098*** (0.022)
Varige driftsmidler	0.159** (0.080)	0.208*** (0.057)	- 0.027 (0.094)	0.083 (0.062)	0.239*** (0.042)
Unikhet	- 0.010 (0.030)	0.063 (0.054)	- 0.090* (0.055)	0.145 (0.109)	- 0.018 (0.055)
Observasjoner	591	862	676	737	2 658

Tabellen viser justeringshastighet i perioder med resesjon i Norge, Sverige, Danmark, Finland og Norden med gjeldsandel målt i bokførte verdier som avhengig variabel. Justeringshastighet indikerer andel av avviket mellom observert gjeldsandel og gjeldsmål som dekkes i løpet av én periode. Halveringstid indikerer hvor mange år et selskap bruker på å dekke 50% av avviket mellom observert gjeldsandel og gjeldsmål. Modellene er estimert med system GMM (Blundell & Bond, 1998). Utvalget består av 1229 børsnoterte selskaper i Norden i perioden 1987 til 2016. Alle variabler er winsorized på øvre og nedre 1%-persentil. Selskaps spesifikke variabler er lagget én periode. Robuste standardavvik vises i parentesene. År med resesjon defineres som nedgang i BNP i mer enn 6 måneder gjeldende år.

Justeringshastighet (λ) = $1 - \text{Gjeldsandel}_{t-1}$, Halveringstid = $\ln(0.5)/\ln(1-\lambda)$, Gjeldsandel (Bok) = Total gjeld/Bokført verdi av eiendeler, Lønnsomhet = EBITDA/Totale eiendeler, Størrelse = $\ln(\text{Inntekter})$, Industry leverage = Median gjeldsandel i bransjen, Varige driftsmidler = Materielle eiendeler/Totale eiendeler, Unikhet = FoU/Omsetning

* Statistisk signifikant på 10% - nivå ** Statistisk signifikant på 5% - nivå *** Statistisk signifikant på 1% - nivå.

Ved å se på justeringshastigheten i Norge ser vi at selskaper dekker 32% av avviket mellom faktisk gjeldsandel og gjeldsmål i løpet av én periode, under resesjon. Dette er signifikant lavere enn under ekspansjon, da børsnoterte selskaper i Norge dekket 46% av avviket mellom observert gjeldsandel og gjeldsmål i løpet av én periode. At selskaper bruker lengre tid på å rebalansere sin kapitalstruktur i tider med resesjon enn ekspansjon er i tråd med våre forventninger og tidligere empiriske funn. Ettersom justeringshastigheten reduseres med 14% og halveringstiden øker med 0.68 år i dårlige økonomiske tider, kan det tyde på at justeringskostnader øker som følge av en resesjon i Norge. Energi- og industrisektoren står for 56% av de børsnoterte selskapene på Oslo Børs i vårt utvalg. Disse sektorene er kjent for å ha høy gjeldsandel og følgelig øker justeringskostnader mer for selskaper med høy gjeldsandel, ettersom konkursrisiko tiltar i større grad enn for selskaper med lav gjeldsandel.

I Sverige ser vi også en signifikant lavere justeringshastighet under resesjon, der justeringshastigheten målt med bokførte verdier er 37% der den i perioder med ekspansjon var 45%. Selskaper i Sverige bruker 1.50 år på å halvere avviket i perioder med resesjon, noe som er 0.34 år lenger enn under ekspansjon. Dette er i tråd med våre forventninger og tidligere funn. Det kan dermed antas at justeringskostnadene også øker i Sverige, men ikke i like stor grad som i Norge.

I Danmark ser vi derimot at justeringshastigheten øker under resesjoner for begge gjeldsmålene, noe som strider mot våre forventninger og tidligere funn¹⁸. I tider med resesjon justerer danske børsnoterte selskaper 37% av avviket i løpet av én periode, der de i tider med ekspansjon dekket 32%. Selskaper i Danmark bruker 0.3 år lengre på å halvere avviket i tider med ekspansjon enn resesjon. Det kan tyde på at makroøkonomiske forhold dermed ikke har forventet påvirkning på finansieringsvalg i et typisk børsnotert selskap i Danmark. I kapittel 6.4.2 så vi i tillegg at makroøkonomiske forhold ikke hadde signifikant påvirkning på gjeldsandel i Danmark i like stor grad som andre land i Norden. Blant annet hadde ikke resesjon signifikant påvirkning på gjeldsandel, noe som kan tyde på at danske børsnoterte selskaper påvirkes mindre av økonomiske sykluser. Dette støttes ved at gjennomsnittlig gjeldsandel er marginalt høyere under ekspansjon enn resesjon i Danmark, målt med bokførte verdier¹⁹. Basert på våre resultater kan det tyde på at bokført gjeldsandel i Danmark ikke er motsyklisk. Forventningen om at

¹⁸ Robuste tester hvor ekspansjon og resesjon er definert på bakgrunn av rentedifferanse gir også høyere justeringshastighet i perioder med resesjon enn i perioder med ekspansjon i Danmark.

¹⁹ Gjeldsandel (Bok) i ekspansjon: 54%. Gjeldsandel (Bok) i resesjon: 53%

justeringskostnader øker i nedgangstider på grunn av økende konkurserisiko, virker ikke å være tilfellet i Danmark.

I Finland ser vi at justeringshastigheten endres marginalt i perioder med resesjon med en justeringshastighet på 28%. Finland har dermed fortsatt den laveste justeringshastigheten i Norden, og bruker 2.11 år på å dekke 50% av avviket mellom faktisk gjeldsandel og gjeldsmål i perioder med resesjon. Dermed har makroøkonomiske forhold ikke merkverdig påvirkning på justeringshastigheten i Finland. Resultatet kan tyde på at konkurserkostnadene og justeringskostnadene i Finland ikke endres i stor grad ved endring i økonomiske sykluser.

Til slutt ser vi at justeringshastigheten i Norden i perioder med resesjon er 34%, kontra 35% i perioder med ekspansjon. Selskaper notert på børs i Norden bruker dermed 0.06 år lengre på å dekke halve avviket mellom observerte gjeldsandel og selskapers gjeldsmål i perioder med resesjon i forhold til perioder med ekspansjon. Selv om justeringshastigheten er signifikant lavere, og i tråd med funnene til Hackbarth, Miao & Morellec (2006) og Cook & Tang (2010), ansees ulikhetene mellom ekspansjon og resesjon likevel som marginale. Dette kan tyde på at makroøkonomiske forhold ikke har like sterk påvirkning på finansieringsbeslutninger samlet sett i Norden som for eksempel blant amerikanske børsnoterte selskaper (Cook & Tang, 2010). Det må likevel understrekes at det er store ulikheter for hvordan landene i utvalget påvirkes av økonomiske sykluser. Resultatene våre tyder på at justeringshastigheten i børsnoterte selskaper i Norge og Sverige reduseres i tider med resesjon. Justeringshastigheten i Danmark øker under økonomiske nedgangstider, og børsnoterte selskaper i Finland påvirkes ikke i særlig stor grad av økonomiske sykluser. Å konkludere på bakgrunn av Norden samlet vil dermed ikke gi det korrekte bildet av hvordan makroøkonomiske sykluser påvirker justeringshastighet i Norden.

7 Konklusjon

På bakgrunn av 1229 selskaper i perioden 1987 til 2016, har vi i denne utredningen undersøkt hvilke faktorer som påvirker kapitalstruktur blant børsnoterte selskaper i Norden. Vi kartlegger hvorvidt det eksisterer signifikante forskjeller i faktorenes påvirkning på kapitalstruktur på tvers av landegrenser. Videre har vi undersøkt om det er signifikant ulike justeringshastigheter på tvers av landegrensene i Norden, i tillegg til å avdekke om justeringshastigheten endres i perioder med ekspansjon kontra perioder med resesjon.

Ved å sammenligne regnskapsinformasjon blant selskaper i Norden, finner vi relativt like gjennomsnittlige gjeldsandeler på tvers av landegrensene. Selskaper i Norge tenderer mot å ha høyest gjennomsnittlig gjeldsandel, både målt i bokførte verdier og markedsverdier. Videre finner vi at lønnsomhet, størrelse, industry leverage, varige driftsmidler og skatt har signifikant påvirkning på kapitalstruktur for Norden samlet. Det samme gjelder i stor grad dersom vi analyserer landene individuelt. Lønnsomhet, industry leverage, størrelse, varige driftsmidler og skatt har signifikant påvirkningskraft på gjeldsandel i alle landene, bortsett fra Norge. Her fremstår lønnsomhet og varige driftsmidler som mest pålitelige faktorer til å forklare kapitalstruktur. En høyere lønnsomhet leder til lavere gjeldsandel, og en økning i størrelse, industry leverage, varige driftsmidler og skatt leder til høyere gjeldsandel. Resultatene våre indikerer dermed at kapitalstrukturen i Norden ikke kan forklares av kun én av de fundamentale kapitalstrukturteoriene, men av en kombinasjon av disse. I likhet med Frank & Goyal (2009) finner vi flere signifikante sammenhenger når markedsbasert gjeldsandel legges til grunn.

Makroøkonomiske sykluser viser seg å ha signifikant påvirkning på gjeldsandelen i Norden, selv om modellenes forklaringsgrad endres marginalt etter inkludering av makroøkonomiske variabler. På bakgrunn av resultatene kan vi ikke trekke noen konklusjon om hvorvidt nordiske selskapers gjeldsandel er med- eller motsyklisk. Likevel er det en overvekt av faktorer som indikerer en motsyklisk gjeldsandel, noe som er i tråd med pecking-order teorien. Økonomiske sykluser viser seg å ha signifikant effekt på gjeldsandel i alle land basert på bokførte verdier. En interessant observasjon er at makroøkonomiske forhold ikke har markant effekt på kapitalstruktur i Danmark. Dette strider mot tidligere funn og økonomisk intuisjon om at økonomiens tilstand vil ha signifikant påvirkning på selskapers finansieringsbeslutninger. Videre viser det seg at tider med resesjon ikke har signifikant effekt på bokført gjeldsandel blant børsnoterte selskaper i Norge og Danmark.

Analysen av justeringshastigheter viser at selskaper i Norden dekker 35% av avviket mellom observert gjeldsandel og gjeldsmål i løpet av én periode i tider med ekspansjon, der de i tider med resesjon dekker 34%. Selskaper børsnotert i Norden bruker 0.06 år lengre på å dekke halve avviket mellom observert gjeldsandel og gjeldsmål i tider med resesjon enn i tider med ekspansjon. Dette ansees som høye justeringshastigheter i forhold til tidligere forskning med fokus på andre geografiske områder, og justeringshastigheten i Norden er dermed i tråd med trade-off teorien. Vi observerer videre store ulikheter i justeringshastigheter mellom landene i Norden. Norge og Sverige har høyest justeringshastigheter på henholdsvis 46% og 45% under ekspansjon. Børsnoterte selskaper i Danmark og Finland har en lavere justeringshastighet, og justerer sin kapitalstruktur med henholdsvis 32% og 27% i løpet av én periode. Videre finner vi at makroøkonomiske sykluser har signifikant påvirkning på justeringshastigheter i Norden. Norge og Sverige bruker 0.68 år og 0.34 år lengre på å justere sin kapitalstruktur i tider med resesjon, noe som er i tråd med økonomisk intuisjon. Danske børsnoterte selskaper rebalanserer sin kapitalstruktur raskere i nedgangstider, en sammenheng som strider mot tidligere funn. Justeringshastigheten til finske børsnoterte selskaper viser seg å være forholdsvis uberørt av økonomiske sykluser. Disse resultatene viser viktigheten av forskning på tvers av landegrensler.

7.1 Begrensninger og videre forskning

Med et stort utvalg bestående av 1229 selskaper over en 30-års periode har vi ikke hatt kapasitet til å kvalitetssikre alle observasjonene i datasettet. Det har blitt foretatt enkelte stikkprøver opp mot selskapers årsrapporter som viste seg å være korrekte, slik at det ikke forventes store avvik. I tillegg er datamaterialet hentet fra pålitelige finansdatabaser.

Ved inndeling i bransjer i Thomson Reuters Datastream viste det seg at ikke alle selskaper var bransjeklassifisert. Dette gjelder likevel kun 26 selskaper og utgjør en svært liten del av det totale utvalget. Videre er det en risiko for at selskaper har endret bransjeklassifisering i løpet av sin levetid, noe som nødvendigvis ikke plukkes opp av Thomas Reuters Datastream. Det viste seg at for eksempel flyselskaper opererte innen tjenestesektoren i stedet for industri slik GICS²⁰ definerer det. Dette ble korrigert for og vil følgelig ikke være et problem.

En naturlig fortsettelse på denne utredningen vil være å foreta utbedringer nevnt over. Videre vil inkludering av flere selskapsspesifikke variabler og makroøkonomiske variabler bidra med

²⁰ Global Industry Classification Standard (GICS) er en standard for inndeling av bransjer og sektorer utviklet av MSCI og Standard & Poor's (S&P).

verdifull kunnskap om selskapers kapitalstruktur og justeringshastighet. En interessant fortsettelse på dette arbeidet ville vært å undersøke hvordan ulike makroøkonomiske og institusjonelle faktorer påvirker selskapers justeringshastighet.

Ettersom denne utredningen fokuserer på ulikheter i kapitalstruktur på tvers av landegrensler, vil det være interessant å foreta en dypere analyse rundt dette. Utredningen ser på landene som helhet, og fokuserer i liten grad på forskjeller internt i hvert land. Det ville vært interessant å undersøke ulikheter mellom bransjer i de ulike landene, for å avdekke om ulike determinanter har forskjellig påvirkning på gjeldsandel i de samme bransjene på tvers av landegrensler. Ettersom det er rimelig å anta at kulturelle og institusjonelle forhold har påvirkning på selskapers kapitalstruktur, ville det videre vært interessant å undersøke om institusjonelle ulikheter mellom landene i Norden påvirker kapitalstrukturen.

Utvalget i denne utredningen består kun av børsnoterte selskaper i perioden. For å gi en dypere forståelse av selskapers kapitalstruktur og finansieringsbeslutninger ville en inkludering av ikke-børsnoterte selskaper bidratt med verdifull informasjon. Det er rimelig at kapitalstrukturen til ikke-børsnoterte selskaper påvirkes på en ulik måte i forhold til børsnoterte selskaper. I tillegg er det mange små selskaper som ikke er børsnotert, og en analyse av disse ville gitt oss verdifull kunnskap om hvordan størrelse faktisk påvirker kapitalstrukturen.

8 Referanseliste

- Andrade, G. & Kaplan, S. N. (1998) How Costly is Financial (Not Economic) Distress? Evidence from Highly Leveraged Transactions that Became Distressed, *The Journal of Finance*, 53(5), s. 1443-1493. doi: 10.1111/0022-1082.00062
- Antoniou, A., Guney, Y. & Paudyal, K. (2008) The Determinants of Capital Structure: Capital Market-Oriented versus Bank-Oriented Institutions, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(1), s. 59-92.
- Asquith, P. & Mullins, D. W. (1986) Equity Issues and Offering Dilution, *The Journal of Financial Economics*, 15(1-2), s. 61-89. doi: 10.1016/0304-405X(86)90050-4
- Baker, M. & Wurgler, J. (2002) Market Timing and Capital Structure, *The Journal of Finance*, 57(1). doi: 10.1111/1540-6261.00414
- Baltagi, B. H. (2008) *Econometric Analysis of Panel Data*. Third edition. England: John Wiley & Sons Ltd.
- Banerjee, Heshmati & Wihlborg (2004) Analysis on the Factors of Financial Performance of Transmission & Culture Companies, *The Journal of Finance*, 4(4), s. 275-297.
- Barry, C. B., et al. (2008) Corporate Debt Issuance and the Historical Level of Interest Rates, *Financial Management*, 37(3), s. 413-430. doi: 10.1111/j.1755-053X.2008.00019.x
- Blundell, R. & Bond, S. (1998) Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, *The Journal of Econometrics*, 87(1), s. 115-143. doi: 10.1016/S0304-4076(98)00009-8
- Bradley, M., Jarrell, G. A. & Kim E. H. (1984) On the Existence of an Optimal Capital Structure: Theory and Evidence, *The Journal of Finance*, 39(3), s. 857-878. doi: 10.1111/j.1540-6261.1984.tb03680.x

- Brealey, R. A., Myers, S. C. & Marcus, A. J. (2015) *Fundamentals of Corporate Finance*. Eighth edition. USA: McGraw-Hill Education.
- Brunzell, T., *et al.* (2013) Dividend Policy in Nordic Listed Firms, *Global Finance Journal*, 25(2), doi: 10.2139/ssrn.2313058
- Carlson, M., Fischer, A. & Giammarino, R. (2004) Corporate Investment and Asset Price Dynamics: Implications for the Cross-Section of Returns, *The Journal of Finance*, 59(6), s. 2577-2603. doi: 10.1111/j.1540-6261.2004.00709.x
- Clausen, S. & Flor, C. R. (2015) The Impact of Assets-In-Place on Corporate Financing and Investment Decisions, *Journal of Banking & Finance*, 61, s. 64-80. doi: 10.1016/j.jbankfin.2015.08.020
- Cook, D. O. & Tang, T (2010) Macroeconomic Conditions and Capital Structure Adjustment Speed, *The Journal of Corporate Finance*, 16(1), s. 73-87. doi:10.1016/j.jcorpfin.2009.02.003
- Danis, A., Rettl, D. A. & Whited, T. M. (2014) Refinancing, Profitability, and Capital Structure, *The Journal of Financial Economics*, 114(3), s. 424-443. doi: 10.1016/j.jfineco.2014.07.010
- Davydenko, S. A., Strebulaev, I. A. & Zhao, X. (2012) A Market-Based Study of the Cost of Default, *The Review of Financial Studies*, 25(10), s. 2959-2999. doi: 10.1093/rfs/hhs091
- DeAngelo, H., DeAngelo, L. & Stulz, R. M. (2010) Seasoned Equity Offerings, Market Timing, and the Corporate Lifecycle, *The Journal of Financial Economics*, 95(3), s. 275-295. doi: 10.1016/j.jfineco.2009.11.002
- DeAngelo, H., DeAngelo, L. & Whited, T. M. (2011) Capital Structure Dynamics and Transitory Debt, *The Journal of Financial Economics*, 99, s. 235-261. doi: 10.1016/j.jfineco.2010.09.005

- Dixon, W. J. & Yuen, K. K. (1974) *Trimming and Windsorization: A Review*. Tilgjengelig på: <https://link.springer.com/content/pdf/10.1007%2FBF02922904.pdf> (Hentet: 16.04.18)
- Dougherty, C. (2007) *Introduction to Econometrics*. Third edition. USA: Oxford University Press Inc.
- Drobetz, W. & Wanzenried, G. (2006) What Determines the Speed of Adjustment to the Target Capital Structure, *Applied Financial Economics*, 16(13), s. 941-958. doi: 10.1080/09603100500426358
- Drobetz, W., et al. (2013) Capital Structure Decisions of Globally-Listed Shipping Companies, *Logistics and Transportation Review*, 52, s. 49-76. doi: 10.1016/j.tre.2012.11.008
- Eckbo, E. B. & Kisser, M. (2017) Tradeoff Theory and Leverage Dynamics of High-Frequency Debt Issuers, *Tuck School of Business Working Paper No. 2234435*
- Eckbo, E. B. & Kisser, M. (2018) Refinancing, Profitability and Capital Structure: New Evidence, *Tuck School of Business Working Paper No. 3166707*
- Fama, E. F & French, K. R (2002) Testing Trade-off and Pecking Order Predictions About Dividends and Debt, *The Review of Financial Studies*, 15(1), s. 1-33. doi: 10.1093/rfs/15.1.1
- Faulkender, M. & Petersen, M. A. (2006) Does the Source of Capital Affect Capital Structure?, *The Review of Financial studies*, 19(1), s. 45-79. doi:10.1093/rfs/hhj003
- Faulkender, M., et al. (2012) Cash Flows and Leverage Adjustments, *The Journal of Financial Economics*, 103(3), s. 632-646. doi:10.1016/j.jfineco.2011.10.013
- Fischer, E. O., Heinkel, R. & Zechner, J. (1989) Dynamic Capital Structure Choice: Theory and Tests, *The Journal of Finance*, 44(1), s. 19-40.
- Flannery, M. J. & Hankins, K. W. (2013) Estimating Dynamic Panel Models in Corporate Finance, *The Journal of Corporate Finance*, 19, s. 1-19. doi: 10.1016/j.jcorpfin.2012.09.004

- Flannery, M. J. & Rangan, K. P. (2006) Partial Adjustment Toward Target Capital Structures, *The Journal of Financial Economics*, 79, s. 469-506. doi:10.1016/j.jfineco.2005.03.004
- Frank, M. Z. & Goyal, V. K. (2003) Testing the Pecking Order Theory of Capital Structure, *The Journal of Financial Economics*, 67(2), s. 217-248. doi: 10.1016/S0304405X(02)00252-0
- Frank, M. Z. & Goyal, V. K. (2008) Profits and Capital Structure. *AFA 2009 San Francisco Meetings Paper, 13/3 2008*.
- Frank, M. Z. & Goyal, V. K. (2009) Capital Structure Decisions: Which Factors Are Reliably Important?, *Financial Management*, 38(1), s. 1-37. doi: 10.1111/j.1755053X.2009.01026.x
- Frydenberg, S. (2004) Determinants of Corporate Capital Structure of Norwegian Manufacturing Firms, *Working Paper*, doi: 10.2139/ssrn.556634
- Glover, B. (2016) The Expected Cost of Default, *The Journal of Financial Economics*, 119, s. 284-299. doi: 10.1016/j.jfineco.2015.09.007
- Graham, J. R. & Harvey, C. R. (2001) The Theory and Practice of Corporate Finance: Evidence from the Field, *The Journal of Financial Economics*, 60(2-3), s. 187-243. doi: 10.1016/S0304-405X(01)00044-7
- Gujarati, D. N. (2004) *Basic Econometrics*. Fourth edition. USA: The McGraw-Hill Companies.
- Hackbarth, D., Miao, J. & Morellec, E. (2006) Capital Structure, Credit Risk, and Macroeconomic Conditions, *The Journal of Financial Economics*, 82, s. 519-550. doi: 10.1016/j.jfineco.2005.10.003
- Halling, M., Yu, J. & Zechner, J. (2016) Leverage Dynamics Over the Business Cycle, *The Journal of Financial Economics*, 122(1), s. 21-41. doi: 10.1016/j.jfineco.2016.07.001

- Hanousek, J. & Shamshur, A. (2011) A Stubborn Persistence: Is the Stability of Leverage Ratios Determined by the Stability of the Economy?, *The Journal of Corporate Finance*, 17(5), s. 1360-1376. doi: 10.1016/j.jcorpfin.2011.07.004
- Harris, M. & Raviv, A. (1991) The Theory of Capital Structure, *The Journal of Finance*, 46(1), s. 297-355. doi: 10.1111/j.1540-6261.1991.tb03753.x
- Hennessy & Whited (2005) Debt Dynamics, *The Journal of Finance*, 60(3), s. 1129-1165.
- Hovakimian, A., Opler, T. & Titman, S. (2001) The Debt-Equity Choice, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36(1), s. 1-24. doi: 10.2307/2676195
- Huang, R & Ritter, J. R. (2009) Testing Theories of Capital Structure and Estimating the Speed of Adjustment, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(2), s. 237-271. doi: 10.1017/S0022109009090152
- Jong, A. D., Kabir, R. & Nguyen, T. T. (2008) Capital Structure Around the World: The Roles of Firm- and Country-Specific Determinants, *The Journal of Banking & Finance*, 32(9), s. 1954-1969. doi: 10.1016/j.jbankfin.2007.12.034
- Kayhan, A. & Titman, S. (2007) Firms' Histories and Their Capital Structures, *The Journal of Financial Economics*, 83(1), s. 1-32. doi: 10.1016/j.jfineco.2005.10.007
- Korajczyk, R. A. & Levy, A. (2003) Capital Structure Choice: Macroeconomic Conditions and Financial Constraints, *The Journal of Financial Economics*, 68(1), s. 75-109. doi: 10.1016/S0304-405X(02)00249-0
- Kraus, A. & Litzenger, R. H. (1973) A State-Preference Model of Optimal Financial Leverage, *The Journal of Finance*, 28(4), s. 911-922. doi: 10.1111/j.1540-6261.1973.tb01415.x
- Leary, M. T. & Roberts, M. R. (2005) Do Firms Rebalance Their Capital Structures?, *The Journal of Finance*, 60(6), s. 2575-2619. doi: 10.1111/j.1540-6261.2005.00811.x

- Leary, M. T. & Roberts, M. R. (2010) The Pecking Order, Debt Capacity, and Information Asymmetry, *The Journal of Financial Economics*, 95(3), s. 332-355. doi: 10.1016/j.jfineco.2009.10.009
- Lemmon, M. L., Roberts, M. R. & Zender, J. F. (2008) Back to the Beginning: Persistence and the Cross-Section of Corporate Capital Structure, *The Journal of Finance*, 63(4), s. 1575-1608. doi: 10.1111/j.1540-6261.2008.01369.x
- Loughran & Ritter (1997) The Operating Performance of Firms Conducting Seasoned Equity Offerings, *The Journal of Finance*, 52(5), s. 1823-1850. doi: 10.1111/j.1540-6261.1997.tb02743.x
- Modigliani, F. & Miller, M. H. (1958) The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment, *The American Economic Review*, 48(3), s. 261-297.
- Modigliani, F. & Miller, M. H. (1963) Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction, *The American Economic Review*, 53(3), s. 433-443.
- Morellec, E. & Schürhoff, N. (2011) Corporate Investment and Financing Under Asymmetric Information, *The Journal of Financial Economics*, 99(2), s. 262-288. doi: 10.1016/j.jfineco.2010.09.003
- Myers, S. C. (1977) Determinants of Corporate Borrowing, *The Journal of Financial Economics*, 5(2), s. 147-175. doi: 10.1016/0304-405X(77)90015-0
- Myers, S. C. (1984) The Capital Structure Puzzle, *The Journal of Finance*, 39(3), s. 574-592. doi: 10.1111/j.1540-6261.1984.tb03646.x
- Myers, S. C. & Majluf, N. S. (1984) Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information the Investors Do Not Have, *NBER Working Paper July 1984*.
- Rajan & Zingales (1995) What Do We Know About Capital Structure? Some Evidence from International Data, *The Journal of Finance*, 50(5), s. 1421-1460.

- Reindl, J., Stoughton, N. & Zechner, J. (2017) Market Implied Costs of Bankruptcy. *CFS Working Paper, March 2017*.
- Roberts & Whited (2011) Endogeneity in Empirical Corporate Finance, *Handbook of the Economics of Finance*, 2, s. 493-572. doi: 10.1016/B978-0-44-453594-8.00007-0
- Robichek, A. A. & Myers, S. C. (1966) Problems in the Theory of Optimal Capital Structure, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1(2), s. 1-35.
- Roodman, D. (2009) How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata, *The Stata Journal*, 9(1), s. 86-136.
- Stock, J. H. & Watson, M. M. (2012) *Introduction to Econometrics*. Third edition. England: Pearson Education Limited.
- Studenmund, A. H. (2016) *Using Econometrics – a Practical Guide*. Seventh edition. Boston: Pearson Education.
- The secret of their success* (2013) Tilgjengelig fra: <https://www.economist.com/news/special-report/21570835-nordic-countries-are-probably-best-governed-world-secret-their>
(Hentet:10.05.2018)
- Titman, S. & Wessels, R. (1988) The Determinants of Capital Structure Choice, *The Journal of Finance*, 43(1), s. 1-19. doi: 10.1111/j.1540-6261.1988.tb02585.x
- Torres-Reyna, O (2007) *Panel Data Analysis Fixed and Random Effects using Stata*. Tilgjengelig på: <https://www.princeton.edu/~otorres/Panel101.pdf> (Hentet: 15.01.18).
- Welch, I. (2004) Capital Structure and Stock Returns, *The Journal of Political Economy*, 112(1), s. 106-131.
- Wintoki, M. B., Linck, J. S. & Netter, J. M. (2012) Endogeneity and the Dynamics of Internal Corporate Governance, *The Journal of Financial Economics*, 105(3), s. 581-606. doi: 10.1016/j.jfineco.2012.03.005

Wooldridge, J. M. (2009) *Introductory Econometrics a Modern Approach*. Fourth edition. USA: Cengage Learning.

Wooldridge, J. M. (2012) *Introductory Econometrics a Modern Approach*. Fifth edition. USA: Cengage Learning.

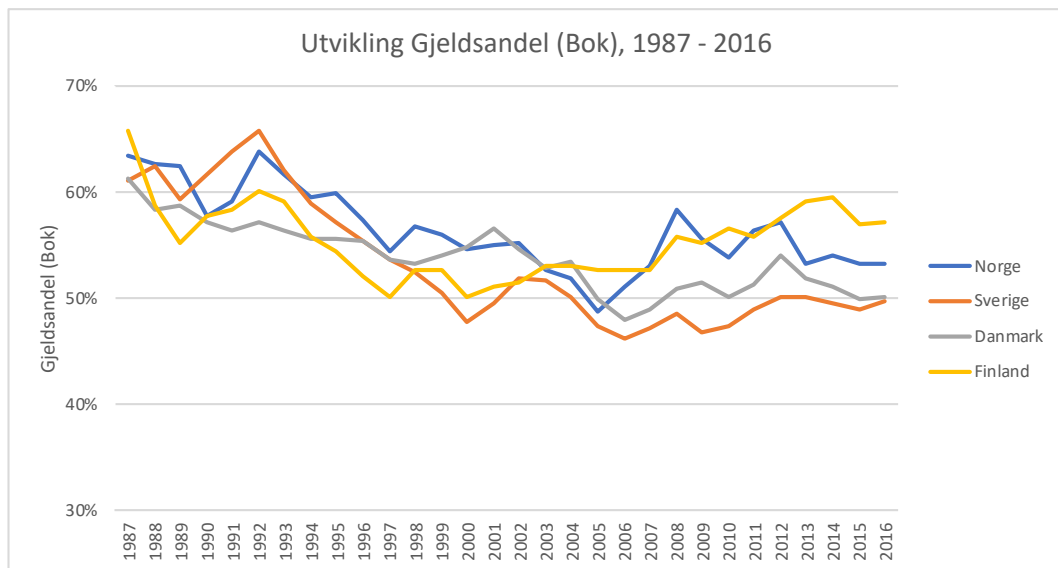
Öztekin, Ö & Flannery, M. J. (2012): Institutional Determinants of Capital Structure Adjustment Speeds, *The Journal of Financial Economics*, 103(1), s. 88-112. doi: 10.1016/j.jfineco.2011.08.014

Öztekin, Ö. (2015) Capital Structure Decisions Around the World: Which Factors Are Reliably Important?, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50(3), s. 301-323. doi:10.1017/S0022109014000660

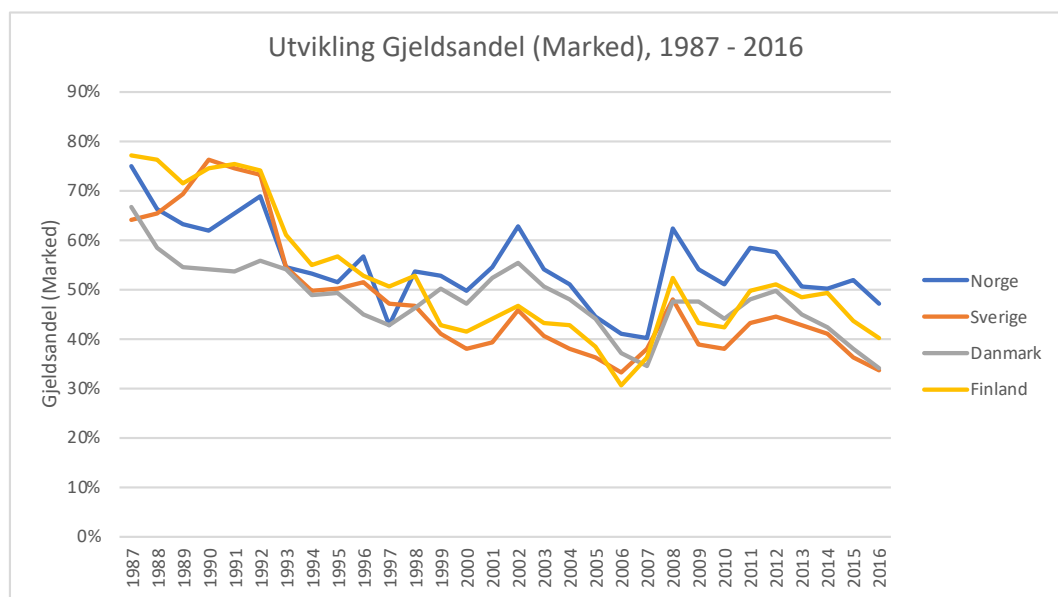
9 Appendiks

9.1 Grafisk representasjon av gjeldsandel i Norden

Figur 5: Bokført gjeldsandel på tvers av landegrensler

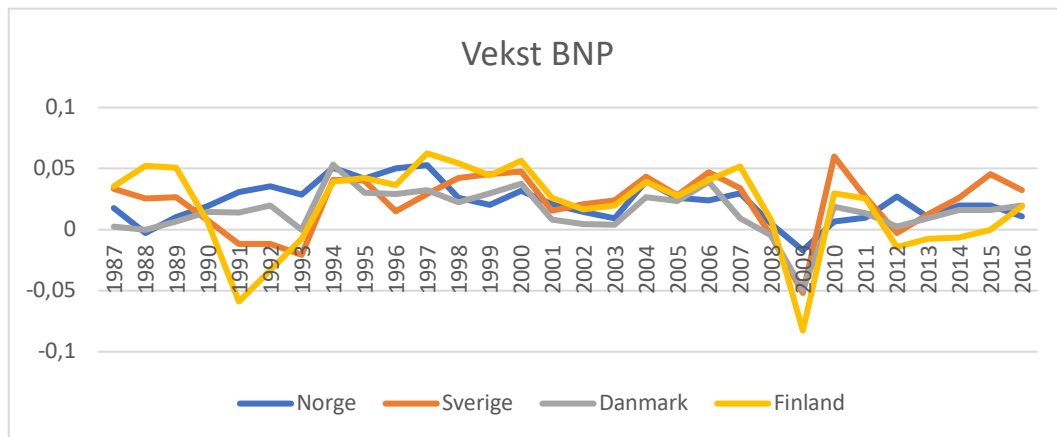


Figur 6: Markedsbasert gjeldsandel på tvers av landegrensler

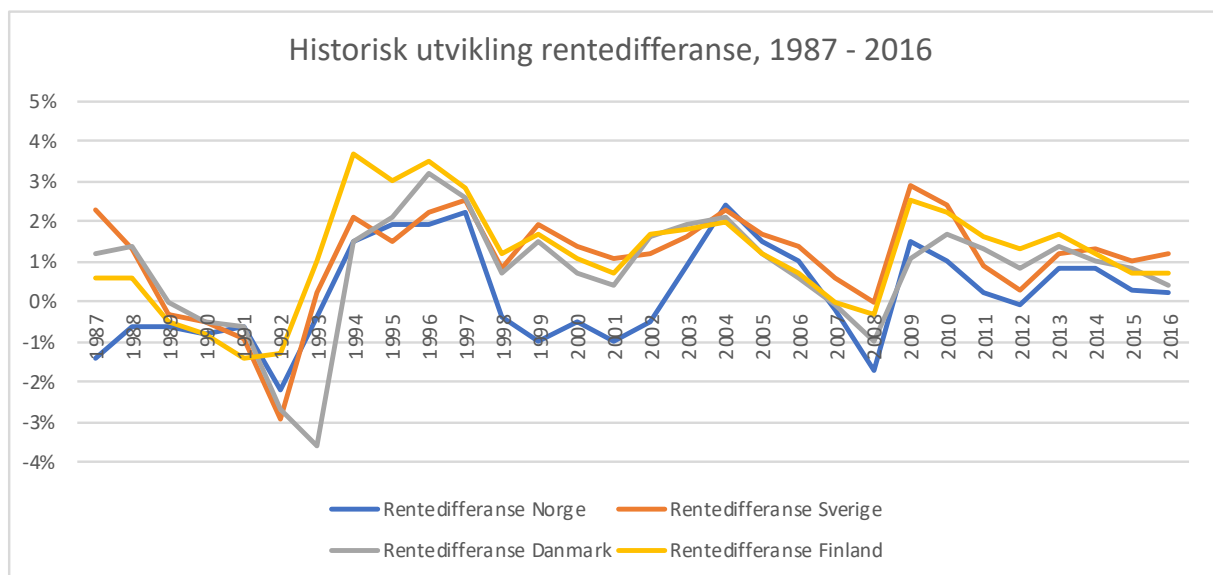


9.2 Grafisk representasjon av makroøkonomiske forhold i Norden

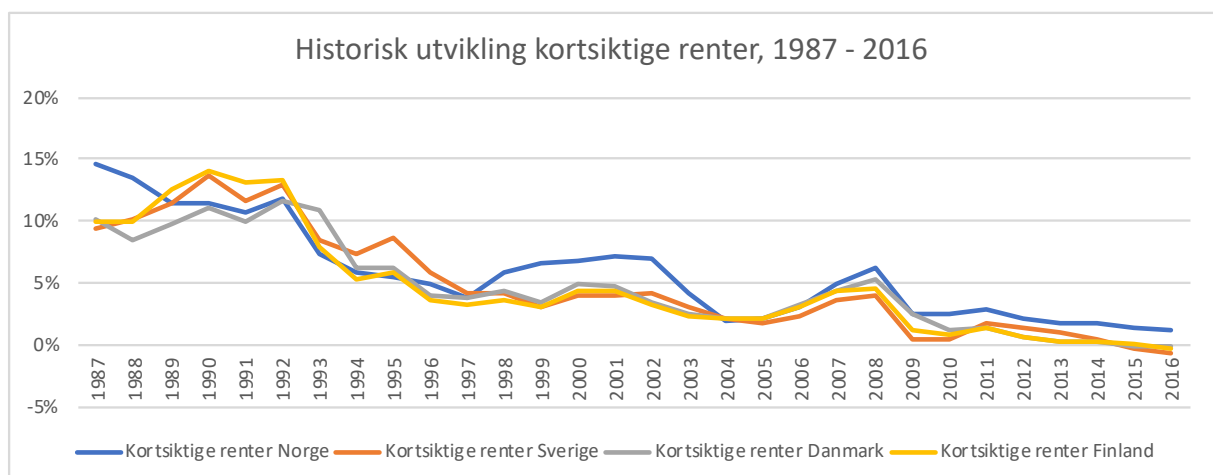
Figur 7: Vekst i BNP på tvers av landegrenser



Figur 8: Rentedifferanse på tvers av landegrenser



Figur 9: Kortsiktige renter på tvers av landegrenser



9.3 Forutsetninger OLS

For at OLS skal være den beste estimatoren for vår regresjonsmodell, må visse forutsetninger være oppfylt. Forutsetningene vil i det følgende bli drøftet.

Normalitet

Kravet om normalitet innebærer at residualene skal være normalfordelte med gjennomsnitt $\mu=0$ og varians σ^2 . Brudd i denne forutsetningen vil kunne føre til problemer med estimering av konfidensintervallet til koeffisientene. Videre vil konsekvensene av bruddet være at det oppstår skjevhet og/eller kurtose som følge av ekstremverdier. I hvilken grad av skjevhet en fordeling har avhenger av avviket fra gjennomsnittet. Kurtose måler haleegenskapene til en fordeling. Siden estimeringen er basert på OLS, vil noen få ekstremverdier føre til store utslag i estimatene (Studenmund, 2016). I appendiks 9.5 presenteres normalitet i de ulike modellene i analysen.

Linearitet

Linearitet kartlegger om det er en sammenheng i koeffisientene til regresjonsmodellen. Dersom det ikke finnes en sammenheng på grunn av for mange ekstremverdier, vil det være brudd i forutsetningene for OLS. Resultatet av et slikt brudd vil kunne føre til at forklaringsgraden viser et unøyaktig mål. Videre vil feilleddet (ε) ikke ha konstant varians eller være normaldistribuert. Feilleddet skal ikke ha konstant varians siden dummyvariablene bare kan ha verdien 0 eller 1. For å overvinne et eventuelt problem med linearitet kan man for eksempel transformere variablene til logistisk form. Selv om dette karakteriseres som et lite problem, velger mange forskere å ignorere dette og forutsetter at linearitetskravet er oppfylt (Studenmund, 2016). I appendiks 9.6 presenteres variablenes linearitet.

Homoskedastisitet

Homoskedastisitet forteller oss om vi har konstant varians i feilleddet. Dersom en modell ikke har konstant varians i feilleddet har vi tilfellet av heteroskedastisitet. Konsekvensen av å ha heteroskedastisitet i modellen gjør at vi ikke kan stole på t- og p-verdiene. For å forhindre dette kan vi gjennomføre en robust test som minimerer de estimerte standardfeilene som er kalkulert gjennom OLS. Dette vil kunne dempe modellen for heteroskedastisitet, samt gjøre den mer troverdig. Det finnes flere tester man kan gjøre for å kartlegge om det finnes heteroskedastisitet i modellen, for eksempel Breusch-Pagan Test eller White's test (Wooldridge, 2012). I figur 10

presenteres Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test for heteroskedastisitet. Testen konkluderer med at utvalget har signifikant heteroskedastisitet.

Figur 10: Test for heteroskedastisitet

Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test for heteroskedastisitet	
H ₀ : Konstant varians	
chi2(1) =	718.32
Prob>chi2 =	0.0000

Multikollinearitet

Et problem som ofte oppstår med paneldata er multikollinearitet. Multikollinearitet måler graden av lineær sammenheng mellom forklaringsvariablene i en regresjonsmodell. VIF-verdier er en indikator på grad av multikollinearitet. VIF-verdier på over 5 blir sett på som kritisk verdi, og variabler med VIF-verdier over 10 bør dermed utelates fra modellen (Studentmund, 2016). VIF-verdier på under 5 representerer lav eller ingen grad av korrelasjon mellom variablene. Konsekvensen av å inkludere variabler med høy grad av multikollinearitet er at det kan bli vanskelig å skille effektene av variablene fra hverandre, og at koeffisientene blir upålitelige (Studentmund, 2016). I appendiks 9.4 presenteres VIF-verdier for utvalget. Resultatene tyder på at det ikke er problem med multikollinearitet i datasettet.

Autokorrelasjon

En forutsetning for OLS er at det ikke skal være autokorrelasjon mellom variablene. Dersom vi har autokorrelasjon vil dette gi upålitelige resultater i modellen, blant annet upålitelige t- og p-verdier (Torres-Reyna, 2007). For å undersøke grad av autokorrelasjon kan man benytte Wooldridge test. I denne modellen er H₀ at det ikke er noen autokorrelasjon. Dersom p-verdien til modellen er lavere enn 0.05 forkastes nullhypotesen, og man kan konkludere med at det finnes autokorrelasjon mellom variablene. I figur 11 presenteres Wooldrige test for autokorrelasjon. Testen forkaster nullhypotesen om ingen førsteordens autokorrelasjon, noe som indikerer at vi har signifikant autokorrelasjon i datasettet.

Figur 11: Test for autokorrelasjon

 Wooldridge test for autokorrelasjon i paneldata
H₀: Ingen førsteordens autokorrelasjon

F(1,1161) 552.714

Prob>F 0.0000

9.4 VIF-tester

Norge

Variabel	VIF	1/VIF
Lønnsomhet	1.34	0.75
Størrelse	1.31	0.76
Vekstmuligheter	1.26	0.79
Industry leverage	1.39	0.72
Varige driftsmidler	1.27	0.79
Unikhet	1.28	0.78
Skatt	1.14	0.87
Gjennomsnittlig VIF	1.28	

Sverige

Variabel	VIF	1/VIF
Lønnsomhet	1.43	0.70
Størrelse	1.36	0.73
Vekstmuligheter	1.13	0.89
Industry leverage	1.39	0.72
Varige driftsmidler	1.19	0.84
Unikhet	1.25	0.80
Skatt	1.26	0.79
Gjennomsnittlig VIF	1.29	

Danmark

Variabel	VIF	1/VIF
Lønnsomhet	1.38	0.73
Størrelse	1.19	0.84
Vekstmuligheter	1.08	0.92
Industry leverage	1.34	0.74
Varige driftsmidler	1.1	0.91
Unikhet	1.32	0.76
Skatt	1.27	0.79
Gjennomsnittlig VIF	1.24	

Finland

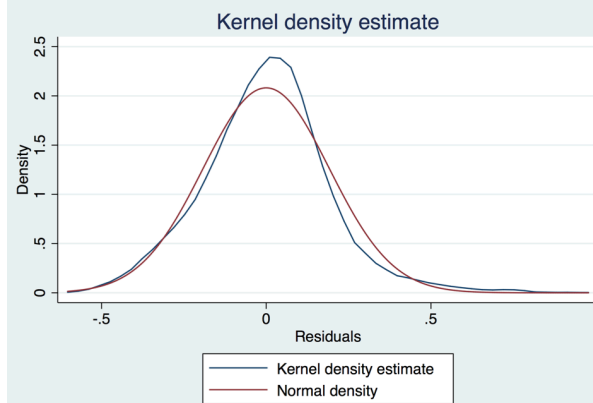
Variabel	VIF	1/VIF
Lønnsomhet	1.24	0.80
Størrelse	1.1	0.91
Vekstmuligheter	1.24	0.81
Industry leverage	1.61	0.62
Varige driftsmidler	1.18	0.85
Unikhet	1.28	0.78
Skatt	1.48	0.67
Gjennomsnittlig VIF	1.31	

Norden

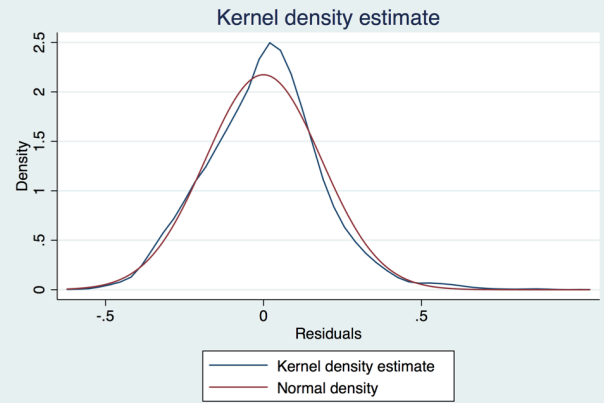
Variabel	VIF	1/VIF
Lønnsomhet	1.35	0.74
Størrelse	1.25	0.80
Vekstmuligheter	1.14	0.88
Industry leverage	1.44	0.69
Varige driftsmidler	1.19	0.84
Unikhet	1.26	0.79
Skatt	1.29	0.78
Gjennomsnittlig VIF	1.27	

9.5 Normalitet

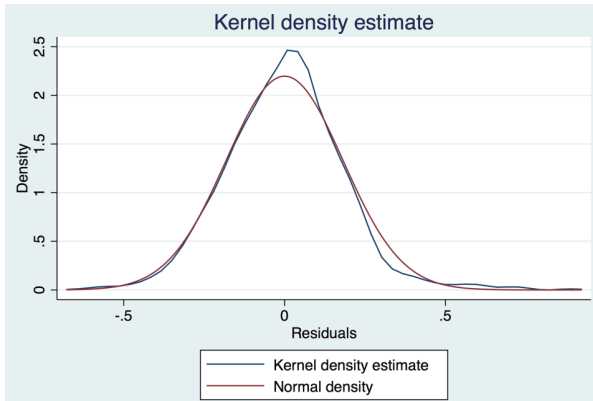
Normalitet Norge



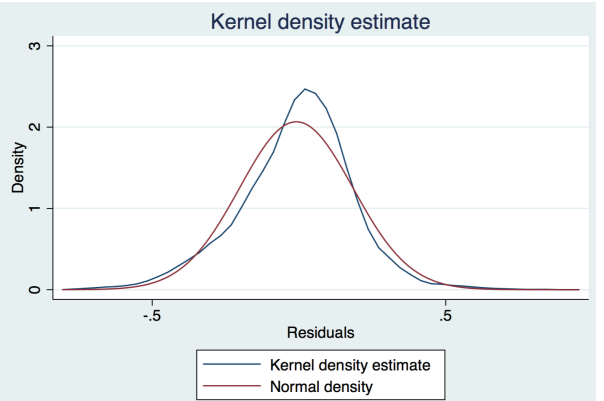
Normalitet Sverige



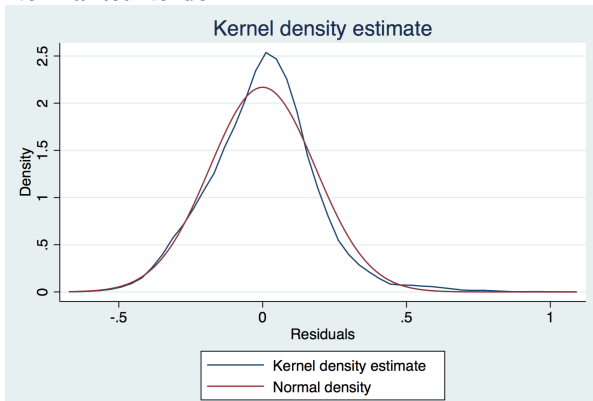
Normalitet Danmark



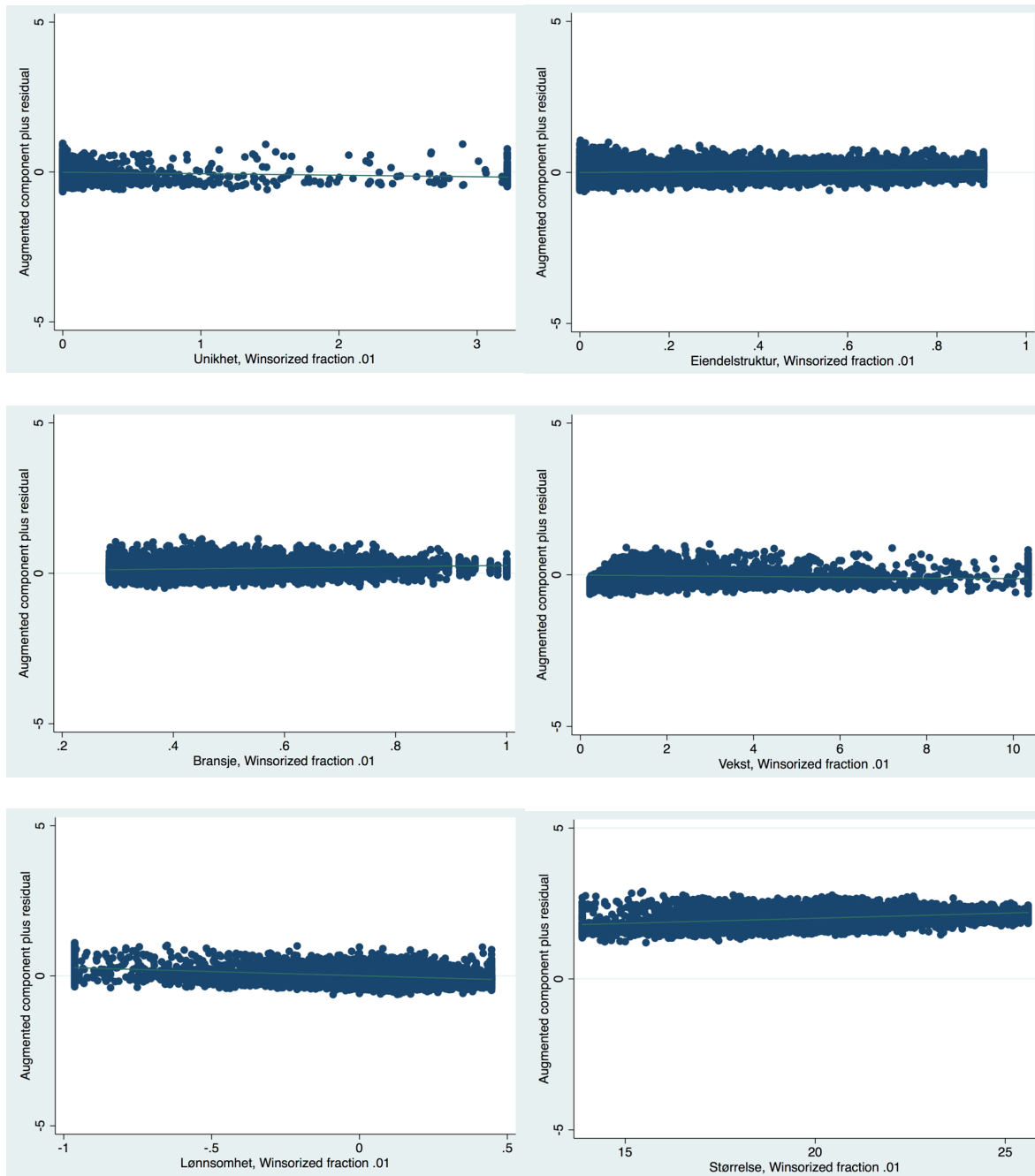
Normalitet Finland



Normalitet Norden



9.6 Linearitet



9.7 Hausman-test

Tabell 12: Hausman-test Norge

	(b) FE	(B) RE	(b-B) Differanse	sqrt (diag(V _b -V _B)) Standardfeil
Lønnsomhet	- 0.169	- 0.160	- 0.010	0.006
Størrelse	0.006	0.015	- 0.009	0.002
Vekstmuligheter	0.002	- 0.001	0.003	0.001
Industry leverage	0.041	0.060	- 0.020	0.007
Varige driftsmidler	0.214	0.215	- 0.001	0.015
Unikhet	- 0.002	- 0.016	0.014	0.007
Skatt	0.081	0.104	- 0.023	0.011

b = Konsistent under nullhypotese (H₀) og alternativhypotese (H₁)

B = Inkonsistent under alternativhypotesen (H₁), effisient under nullhypotesen (H₀)

H₀ = Differansen mellom koeffisientene er ikke systematisk

chi2(7) = 109.20

Prob>chi2 = 0.000

Tabell 13: Hausman-test Sverige

	(b) FE	(B) RE	(b-B) Differanse	sqrt (diag(V _b -V _B)) Standardfeil
Lønnsomhet	- 0.180	- 0.182	0.002	0.002
Størrelse	0.022	0.027	- 0.005	0.001
Vekstmuligheter	- 0.003	- 0.004	0.001	0.000
Industry leverage	0.117	0.126	- 0.009	0.003
Varige driftsmidler	0.206	0.181	0.024	0.010
Unikhet	- 0.013	- 0.013	0.000	0.002
Skatt	0.122	0.130	- 0.008	0.006

b = Konsistent under nullhypotese (H₀) og alternativhypotese (H₁)

B = Inkonsistent under alternativhypotesen (H₁), effisient under nullhypotesen (H₀)

H₀ = Differansen mellom koeffisientene er ikke systematisk

chi2(7) = 55.50

Prob>chi2 = 0.000

Tabell 14: Hausman-test Danmark

	(b) FE	(B) RE	(b-B) Differanse	sqrt (diag(V _b -V _B)) Standardfeil
Lønnsomhet	- 0.237	- 0.241	0.004	0.004
Størrelse	0.038	0.037	0.001	0.002
Vekstmuligheter	- 0.003	- 0.005	0.001	0.000
Industry leverage	0.108	0.111	- 0.003	0.005
Varige driftsmidler	0.105	0.100	0.005	0.010
Unikhet	- 0.011	- 0.029	0.018	0.005
Skatt	0.113	0.109	0.005	0.005

b = Konsistent under nullhypotese (H₀) og alternativhypotese (H₁)

B = Inkonsistent under alternativhypotesen (H₁), effisient under nullhypotesen (H₀)

H₀ = Differansen mellom koeffisientene er ikke systematisk

chi2(7) = 22.19

Prob>chi2 = 0.002

Tabell 15: Hausman-test Finland

	(b) FE	(B) RE	(b-B) Differanse	sqrt (diag(V_b-V_B)) Standardfeil
Lønnsomhet	- 0.336	- 0.343	0.007	0.003
Størrelse	0.035	0.031	0.004	0.002
Vekstmuligheter	- 0.003	- 0.004	0.001	0.000
Industry leverage	0.073	0.076	- 0.003	0.004
Varige driftsmidler	0.126	0.099	0.027	0.012
Unikhet	0.093	0.085	0.008	0.008
Skatt	0.177	0.139	0.038	0.011

b = Konsistent under nullhypotese (H_0) og alternativhypotese (H_1)

B = Inkonsistent under alternativhypotesen (H_1), effisient under nullhypotesen (H_0)

H_0 = Differansen mellom koeffisientene er ikke systematisk

chi2(7) = 46.40

Prob>chi2 = 0.000

9.8 Økonometriske utfordringer ved estimering av justeringshastighet

Det kommer frem i kapittel 6.5 at en estimering av justeringshastighet for Norden samlet ikke oppfylte kravet om strengt eksogene variabler. Vi undersøker derfor hvor stor endringen i estimering justeringshastighet vil bli dersom Hansen test oppfylles. Som det nevnes i kapittel 4.5 stilles det strenge krav ved estimering med system GMM. Kravet om fravær av signifikant autokorrelasjon av andre orden må være fraværende. Kriteriet om at utvalget må bestå av få instrumenter (T) i forhold til antall grupper (N) ansees også som å være viktig. Forutsetningen om at instrumentene i modellen er eksogene testes ved hjelp av en Hansen test. Roodman (2009) hevder at man må være kritisk til denne testen, da den har flere svakheter, fordi man ved en slik test forsøker å få vektoren med empiriske momenter så nær 0 som mulig, før man deretter tester om den er i nærheten av 0.

Tabell 16: Test justeringshastighet

	Lag (1,1)	Lag (1,2)	Lag (1,3)
Gjeldsandel _{t-1}	0.588*** (0.032)	0.545*** (0.025)	0.511*** (0.024)
Justeringshastighet	41%	45%	49%
Hansen-verdi	0.000	0.038	0.773

Tabellen viser tester foretatt for å undersøke endring i estimert justeringshastighet når Hansen test for eksogene instrumenter oppfylles.

Dersom Hansen test oppfylles ser vi at endringen i estimert justeringshastighet anslås å være på mellom 4-8%. Denne endringen vil ikke til å være stor nok til å ha påvirkning på den økonomiske tolkningen av justeringshastighet.

9.9 Korrelasjonsmatriser

Tabell 17: Korrelasjonsmatrise Norge

	Gjeldsandel (Bok)	Gjeldsandel (Marked)	Lønnsomhet	Størrelse	Vekstmuligheter	Industry leverage	Varige driftsmidler	Unikhet	Skatt
Gjeldsandel (Bok)	1								
Gjeldsandel (Marked)	0.5896*	1							
Lønnsomhet	0.0780*	0.0533*	1						
Størrelse	0.3198*	0.2714*	0.4239*	1					
Vekstmuligheter	- 0.1872*	- 0.4705*	- 0.2115*	- 0.2721*	1				
Industry leverage	0.1981*	0.2985*	0.0561*	0.0986*	- 0.2680*	1			
Varige driftsmidler	0.3401*	0.4172*	0.1744*	0.2093*	- 0.2795*	0.3756*	1		
Unikhet	- 0.1452*	- 0.1926*	- 0.3944*	- 0.3500*	0.2789*	- 0.0985*	- 0.1802*	1	
Skatt	0.0757*	0.1186*	0.0755*	- 0.001	- 0.0883*	0.4046*	0.0849*	- 0.0379*	1

Tabellen viser Pearsons korrelasjonskoeffisienter for avhengige variabler og selskapsspesifikke variabler for Norge i perioden 1987 til 2016.

* Signifikant korrelasjon på 5%-nivå

Alle variabler er winsorized på øvre og nedre første persentil. Variablene er lagget én periode. Gjeldsandel (Bok) = Total gjeld/Bokført verdi av eiendeler, Gjeldsandel (Marked) = Total gjeld/Markedsbasert verdi av eiendeler, Lønnsomhet = EBITDA/Totale eiendeler, Størrelse = LnInntekter, Vekstmuligheter = Markedsverdi av eiendeler/Bokført verdi av eiendeler, Industry leverage = Median gjeldsandel i bransjen, Varige driftsmidler = Materielle eiendeler/Totale eiendeler, Unikhet = FoU/Omsetning, Skatt = Lovbestemt skattesats

Tabell 18: Korrelasjonsmatrise Sverige

	Gjeldsandel (Bok)	Gjeldsandel (Marked)	Lønnsomhet	Størrelse	Vekstmuligheter	Industry leverage	Varige driftsmidler	Unikhet	Skatt
Gjeldsandel (Bok)	1								
Gjeldsandel (Marked)	0.5754*	1							
Lønnsomhet	0.0892*	0.0294*	1						
Størrelse	0.3735*	0.2037*	0.4681*	1					
Vekstmuligheter	-0.2471*	-0.5019	-0.0784*	-0.1609*	1				
Industry leverage	0.2173*	0.3020*	0.0837*	0.1245*	-0.2064*	1			
Varige driftsmidler	0.1990*	0.2469*	0.1653*	0.2469*	-0.1761*	0.3088*	1		
Unikhet	-0.1343*	-0.1533*	-0.3926*	-0.2886*	0.2098*	-0.1040*	-0.0844*	1	
Skatt	0.1332*	0.2559*	0.0677*	0.0703*	-0.1220*	0.4801	0.1561*	-0.0464*	1

Tabellen viser Pearsons korrelasjonskoeffisienter for avhengige variabler og selskapsspesifikke variabler for Sverige i perioden 1987 til 2016.

* Signifikant korrelasjon på 5%-nivå

Alle variabler er winsorized på øvre og nedre første persentil. Variablene er lagget én periode. Gjeldsandel (Bok) = Total gjeld/Bokført verdi av eiendeler, Gjeldsandel (Marked) = Total gjeld/Markedsbasert verdi av eiendeler, Lønnsomhet = EBITDA/Totale eiendeler, Størrelse = LnInntekter, Vekstmuligheter = Markedsverdi av eiendeler/Bokført verdi av eiendeler, Industry leverage = Median gjeldsandel i bransjen, Varige driftsmidler = Materielle eiendeler/Totale eiendeler, Unikhet = FoU/Omsetning, Skatt = Lovbestemt skattesats

Tabell 19: Korrelasjonsmatrise Danmark

	Gjeldsandel (Bok)	Gjeldsandel (Marked)	Lønnsomhet	Størrelse	Vekstmuligheter	Industry leverage	Varige driftsmidler	Unikhet	Skatt
Gjeldsandel (Bok)	1								
Gjeldsandel (Marked)	0.6484*	1							
Lønnsomhet	-0.0126	-0.0487*	1						
Størrelse	0.3082*	0.1637*	0.3565*	1					
Vekstmuligheter	-0.1306*	-0.4674*	-0.0315*	-0.0290	1				
Industry leverage	0.1718*	0.2219*	0.1097*	0.1203*	-0.1723*	1			
Varige driftsmidler	0.1500*	0.1728*	0.1545*	0.1335*	-0.1563*	0.2160*	1		
Unikhet	-0.2024*	-0.1896*	-0.4432*	-0.2675*	0.1750*	-0.1394*	-0.1678*	1	
Skatt	0.0789*	0.1221*	0.1000*	-0.0286	-0.0971*	0.4566*	0.0326	-0.0583	1

Tabellen viser Pearsons korrelasjonskoeffisienter for avhengige variabler og selskapsspesifikke variabler for Danmark i perioden 1987 - 2016.

* Signifikant korrelasjon på 5%-nivå

Alle variabler er winsorized på øvre og nedre første persentil. Variablene er lagget én periode. Gjeldsandel (Bok) = Total gjeld/Bokført verdi av eiendeler, Gjeldsandel (Marked) = Total gjeld/Markedsbasert verdi av eiendeler, Lønnsomhet = EBITDA/Totale eiendeler, Størrelse = LnInntekter, Vekstmuligheter = Markedsverdi av eiendeler/Bokført verdi av eiendeler, Industry leverage = Median gjeldsandel i bransjen, Varige driftsmidler = Materielle eiendeler/Totale eiendeler, Unikhet = FoU/Omsetning, Skatt = Lovbestemt skattesats

Tabell 20: Korrelasjonsmatrise Finland

	Gjeldsandel (Bok)	Gjeldsandel (Marked)	Lønnsomhet	Størrelse	Vekstmuligheter	Industry leverage	Varige driftsmidler	Unikhet	Skatt
Gjeldsandel (Bok)	1								
Gjeldsandel (Marked)	0.6241*	1							
Lønnsomhet	- 0.2573*	- 0.2044*	1						
Størrelse	0.2398*	0.2001*	0.1868*	1					
Vekstmuligheter	- 0.1078*	- 0.4578*	0.0549*	- 0.0933*	1				
Industry leverage	0.1304*	0.3391*	- 0.0247*	0.0308*	- 0.2616*	1			
Varige driftsmidler	0.0816*	0.2322*	0.1751*	0.1993*	- 0.2213*	0.2355*	1		
Unikhet	0.0899*	- 0.0937*	- 0.3687*	- 0.2220*	0.2564*	- 0.0848*	- 0.1648*	1	
Skatt	0.0277	0.2928*	0.0108	- 0.0280	- 0.1651*	0.5821*	0.0719*	-0.0455*	1

Tabellen viser Pearsons korrelasjonskoeffisienter for avhengige variabler og selskapsspesifikke variabler for Finland i perioden 1987 til 2016.

* Signifikant korrelasjon på 5%-nivå

Alle variabler er winsorized på øvre og nedre første persentil. Variablene er lagget én periode. Gjeldsandel (Bok) = Total gjeld/Bokført verdi av eiendeler, Gjeldsandel (Marked) = Total gjeld/Markedsbasert verdi av eiendeler, Lønnsomhet = EBITDA/Totale eiendeler, Størrelse = LnInntekter, Vekstmuligheter = Markedsverdi av eiendeler/Bokført verdi av eiendeler, Industry leverage = Median gjeldsandel i bransjen, Varige driftsmidler = Materielle eiendeler/Totale eiendeler, Unikhet = FoU/Omsetning, Skatt = Lovbestemt skattesats