

HØGSKOLEN I OSLO  
OG AKERSHUS

Torstein Lauvstad Sættem (kandidat 676)

Markus Lysholm Hovland (kandidat 669)

---

$$\text{Gjeldsandel} = \alpha x + b$$

---

Hvor godt kan gjeldsandel hos norskregistrerte, børsnoterte selskaper uttrykkes lineært på grunnlag av selskapsspesifikke verdier

**Bacheloroppgave Mai 2017**

**Bachelorstudium i økonomi og administrasjon**

**Handelshøgskolen ved HIOA**

**Veileder:**

**Øystein Strøm**

## Sammendrag

Utgangspunktet for oppgaven er en tidligere studie av sammenhengen mellom et sett definerte selskapsspesifikke verdier og selskapets gjeldsandel. Denne studien ble gjort med en multipl lineær regresjonsanalyse med minste kvadraters-metode, og resultatene ble publisert i «The Journal of Finance» i 1995 av Raghuram Govind Rajan og Luigi Zingales. Vi bestemte oss tidlig for å gjøre en tilsvarende regresjonsanalyse med det samme variabelsettet, men valgte å inkludere en tidsdimensjon, for å kunne fange opp selskapsspesifikke sammenhenger som utøves og oppleves over tid. Tidsrommet ble satt som 2005 til 2011. Noe som ga 7 sett observasjoner for hvert selskap.

Vi satte ytterligere betingelser til datamaterialet om at selskapene skulle være norskregistrert og børsnotert over hele tidsperioden som *tilnærmet* samme selskap. Disse avgrensningene ledet fram til problemstillingen: «Hvor godt kan gjeldsandel hos Norske, børsnoterte selskaper uttrykkes lineært på grunnlag av selskapsspesifikke verdier?»

Variablene er bevisst valgt av Rajan og Zingales som representasjon for ulike selskapsspesifikke faktorer/egenskaper med en teoretisk/logisk kobling til et selskaps gjeldsandel. Disse faktorene (argumentasjonen) undersøkte vi grundig, etter først å ha satt oss inn i mer generell teori rundt kapitalstruktur, som utgjør den første delen av teorikapittelet. De fire faktorene som variablene er valgt for fange opp er, selskapsstørrelse, selskapets håndfaste eiendeler, vekstmuligheter og lønnsomhet. Argumentasjonen bak utgjør andre del av teorikapittelet.

Metoden er som nevnt over, basert på multipl lineær regresjon etter minste kvadraters metode. Det å inkludere tid som variabel, kompliserte metoden, og gjorde hele prosessen langt mindre «rett fram» sammenlignet med regresjonsmetode fra statistikk- og metodefag på bachelornivå. Derfor handlet en vesentlig del av metode om å sette seg inn i regresjon med paneldata. Vi brukte dessuten mer deskriptiv metode for å kunne presentere og vurdere datamaterialet i forkant av regresjonsoperasjonene. Metodekapittelet går grundig gjennom regresjon, og viser enkelte teknikker for beskrivelse av data.

Datamaterialet ble hentet fra regnskapssider, Oslo Børs hjemmesider og ved utenlandsk valuta fra Norges Banks oppdaterte valutakurser. Vi regnet deretter ut de selskapsspesifikke verdiene – variablene for hver observasjon. For selskapsstørrelse bruker vi en naturlig logaritme av selskapets driftsinntekter, håndfaste eiendeler er anleggsmidler delt på bokført verdi av eiendeler, lønnsomhet er uttrykt ved totalrentabilitet, mens vekstmuligheter er markedsverdi av egenkapital delt på bokført verdi. Avhengig variabel er bokført gjeld delt på summen av bokført gjeld og markedsverdi av

egenkapital.

Vi gjorde først en korrelasjonsanalyse for å vurdere hver enkelt forklaringsvariabel isolert. Samtlige hadde en korrelasjonskoeffisient signifikant forskjellig fra 0. Samtlige hadde også korrekt fortegn med tanke på faktorene de representerer. Den isolerte forklaringsvnen for gjeldsandel var generelt lav.

Vi gjorde regresjonsanalyser med vekt på de opprinnelige variablene og det fullstendige data, men utførte robusthetstester ved endringer og tilpasning av data. Forklaringskraften var i utgangspunktet svært lav, selv om den var signifikant forskjellig fra 0. Samtlige variabler bortsett fra anleggsmidler/eiendeler, hadde korrekt fortegn (etter det teori og tidligere studier antydte), og var svært signifikante. Så betydningen skal ikke betraktes som et resultat av tilfeldighet. Standardiserte koeffisienter viste at av betydning for gjeldsandel hos norskregistrerte børsnoterte selskaper, så er det selskapsstørrelse som har størst betydning for gjeldsandel etterfulgt av lønnsomhet og til sist vekstmuligheter. Videre regresjonsoperasjoner viste at både datatrimming, alternative variabler og transformasjon av en de opprinnelige variablene ga regresjonsmodellen en sterkere evne til å forklare. Dette var en interessant indikator på at datamaterialet kanskje inneholder grunnlag for flere og bedre variabler enn de som vi har anvendt (Rajan og Zingales sett), og at uttrykket for gjeldsandelen kan forbedres med flere selskaps-spesifikke verdier som forklaringsvariabler.

Konklusjonen ble primært basert på den første regresjonsanalysen, og det vi kom fram til at variabelsettet som et lineært uttrykk for gjeldsandel hos norskregistrerte børsnoterte selskaper har en relativt lav evne til å forklare data, og at bedre forklaringssevne fordrer flere uavhengige variabler. Likevel er forklaringsvnen klart forskjellig fra 0, så de selskaps-spesifikke verdiene vi har anvendt har en beviselig forklaringssevne dersom uttrykket er lineært. Resultatene stemmer ganske godt overens med Rajan og Zingales sine, noe som styrker argumentasjonen for valg av relevante faktorer og tilhørende variabler (selskaps-spesifikke verdier). Inntrykket er dog at variablene som sett har et tak for hvor de kan forklare, mens robusthetstestene indikerer at datamaterialet kan gi opphav til flere og bedre variabler i det lineære uttrykke for gjeldsandel hos norskregistrerte børsnoterte selskaper.

Basert på funn og analyse av funnene kunne vi vurdere de hypotetiske bruksområdene og forventet nytteverdi som er presentert i innledningen. Signifikante resultater viser at tre av variablene har en beviselig kobling til gjeldsandel. Men siden forklaringskraften er så liten, er dette kanskje mest interessant ved konstruksjon av modeller som inkluderer flere (og andre) variabler. Dessuten virker det som om variabelsettet er ganske robust med tanke på anvendelighet og datagrunnlag. Dette er

nyttig informasjon for den som vil repetere studien med andre selskaper. Dessuten, og på tross av den lave forklaringskraften, ser vi for oss at den signifikante forskjellen fra 0 kan anvendes i en investeringsstrategi som er foreslått i innledningen, selv om det lineære uttrykket for gjeldsandel «aldri» treffer. Ved å sammenligne predikert gjeldsandel med virkelig, kan vi (kanskje naivt) se for oss at den retningen gjeldsandel til en portefølje av selskaper vil endre seg over tid, estimeres bedre med det lineære uttrykket vi fant, enn med et 50/50 utgangspunkt, hvor oppfatningen er at alt i praksis er tilfeldig. Hvordan man skal tjene penger på dette helt konkret har vi ikke kompetansen til å svare på. Men, dersom markedet ikke allerede har inkorporert sammenhengen (noe det godt mulig allerede har), kunne det kanskje gå an.

## Forord

Denne oppgaven markerer avslutningen av bachelorprogrammet i Økonomi og Administrasjon ved Høgskolen i Oslo og Akershus. Utgangspunktet for samarbeidet var vår felles interesse og nysgjerrighet for bedriftsøkonomiske fag. Spesielt tematikk innenfor finans var noe vi bestemte oss for å undersøke nærmere, og grunnlaget for oppgavens endelige utforming ble lagt tidlig.

Arbeidet med oppgaven har både vært spennende og krevende, og på veien har vi begge ervervet oss mye ny kunnskap, samt pusset opp på noe gammelt. Empiriske studier krever nødvendigvis noe repetitivt arbeid, og innføringen av tidsvariabelen i regresjonsmodellen medførte at datainnsamlingen og bearbeidelsen tok lengre tid enn først antatt. Å sette seg inn i de ulike funksjonalitetene til statistikk programmet Stata, noe som var kritisk for utførelsen av oppgaven, var også en tidkrevende prosess. Men et godt og konstruktivt samarbeid, spennende problematikk, og det faktum at undersøkelsen ikke har blitt gjennomført tidligere på norske forhold har opprettholdt motivasjonen gjennom semesteret.

Vi vil takke veilederen vår Øystein Strøm for hans tilgjengelighet, gode innspill til oppgaven og hjelp underveis i prosessen. Hans kunnskapsbase har vært til svært stor hjelp og inspirasjon, og hans formidling svært pedagogisk. Takket være Strøm ble vi tidlig introdusert for statistikkprogrammet Stata, som sammenlignet med andre statistikkprogram, som for eksempel SPSS, ikke har muligheten til å inkludere en tidsvariabel. Dette spare oss for mye tid, som vi isteden fikk brukt på oppgaven.

# Innholdsfortegnelse

<b>Sammendrag</b> .....	1-3
<b>Forord</b> .....	4
<b>Innholdsfortegnelse</b> .....	5-8
<b>Innledning</b> .....	8-9
<b>Teori</b> .....	10
<b>1.1 Kapitalstruktur</b> .....	10
<b>1.2 Miller Modigliani</b> .....	10
1.2.1 Miller og Modigliani .....	10
1.2.2 Forutsetninger for perfekte kapitalmarkeder .....	11
1.2.3 MM1 .....	11
1.2.4 Matematisk test av MM1 .....	11-13
1.2.5 MM2 .....	13-14
1.2.6 Beskatning .....	14
1.2.7 MM1 med skatt .....	14-15
1.2.8 MM2 med skatt .....	15-16
<b>1.3 Fordeler og ulemper ved å øke gjeldsgraden</b> .....	17
1.3.1 Agentkostnader .....	17
1.3.2 Kreditor som interessent .....	17
1.3.3 Krise- og konkurskostnader .....	17-18
<b>1.4 Tradeoff</b> .....	18-19
<b>1.5 Finansieringens hakkeorden</b> .....	19
<b>2.1 Sammenhenger og argumentasjon som oppgavens regresjonsmodell legger til grunn</b> .....	20
2.1.1 Rajan og Zingales .....	20
2.1.2 Håndfaste eiendeler .....	20
2.1.3 Vekstmuligheter .....	20-21
2.1.4 Selskapets størrelse .....	21
2.1.5 Lønnsomhet .....	21-22
2.1.6 Relevante forskningsresultat .....	22
<b>3.1 Metode</b> .....	22-23
<b>3.2 Viktige metoder forbundet med en deskriptiv presentasjon av data</b> .....	23
3.2.1 Standardavvik .....	23

3.2.2 Standardfeil.....	23-24
3.2.3 Konfidensintervall.....	24
3.2.4 Korrelasjon.....	24-25
3.2.5 Multippel lineær regresjon.....	25-26
<b>3.3 Utledning.....</b>	<b>26-27</b>
<b>3.4 Viktige forutsetninger for Multippel lineær regresjon etter minste kvadraters metode.....</b>	<b>27</b>
3.4.1 Krav til variabelenes målenivå.....	28
3.4.2 Homoskedastisitet.....	28
3.4.3 Linearitet.....	28
3.4.4 Normalfordelte feilledd.....	29
3.4.5 Akseptabel grad av multikollinearitet.....	29
3.4.6 Konsekvenser som følge av tidsdimensjon, faste effekter.....	29-30
3.4.7 Faste effekter-metoden.....	30-31
<b>3.5 Metode for analyse av regresjonsresultat.....</b>	<b>31</b>
3.5.1 Forklaringskraft $R^2$ .....	31-32
3.5.2 Koeffisienter.....	32
3.5.3 Standardiserte koeffisienter.....	33
3.5.4 Signifikans, slutningsstatistikk.....	33-34
3.5.5 F-test.....	35
3.5.6 T-test.....	35-36
<b>4.1 Data.....</b>	<b>36</b>
4.1.1 Beskrivelse av data.....	36-37
4.1.2 Forklaringsvariabler.....	37-38
4.1.3 Avhengig variabel.....	38
4.1.4 Forventet lineært uttrykk.....	38
4.1.5 Styrker og svakheter ved data.....	39-40
<b>5.1 Resultater.....</b>	<b>41</b>
5.1.1 Innledning.....	41
5.1.2 Resultater fra korrelasjonsanalyse mellom forklaringsvariabler og avhengig variabel .....	41-42

5.1.3 Korrelasjon.....	42-43
<b>5.2 Regresjonsmodell.....</b>	<b>43-44</b>
5.2.1 Forklaringskraft.....	45
5.2.2 F-test.....	45
5.2.3 Signifikanstest av de ulike koeffisientene (t-test).....	45-47
5.2.4 Lineært uttrykk.....	47
5.2.5 Standardiserte koeffisienter.....	47-48
<b>5.3 Sammenligning med Rajan og Zingales.....</b>	<b>48-49</b>
<b>5.4 Test av robusthet.....</b>	<b>49</b>
5.4.1 ln(eiendeler).....	49-50
5.4.2 Trimmede data.....	50
5.4.3 Transformasjon.....	50-51
<b>6.1 Oppsummering.....</b>	<b>52</b>
<b>7.1 Konklusjon.....</b>	<b>53</b>
<b>8.1 Bruksområder og nytteverdi.....</b>	<b>53-54</b>
<b>Litteraturliste.....</b>	<b>55-58</b>
<b>Vedlegg.....</b>	<b>59</b>
Vedlegg 1.....	59
Vedlegg 2.....	59
Vedlegg 3.....	60
Vedlegg 4.....	60
Vedlegg 5.....	61
Vedlegg 6.....	61
Vedlegg 7.....	62
Vedlegg 8.....	62
Vedlegg 9.....	63
Vedlegg 10.....	63
Vedlegg 11.....	64
Vedlegg 12.....	64
Vedlegg 13.....	65



## Innledning

Utgangspunktet for oppgavens problemstilling og innhold var et ønske om å studere et bedriftsøkonomisk felt med kvantitativ tilnærming. Dette fordi både styrker og interesse faller mest innenfor slike fag. Selv om vi innledningsvis var ganske åpne for hva som skulle studeres, kom ideen om å se på kapitalstruktur etter møte med veileder, hvor vi ble minnet på en studie gjort av Raghuram Govind Rajan og Luigi Zingales, som vi også leste om i forbindelse med faget foretaksfinans. Denne studiens kjerne var en regresjonsmodell som ble publisert av i «The Journal of Finance» i 1995, som en del av artikkelen, «What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence From International Data». Rajan og Zingales.

Denne regresjonsmodellen søker et eventuelt lineært uttrykk for et selskaps gjeldsandel basert på et sett selskapsspesifikke verdier. Rajan og Zingales gjorde sin studie basert på tall fra syv land over fire år, hvor regresjonsmodellen brukte snittverdiene for de fire årene. Vi ønsket å skille oss litt fra malen, og valgte derfor å inkludere tid som en variabel – det ble til en studie av paneldata. Dette fremstod også spennende, samt at i en situasjon hvor Norske data er mest aktuelt med hensyn på tilgang, var å inkludere en tidsdimensjon en fin måte å øke datasettets størrelse uten at antall kilder ble uoverkommelig. Likevel gjorde tidsdimensjonen datainnsamling langt mer omfattende – noe som i forbindelse med mye av det øvrige arbeidet ledet til en generell erkjennelse av at, «alt tar mer tid enn forventet - alltid». Vi hadde dessuten en forventning om at selskapsspesifikke data gir mer interessante svar dersom man fanger opp valg, tilpasninger og effekter som utøves aktivt eller som virker passivt over tid. Ettersom tid var inkludert, ble det også nødvendig å velge et tidsrom, og dette ble fort klart at skulle legges symmetrisk om finanskrisen (definert som 2008 for alle selskapene i populasjonen) basert på en tanke om at sammenhenger ble mer tydelige i en periode hvor pilene gikk fra å peke opp til en hvor de peker (eller forventes å peke) ned. Henviser til *Vedlegg 1 (gjennomsnittlig gjeldsandel hos norskregistrerte børsnoterte selskaper)*, som viser at dette intuitivt virker rimelig med hensyn på gjeldsandel. For å sikre god tilgang på både regnskapstall og oppdaterte markedsverdier avgrenset vi ytterligere ved å si at utgangspunktet for selskapspopulasjonen burde være norskregistrerte, børsnoterte selskap. Dessuten har børsnoterte selskaper en direkte tilgang på egenkapital gjennom sin børsnotering, et aspekt vi ønsket at regresjonsmodellen skulle ta hensyn til. Vi satte også en betingelse om at selskapene skulle eksistere og være børsnotert i hele perioden (2005-2011), noe som sikret fullstendige data, men som går på bekostning av muligheten til å generalisere fra utvalg til populasjon, «survivorship bias».

Valget av metode, det lånte variabelsettet og avgrensning av datagrunnlag ledet fram mot problemstillingen, som er, «Hvor godt kan gjeldsandel hos norske, børsnoterte selskaper uttrykkes

lineært på grunnlag av selskapsspesifikke verdier?»

Svar fra en slik regresjonsanalyse kan sikkert ha nytteverdi og bruksområder.

Det å vite hvorvidt en slik modell som vi anvender har en signifikant forklaringsgrad og hvilke enkeltvariabler som er signifikante, er interessant med tanke på «bevis» for sammenhengene mellom gjeldsandel og faktorene variablene representerer. Dessuten kan signifikans og forklaringskraft være interessant dersom man vil gjøre en ny studie med flere (og andre) variabler. Hvis modellen fremstår «god», kan det også være nyttig for den som vil repetere studien med andre typer selskap. Utover beskrivelse, ser vi også potensiell anvendelse knyttet til regresjonsuttrykkets prediksjonsfunksjon. Vi utelukker ikke at det fra et analytikerperspektiv kan være anvendelser av regresjonsresultatet knyttet til det å sammenligne modellens predikerte gjeldsandel og den reelle, og at denne forskjellen kan brukes til spekulasjon om hvilken retning selskapers gjeldsandel vil bevege seg i framtiden.

Kort oppsummert er oppgaven inndelt slik:

Først vil vi redegjøre for elementær teori rundt kapitalstruktur og gjeldsandel, før argumentasjon og logikk bak de faktorene/egenskapene som variablene representerer, gjennomgås. Deretter presenterer vi metode knyttet til selve regresjonsmodellen, med vekt på sammenhenger den legger til grunn, hvordan den er utledet, og hvordan resultatene fra den skal tolkes. Enkel metode for deskriptiv beskrivelse av data er også kortfattet forklart. Så presenteres datamaterialet, og hvilke selskapsspesifikke verdier (variablene) som regresjonsmodellen anvender. Resultat og analyse begynner med korrelasjonskoeffisienter (som er en variabelspesifikk analyse) og deretter regresjonsresultatene med den opprinnelige modellen, supplert med robusthetstester. Konklusjon vil primært baseres på opprinnelig regresjonsmodell, mens robusthetstester utgjør en slags kommentar. Bruksområder og nytteverdi vil til sist presenteres, ut ifra de forslag til mulig anvendelse og verdi som ble foreslått innledningsvis, basert på resultater og konklusjon.

## TEORI

Teorikapittelet er todelt. Først presenteres grunnleggende prinsipper og modeller for valg av gjeldsandel og gjeldsgrad. Dette er fundamentet som moderne teori rundt kapitalstruktur bygger på, og det gjelder også Rajan og Zingales regresjonsmodell. Mye av dette illustrerer dessuten godt at det er klare (og noen overordnede) faktorer som angår ethvert selskap, men som regresjonsmodellen ikke forventes å fange opp fullverdig.

Deretter vil vi redegjøre for argumentasjonen bak de variablene (selskapsspesifikke nøkkelverdier) som regresjonsmodellen faktisk anvender. Selve nøkkelverdiene vil bli vist i datakapittelet.

### 1.1 Kapitalstruktur

Kapitalstruktur handler prinsipielt om hvordan bedrifter skaffer til veie kapital til å finansiere drift og nye prosjekter/ekspansjon. Det er et mangfold av muligheter for hvordan kapitalen kan hentes inn, men av størst betydning er skillet mellom egenkapitals- og gjeldsfinansiering. Egenkapital innebærer tildeling av eierskap, og gir da kilden innflytelse over hvordan bedriften ledes, dets retningsvalg og krav på deler av utbyttet når dette deles ut. Gjeldsfinansiering innebærer avtaler eller verdipapirer (obligasjoner) hvor selskapet er forpliktet til å betale for kapitalen, normalt uavhengig av hvilken situasjon og tilstand selskapet befinner seg i. Kreditor har da ingen rettigheter og krav utover det bedriften er forpliktet til å betale.

Kapitalstruktur i denne studien vil dreie seg om gjeld som andel av total kapital, som også er avhengig variabel i regresjonsmodellen. Under teorien vil ofte enheten være gjeld i forhold til egenkapital (gjeldsgrad), fordi sammenhengene lar seg enklere presentere slik.

### 1.2 Miller og Modigliani

#### 1.2.1 Miller og Modigliani

Franco Modigliani and Merton Miller publiserte i 1958 en artikkel hvor de redegjorde for to proposisjoner som beskrev sammenhengen mellom gjeldsgraden til et selskap og selskapets verdi (MM1), samt mellom gjeldsgrad og avkastningskrav til egenkapital og total kapital (MM2). Begge bygger på ganske ekstreme og noe urealistiske betingelser, men modellene og tankegangen utgjør likevel rammeverk for mer «oppdaterte» tilnærminger.

### 1.2.2 Forutsetninger for perfekte kapitalmarkeder

Miller og Modigliani etablerte først et sett med forutsetninger (Berk og DeMarzo 2011, 483):

- Alle markedsaktører kan fritt kjøpe og selge verdipapirer, til konkurransedyktige priser, som er lik nåverdien av verdipapirets fremtidige kontantstrømmer.
- Det er ingen form for beskatning (denne forutsetningen vil vi senere se bort fra), transaksjonskostnader eller andre kostnader forbundet med kjøp og salg av verdipapirer.
- Finansieringsbeslutninger har ingen innvirkning på selskapets kontantstrømmer, og frigir heller ikke informasjon om dem.

### 1.2.3 MM1

(Berk og DeMarzo 2011, 479-488). Første proposisjon sier at verdien av et selskap ikke påvirkes av hvordan det er finansiert. Et selskap vil derfor uavhengig av hvor kapitalen kommer fra, ikke ha noe verdimessig å tjene på å øke eller redusere gjeldsgraden. Miller og Modigliani redegjør for denne sammenhengen ved en test for potensiell arbitrasjegevinst. Arbitrasjegevinst skal teoretisk sett ikke kunne forekomme med forutsetningene nevnt ovenfor. Det finnes flere måter å bevise MM1 på, vi gjør det algebraisk.

### 1.2.4 Matematisk test av MM1

Vi forutsetter at det er 2 selskaper, hvor det ene er finansiert med en blanding av egenkapital og gjeld, og det andre med bare egenkapital.

$$\text{Selskap 1: } V_1 = E_1 + D_1 \quad (1)$$

$$\text{Selskap 2: } V_2 = E_2 \quad (2)$$

V: selskapsverdi      E: egenkapital      D: gjeld

Ved neste periode vil aksjeeierne i selskap 1 og 2 få henholdsvis:

$$\text{Div}_1 = x - r_D \times D_1 \quad (3)$$

$$\text{Div}_2 = X \quad (4)$$

X: kontantstrøm generert       $r_D$ : rente på lån

La oss først postulere at selskap 2 er mer verdt enn selskap 1:  $V_2 > V_1$ .

Så si at en spekulant shorts selger aksjer i selskap 2,  $\alpha V_2$ , og bruker kapitalen til å kjøpe seg inn i

egenkapitalen i selskap 1, og en gjeldsfordring (obligasjoner) slik at forholdet mellom gjeld og egenkapital tilsvarer det som ses i selskap 1. Første likning uttrykker kilde og anvendelse av kapital.

$$\alpha V_2 = \frac{\alpha V_2}{V_1} \times D_1 + \frac{\alpha V_2}{V_1} \times E_1 \quad (5)$$

$\alpha V_2$ : andelen av  $V_2$  som shorts selges

Ved neste periode, vil spekulanten oppnå følgende kontantstrøm:

$$P = -\alpha X + \frac{\alpha V_2}{V_1} \times r_D D_1 + \frac{\alpha V_2}{V_1} \times (X - r D_1) = \alpha \left( -1 + \frac{V_2}{V_1} \right) X \quad (6)$$

P: profitt etter utbytte/rente, og etter at aksjer selges, obligasjoner selges, og aksjer returnerer aksjer til den som lånte ham.

Hvis  $V_2 > V_1$ , så er uttrykket (likning 6) positivt, for alle verdier av X (utenom 0), og spekulanten har oppnådd **arbitrasjegevinst**, og derav kan ikke (under forutsetningene)  $V_2$  være mer verdt enn  $V_1$ .

Hvis vi nå gjør det omvendte. Si at selskap 1 er mer verdt enn selskap 2:  $V_1 > V_2$ . Spekulanten shorts selger en andel av  $V_1$  sin egenkapital ( $\alpha E_1$ ), og tar opp et lån  $\alpha D_1$ . Kapitalen brukes så til å kjøpe seg opp i Selskap 2 sine aksjer tilsvarende  $\alpha V_1/V_2$ . Første likning uttrykker kilde og anvendelse av kapital.

$$\alpha E_1 + \alpha D_1 = \frac{\alpha V_1}{V_2} \times V_2 \quad (7)$$

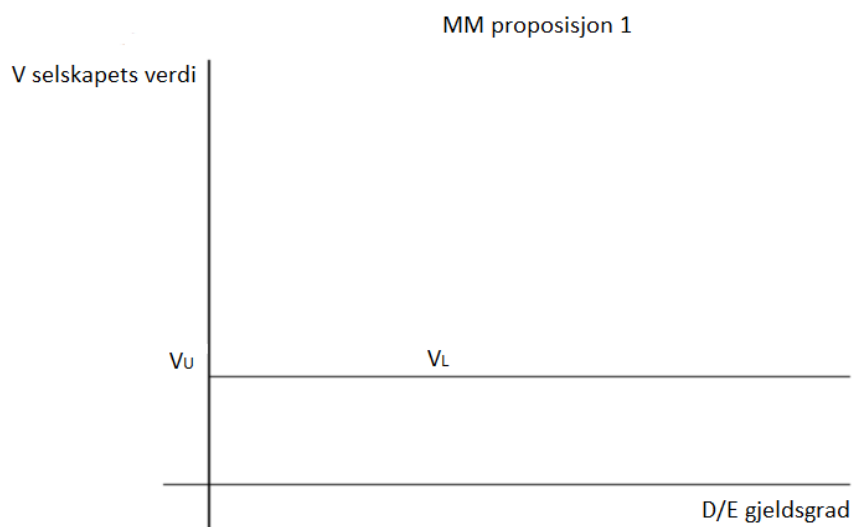
Ved neste periode vil spekulanten oppnå følgende kontantstrøm:

$$P = -\alpha(x - r_D \times D_1) - r_D \times \alpha D_1 + \frac{\alpha V_1}{V_2} \times X = \alpha \left( -1 + \frac{V_1}{V_2} \right) x \quad (8)$$

P: profitt etter utbytte/rente, og etter at aksjer selges, obligasjoner kjøpes tilbake, og aksjer returnerer aksjer til den som lånte ham.

Hvis  $V_1 > V_2$ , så er uttrykket (likning 8) positivt for alle verdier av X (utenom 0), og spekulanten har oppnådd **arbitrasjegevinst**, og derav kan ikke (under forutsetningene)  $V_1$  være mer verdt enn  $V_2$ .

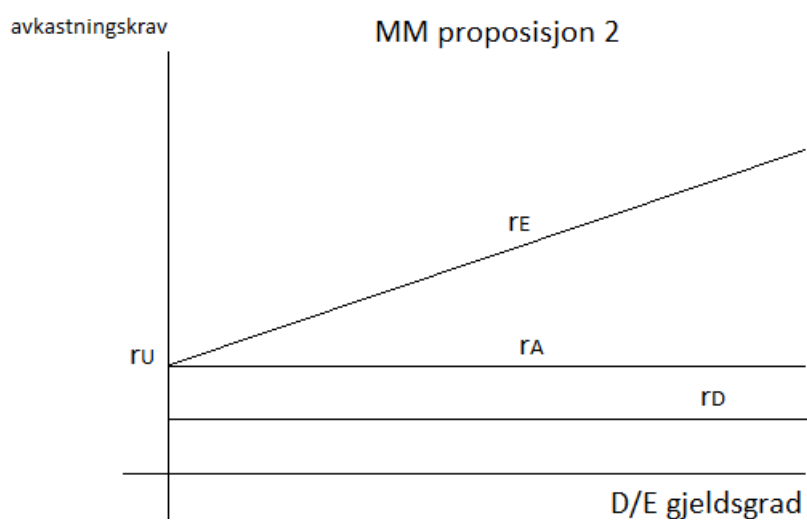
Vi har da vist at under gitte forutsetninger er hverken  $V_1 > V_2$  og  $V_1 < V_2$  mulig, og derfor må  $V_1 = V_2$ , og kapitalstruktur (i denne forstand gjeld eller ikke gjeld) har ikke noen innvirkning på verdien av et selskap. Dett illustreres i *figur 1* under.



Figur 1: Selskapets totale verdi er uavhengig av investeringsbeslutning

### 1.2.5 MM2

(Berk og DeMarzo 2011, 488-491). Miller og Modiglianis andre proposisjon bygger på de samme betingelser som nevnt over, og sier at den gjennomsnittlige kapitalkostnaden (WACC) forblir uendret selv om kapital i økende grad hentes fra gjeldsfinansiering (som har et lavere avkastningskrav). Dette skyldes at kapitalkravet til egenkapitalen stiger med høyere finansiell risiko (som gjeldsfinansiering medfører) og virker som en buffer. Man kan se av *figur 2* under, at når betingelsene over gjelder, vil egenkapitalens kapitalkrav stige lineært med økning av gjeldsgraden. Sammenhengen innebærer at det ikke finnes noen optimal kapitalstruktur dersom selskapets ambisjon er lavest mulig kapitalkrav.



Figur 2: Selskapets totale kapitalkrav forblir uendret ved økende gjeldsgrad.

Uttrykt matematisk er sammenhengen:

$$r_A = r_D \times \frac{D}{(D+E)} + r_E \times \frac{E}{(D+E)} \quad (9)$$

$$r_E = r_A + (r_A - r_D) \times \frac{D}{E} \quad (10)$$

$r_A$  : Det vektete kapitalkravet, WACC     $r_E$ : Forventet avkastning på egenkapitalen     $r_D$ : Gjeldsrente  
D: Gjeld    E: Egenkapital    A: totalkapital

### 1.2.6 Beskatning

(Berk og DeMarzo 2011, 508-519). Beskatning har stor innvirkning på hva som optimaliserer kapitalstruktur. Vi tar utgangspunkt i MM's tilnærming, men erstatter forutsetninger med at selskapet holder samme kapasitet, og at alt overskudd blir fordelt til aksjonærer som dividende.

For enkelhets skyld, introduserer vi først kun skatt på selskapets resultat (skattesats er  $T_c$ ). Dette betyr at verdier som *selskapet* generer, men som tildeles kreditorer i form av renter, ikke vil bli beskattet. Dette gjør at det er mer av resultatet som ender som betaling for renter, det større er den totale summen som tilfaller aksjeeiere og kreditorer samlet.

### 1.2.7 MM1 med skatt

Uttrykket under viser summen av kontantstrømmene som tilfaller både eiere og kreditorer.

$$(EBIT - r_D \times D) \times (1 - T_c) + r_D \times D \quad (11)$$

$T_c$ : aksjeselskapets skattesats

Fordelen med gjeldsfinansiering når skatt inkluderes, kan illustreres ved å se at summen av den totale kontantstrømmen maksimeres når uttrykket  $r_D \times D$  konvergerer mot EBIT.

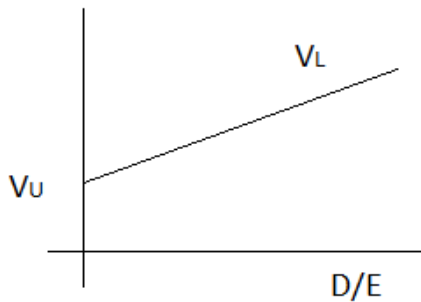
Alternativt kan dette uttrykkes som:

$$EBIT \times (1 - T_c) + r_D \times D \times T_c \quad (12)$$

hvor det første leddet er kontantstrømmen til et gjeldfritt selskap, og siste ledd er «renteskattefordelen», som oppstår når selskapet erstatter noe av sin egenkapitalfinansiering med gjeldsfinansiering. Da er det intuitivt slik at en maksimering av gjeld (under gitte forutsetninger, og uten hensyn til andre konsekvenser ved høy gjeldsgrad), gir en maksimering av den totale kontantstrømmen. En viktig forutsetning er at man har positivt resultat (EBIT) å trekke

rentekostnader fra.

Når begge ledd forventes konstante over tid, og de i tillegg diskonteres med sine respektive kapitalkrav ( $r_U$  og  $r_D$ ), vil uttrykket for selskapets verdi være:  $V_L = V_U + D \times T_c$  som viser verdigevinsten av å gå fra en ren egenkapitalfinansiering til å introdusere gjeld. Dette uttrykket vil åpenbart stige når gjeldsgraden øker. Denne sammenhengen illustreres i *figur 3* under.



Figur 3: Selskapsverdi stiger ved økt gjeldsopptak

### 1.2.8 MM2 med skatt

MM2 med skatt viser den samme tendensen som over, hvor nå krav til avkastningen på egenkapitalen er:

$$r_E = r_U + (r_U - r_D)(1 - T_c) \times \frac{D}{E} \quad (13)$$

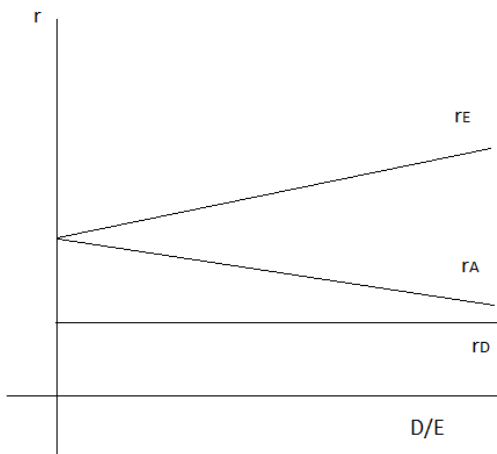
Som man kan se er dette uttrykket mindre enn ved tilsvarende gjeldsgrad uten skatt som følge av skatt.

Uttrykket for det totale kapitalkravet, WACC, blir da:

$$r_A = r_E \times \frac{E}{(E+D)} + r_D \times (1 - T_c) \times \frac{D}{(E+D)} \quad (14)$$

Dette viser at også avkastningskravet til total kapitalen er lavere ved gjeld enn uten, dersom man tar hensyn til selskapsskatt. Et lavere diskonteringskrav er analogt med høyere nåverdi, og det er helt i tråd med logikken over (MM1 med skatt) om at selskapets verdi stiger med gjeldsgrad når bedriftsskatt er introdusert. *Figur 4* under viser det fallende avkastningskravet som gjeldsfinansiering medfører, når selskapet betaler skatt, men uten øvrige beskatning.





Figur 4: Avkastningskravet til totalkapitalen blir lavere ved opptak av gjeld.

Men at det dreier seg om én form for beskatning er en sterk forenkling. Det vil gjerne være slik at kreditorer skattes for den renteinntekten de «tjener», og aksjeeierne må (i mange land gitt at ikke eierne er representert ved et aksjeselskap (skatten blir «utsatt»)) betale skatt på eventuell dividende eller kursstigning.

Den totale kontantstrømmen som tilfaller eiere og kreditor(er) vil da være:

$$(EBIT - r_D \times D) \times (1 - T_c)(1 - T_d) + r_D \times D \times (1 - T_i) \quad (15)$$

$T_c$ : selskapskatt (aksjeselskap)       $T_d$ : skatt på utbetalt utbytte (dividende)

$T_i$ : Skatt på kreditors renteinntekter

Dette kan skrives om til:

$$EBIT(1 - T_c)(1 - T_d) + r_D \times D \times (1 - T_i) \times \left[1 - \frac{(1 - T_c)(1 - T_d)}{(1 - T_i)}\right] \quad (16)$$

Første ledd uttrykker kontantstrøm uten gjeld, og ledd nummer to viser effekten på total kontantstrøm som følge av å ta opp gjeld. Dersom uttrykket innenfor klammene er positivt vil den totale kontantstrømmen og selskapsverdien være større enn ved et null-gjeldstilfelle. Er det negativt, vil kontantstrøm og selskapsverdi falle når gjeld tas opp. Skulle uttrykket være null, vil det under gitte forutsetninger ikke være noe incentiv til å endre gjeldsgraden (kapitalstrukturen).

Verdien av selskapet når man vurderer ut ifra det som tilfaller aksjeeier og kreditor samlet, blir da:

$$V_U + D \times \left[ 1 - \frac{(1-T_c)(1-T_d)}{(1-T_i)} \right] \quad (17)$$

$T_c$  = selskapsskatt (aksjeselskap)       $T_i$  = skatt på kreditors renteinntekter

$T_d$  = skatt på ubetalt utbytte (dividende)

### 1.3 Fordeler og ulemper ved å øke gjeldsgraden

#### 1.3.1 Agentkostnader

Det vil «alltid» eksistere en risiko for at daglig leder handler basert på egne og selvdefinerte incentiv (Berk og DeMarzo 2011, 11-12). Dette gir opphav til Prinsipal-agent-problem, som det å være skyldig gjeld kan ha en gunstig effekt på. Rentebetalinger og avdrag reduserer «fri kontantstrøm», noe som begrenser daglig leders spillerom og legger bånd på personlige ambisjoner (Berk and DeMarzo, 557). For øvrig kan prinsipal-agent-problem også oppstå mellom selskap og kreditor, hvor et konkurstruet selskap utnytter at det er asymmetri mellom den informasjonen selskapet og kreditor besitter. Dersom konkurs er alternativet, vil selv et risikofyllt (og forventet ulønnsomt) prosjekt kunne være attraktivt dersom det er kreditor som manipuleres til å betale for investeringen.

#### 1.3.2 Kreditor som interessent

En seriøs kreditor vil dessuten i takt med økende lånebeløp engasjere seg i selskapets kapitalforvaltning, drift og fremtid; og det er ikke usannsynlig at långiver påtar seg en konsulterende, reviderende og disiplinierende rolle. Långiver kan eventuelt også utøve innflytelse gjennom klausuler i lånekontrakt (såkalte covenants) (Berk og DeMarzo, 558). Kreditor er som regel en mer konservativ «investor» sammenlignet med diversifiserte ytere av egenkapital, noe som gir mening i og med at kreditors fortjeneste er oppad begrenset til lånerenten.

#### 1.3.3 Krise- og konkurskostnader

(Berk og DeMarzo, 542-546). Dette er kostnader forbundet med eventuell konkurs, og fordi disse tenderer med å stige med gjeldsgrad, er de motvekten som stopper selskapet fra å «maksimere» gjeldsandelen, når skattesatsene er slik at det gir mening (henviser til uttrykket over for rentegevinst ved gjeld). Disse kostnadene inndeles i direkte og indirekte.

##### **Direkte krise- og konkurskostnader**

Direkte kk-kostnader er forbundet med en realisert avvikling av selskapet, og det dreier seg om både ekspert- og kvalifisert kompetanse for å administrere prosessen (f.eks. advokater og revisor), samt

om kostnader som oppstår ved likvideringen av selskapets aktiva. Disse kostnadene vil normalt stige dersom selve avvikling- og konkursfordelingen blir langvarig.

### **Indirekte krise- og konkurskostnader**

Indirekte kk-kostnader er kostnader koblet til sannsynligheten for at en konkurs skulle kunne inntreffe. Det vil gi utslag i mange sammenhenger, men dreier seg gjerne om forhold til andre, hvor samarbeidspartnere vil ha kompensasjon for økt risiko, eller hvor noen søker å profitere på konkursrisikoen.

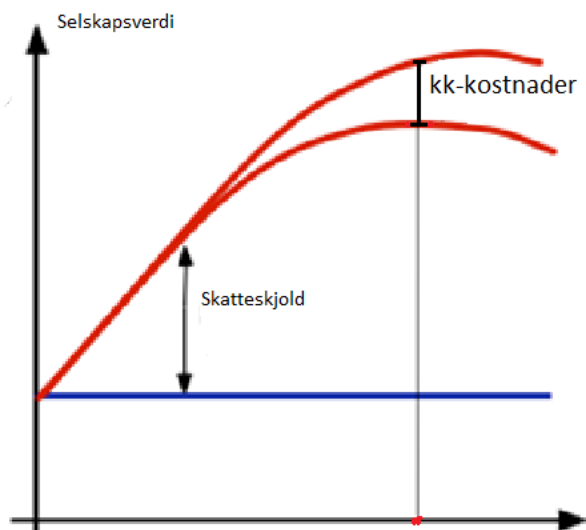
Dette kan medføre økte kostnader, tapte inntekter eller tap av sentrale interesser. Eksempler på dette kan være:

- Kunder som vektlegger et varig og forutsigbart forhold til leverandør, og som risikerer noe hvis leverandøren skulle gå konkurs, kan trekke seg fra videre samarbeid dersom sannsynligheten for konkurs blir for høy.
- Kunder kan også være konsekvent trege med betalinger, fordi de er kjent med leverandørens konkurstrussel, og ser potensiell gevinst i at ikke alle kundefordringer vil bli innkrevd av et eventuelt konkursbo.
- Banker og andre tilbydere av gjeld kan dessuten forlange større sikkerhet, høyere rente, eller sette betingelser som gjør at selskapet får en begrenset adgang til kapital. Lavere (svak) likviditet er nesten alltid problematisk.
- Forhold til leverandører kan også påvirkes, fordi leverandør ser sannsynlige problem i å være låst til en kunde som risikerer en konkurs – for eksempelvis hvis kunden opplever tap av betalingsevne. Denne tendensen vil sannsynligvis styrkes av hvor mye som er investert i kundeforholdet, og som ikke har en tilfredsstillende alternativ anvendelse.
- Ansatte som sier opp er et naturlig problem, og kostnadene forbundet med det er knyttet til både tap av kompetanse og merkostnader for å holde på de ansatte eller innhente nye.
- At ledelsens tid blir brukt på å pleie forhold til interesser på bekostning av prosjekter er dessuten uheldig for fokus, verdiskaping og fremtid.

### [1.4 Tradeoff](#)

Hvis man forutsetter en skattefordel forbundet med å ha gjeld, og tiltakende kk-kostnader ved det samme, vil det teoretisk sett finnes en gjeldsandel som maksimerer selskapsverdien. Denne inntreffer når økningen av skattefordelen (den deriverte) er identisk med økningen av kk-kostnader

(den deriverte) (Berk og DeMarzo 2011, 550-552. Myers 1984).



Figur 5: Tradeoff mellom skattefordel og tiltakende kk-kostnader (Gowda 2016).

Da vil de på grunnlag av disse to effektene ikke være noen intensjon om å endre på gjeldsandelen. Stewart C Myers presenterer i sin artikkel «Capital structure puzzle» (1984) at gjeldsandelen vil være forskjellig fra den optimale på grunn av kontinuerlige justeringer som alltid forekommer, og som ikke lar seg innkalkulere perfekt. At det med krise- og konkurskostnader eksisterer en teoretisk optimal gjeldsandel, illustreres av *figur 5*.

### 1.5 Finansieringens hakkeorden

Et annet viktig prinsipp, med teoretisk utledet betydning for valg av kapitalstruktur, er ideen om «finansieringens hakkeorden» (Myers 1984. Berk og DeMarzo, 570-571). Dette bygger på asymmetrisk informasjonsnivå mellom de som søker kapital (selskapet/ledelsen), og de som forvalter kapital (investorer). Dersom selskapet utlyser at de ønsker tilførsel av ekstern egenkapital, vil investorene anta at selskapet «selger» overprisede aksjer i og med at egenkapital velges over gjeld. De vil dermed ikke være villig til å betale selskapets prisforslag (teoretisk sett uavhengig av hvorvidt overpris faktisk er tilfelle). Denne prosessen er også selskapets ledelse klar over. Resultatet er at selskapet selv heller mot en «preferanseorden» for kapitalkilder; hvor man i hovedsak ønsker å bruke interne midler, deretter å benytte seg av lånefinansiering, og til sist, og minst «ønskelig», henter ekstern egenkapital.

## 2.1 Sammenhenger og argumentasjon som oppgavens regresjonsmodell legger til grunn

### 2.1.1 Rajan og Zingales

Det er som nevnt i innledningen regresjonsmodellen som Raghuram G. Rajan og Luigi Zingales lanserte som del av artikkelen, «What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data» (1995), som utgjør utgangspunktet for denne oppgaven. Regresjonsmodellen søker å beskrive sammenhengen mellom gjeldsandel og et sett definerte bedriftsøkonomiske, selskapspecifikke verdier lineært, hvor verdiene som type er valgt fordi de tidligere har vist å konsistent være korrelert med gjeldsandel, og fordi det for alternative faktorer kan være vanskelig å lage tilfredsstillende variabler (Rajan og Zingales 1995).

De fire faktorene som inkluderes er: mål for håndfaste eiendeler (tangibility), mål for vekstmuligheter, mål for størrelse, og mål for lønnsomhet (Rajan og Zingales 1995). Hvorfor disse bedriftsspesifikke egenskapene/faktorene kan knyttes til valg av kapitalstruktur vil kort og teoretisk redegjøres for under. De konkrete selskapsverdiene (variablene) som brukes for å representere teorigrunnet (de fire egenskapene/faktorene), vil som nevnt tidligere bli forklart i datakapittelet.

### 2.1.2 Håndfaste eiendeler

(Rajan og Zingales 1995). En høy andel håndfaste eiendeler, uttrykker hvor verdimesig stabilt aktiva er. En høy grad av dette er betryggende for kreditor, fordi han kan forvente at det er verdier tilgjengelig for sikkerhet, tilbakebetaling og at det ved en konkurs med påfølgende likvidering av selskapets verdier, vil være vesentlige restverdier til fordeling. I tillegg til en betrygget kreditor, vil det å sitte med eiendeler som har «stabil» verdi kunne gjøre faren for eventuelle krise- og konkurskostnader svakere, sikkert mye siden eksterne aktører/interessenter opplever selskapet som verdimesig forutsigbart. Gjeldsytere er da mer villig til å innvilge selskapet (bedre) lån, samtidig som selskapet kan «bære» høyere gjeldsgrad. Resultatet er at høy andel varige driftsmidler stimulerer både tilbud og etterspørsel for gjeldsfinansiering. Positiv sammenheng mellom andel varige driftsmidler og gjeldsgrad er derfor logisk sett forventningen.

### 2.1.3 Vekstmuligheter

(Rajan og Zingales 1995). Vekstmuligheter er knyttet til gjeldsgrad på flere vis. Dersom det foreligger gode vekstmuligheter – altså prosjekt med høy *forventet* NPV, vil operativ ledelse søke

egenkapitalfinansiering. Dette skyldes at ledelsen vet at finansiering med gjeld begrenser de investeringsmuligheter man vil ha i framtiden, i og med at renter og avdrag må tilbakebetales, sammenlignet med egenkapital som ikke innebærer noen forpliktelse til å utbetale før det vedtas. Dersom markedet deler oppfatningen om at det foreligger vesentlige muligheter for vekst, vil prisen man oppnår ved aksjeemisjon også være gunstig. Riktignok uttrykker finansierings hakkeorden at dersom selskapet aktivt *velger* å hente egenkapital ved utstedelse av nye aksjer, vil investorene forvente at dette skyldes at ledelsen i selskapet vet at aksjen er overpriset, og investorene «takker nei» til den prisen som tilbys. Argumentasjonen tilsier, på tross av finansierings hakkeorden, at gjeldsgraden faller når selskap opplever gode vekstmuligheter.

#### 2.1.4 Selskapets størrelse

(Rajan og Zingales 1995). Bedriftens størrelse kan virke inn på gjeldsgraden på flere vis. Størrelse blir eksternt ofte ansett som en indikasjon på soliditet og forutsigbarhet, og redusert risiko for konkurs. Det er særlig fordi størrelse forbindes med diversifisert aktivitet, og derav en mindre volatil kontantstrøm. En slik buffer mot svingninger og tap vil slå direkte inn på selskapets krise- og konkurskostnader forbundet med gjeld, siden gjeldsfinansieringen i seg selv ikke er noe problem hvis man er trygg på at selskapet har en tilstrekkelig inngående kontantstrøm til renter, avdrag og øvrige gjeldsrelaterte utbetalinger. Man kan si at selskapets størrelse har betydning for «bæreevnen» med hensyn på gjeldsgrad. Et selskap som i kraft av sin størrelse har redusert risiko vil dessuten være attraktivt for tilbydere av gjeld, som søker sikker tilbakebetaling. Utlåner vil gi uttrykk for dette ved å yte gode betingelser. Resultatet er at både selskap og kreditor er tjent med at selskapet øker gjeldsgrad gjennom lån. Motsatt vil derfor selskaper som er mindre av størrelse, etterspørre lån og tildeles lånebetingelser som begunstiger en lavere gjeldsgrad. Et motsigende argument er at størrelse demper effekten av finansierings hakkeorden. Asymmetrien mellom marked og selskap for selskapsspesifikke opplysninger faller når selskapet vokser (store selskap frigir ofte mer informasjon). Dette medfører at selskapet kan hente inn egenkapital med mindre risiko for å bli møtt med «anklage» om at aksjene er overpriset. På bakgrunn av dette resonnementet vil størrelse gjøre innhenting av egenkapital enklere og stimulere bedriften til mer egenkapital. Argumentasjonen samlet tilsier likevel at økt selskapsstørrelse er forbundet med en økt gjeldsandel.

#### 2.1.5 Lønnsomhet

(Rajan og Zingales 1995). Sammenhengen mellom lønnsomhet og gjeldsgrad er tilknyttet teorien om finansierings hakkeorden som i prinsipp er redegjort for over. Resonnementet bygger på det at selskaper foretrekker å finansiere drift og ekspansjon med internt genererte midler (tilbakeholdt

overskudd). Som alternativ vil det i henhold til hakkeordenen først være interessant å søke gjeldsfinansiering. Men dersom selskapet er lønnsomt, så vil behovet for ekstern kapital falle, og selskapets verdi kan øke uten at gjelden gjør det. Dermed er det å forvente at gjeldsgraden faller (over tid) når selskapet driver lønnsomt. Det bør påpekes at når et selskap vokser som følge av lønnsomhet, så vil jo lønnsomheten kunne drive fram økt gjeldsgrad i henhold til argumentasjonen om selskapsstørrelse og gjeldsfinansiering over, men dette er nok en effekt som utøves med stor grad av forsinkelse.

### 2.1.6 Relevante forskningsresultat

Tabell 1: Tidligere litteratur: (Kilde 1: Ghi, Tran Nha: Aug 2016. Kilde 2: Barkley, Morellec og Smith: Jan 2006. Kilde 3: Nijenhuis, Koert te: Des 2016. Kilde 4: Moss og Sporleder: 2004. Kilde 5: Gill og Mathur: 2011. Kilde 6: Kamau og Muiru: 2014. Kilde 7: Alzomaia: 2014. Kilde 8: Alcock, Steiner og Tan: 2014. Kilde 9: Agathee, Chong, Fowdar, Lamport og Sannasse: 2009. Kilde 10: Fan, Titman og Twite: 2012. Kilde 11: Song: Jan 2005.)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	$\bar{\rho}$	$\rho_e$
$X_S$	****	+	***	****	+	+	****	-	****	****	****	+	+
$X_{HE}$	-	+	+	****	-	-	****	***	-	****	****	+	+
$X_V$	+	-*	-	****	-*	+	***	****	-*	****	**	-	-
$X_L$	****	-*	+	+	-	+	****	****	-	****	****	-	-

Tabell 1: \*\*\*\* $p < 0,01$  \*\* $p < 0,05$  \* $p < 0,10$ .  $X_S$ = Selskapets størrelse,  $X_{HE}$  = håndfaste eiendeler,  $X_V$ = Vekstmuligheter og  $X_L$ = Lønnsomhet,  $\bar{\rho}$ = «summert» fortegn,  $\rho_e$ =forventet fortegn basert på teorien over. 1,2,3, ... , 11: referanse til kilde. Denne tabellen viser resultat ved Pearson-korrelasjons- eller multiple lineære regresjonsanalyser presentert i artikler med varierende problemstilling og kontekst. Konsolidert fortegn venter alle artiklene likt (forutsatt at resultatene er signifikante ved  $p < 0,05$ ). Artiklene varierer for øvrig mye i datagrunnlag og faglig nivå. Dette er ikke ment som noe form for bevis, men en illustrasjon av hvor mye sammenheng og resultat varierer innenfor dette området, selv om det «summerte» resultatet stemmer overens med hva man forventer etter argumentasjonen bak faktorene, som ble presentert over.

### 3.1 Metode

Som nevnt i innledningen vil denne oppgavens regresjonsmodell være basert på den Rajan og Zingales anvendte. Dette innebærer at vi også anvender en multippel, lineær regresjonsmodell, med samme sett variabler. Vi gjør dog enkelte justeringer. Rajan og Zingales gjorde om fire årlige observasjoner til gjennomsnittsverdier, sannsynligvis fordi tallene da ble mer robuste overfor svingninger. Vi har valgt å inkludere en tidsdimensjon i regresjonen, slik at de selskap som er inntatt i studien er representert med 7 sett observasjoner (2005-2011). Dette gir slik vi ser det, en sterkere evne til å fange opp effekten av valg og tilpasninger som kontinuerlig gjøres, både aktivt og passivt. Vi legger dessuten tidsrommet symmetrisk om tidspunktet for finanskrisen (som vi definerer for 2008 for alle selskap). Dette fordi vi forventer at sammenhenger rundt gjeldsandel blir mer fremtredende i en periode som går fra at pilene peker oppover til en periode hvor pilene peker (eller forventningen om at pilene vil peke) ned. Henviser igjen til *vedlegg 1*, som illustrerer at gjeldsandelen som årlig gjennomsnitt over tidsperioden, svinger vesentlig hos norskregistrerte børsnoterte selskap . Under redegjøres det for metodene som skal anvendes, hvor det hovedsakelig vil dreie seg om regresjonsmodellen, med vekt på forståelse, utledning og tolkning av resultater. Innledningsvis presenterer vi også enkel metode knyttet til den deskriptive presentasjonen av data som følger i datakapittelet, samt grunnleggende sammenhenger som regresjonen og analysen av den legger til grunn.

### 3.2 Viktige metoder forbundet med en deskriptiv presentasjon av data

#### 3.2.1 Standardavvik

Standardavvik er et mål på variasjonen i empiriske data eller en sannsynlighetsfordeling. For denne oppgaven er standardavvik for data det interessante. Standardavvik kan betraktes som den gjennomsnittlige avstanden fra en enkel observasjon til gjennomsnittet for samtlige observasjoner.

Verdien kalkuleres ved å kvadrere hver observasjons avstand fra gjennomsnittet, og så summere. Deretter deles resultatet på antall frihetsgrader (N-1), og kvadratroten av dette er standardavviket. Tilnærmingen løser problemet med utlignende fortegn, og medfører at ekstreme verdier i datamaterialet gis *ekstra* stor betydning.

Matematisk uttrykk for standardavviket for et datamateriale (variabel x) er (Ubøe 2012, 25):

$$S_{N-1} = \sqrt{\left(\frac{1}{N-1}\right) * \left(\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2\right)} \quad (18)$$

x: variabel       $S_{N-1}$ : standardavviket til x      N: antall observasjoner       $x_i$ : observasjon i



$\bar{x}$ : gjennomsnittlig x-verdi

### 3.2.2 Standardfeil

Standardfeil er et uttrykk for standardavviket til en utvalgsfordeling rundt en verdi hos populasjonen, som man hypotetisk trekker et «uendelig» antall utvalg fra (Brown 1999). Spredningen rundt populasjonsverdiene konverger mot en normalfordeling med fallende standardfeil i takt med at utvalgsstørrelsen øker. Standardfeil vil være særlig sentralt for signifikanstest av regresjonsmodellens koeffisienter, men i første rekke redegjør vi for sammenhengen med hensyn til gjennomsnitt som estimat. Denne uttrykkes slik (Christoffersen, Johannesen og Tufte 2016, 367):

$$SE = \frac{S}{\sqrt{N}} \quad (19)$$

N: utvalgets størrelse    S: utvalgets standardavvik

### 3.2.3 Konfidensintervall

Konfidensintervall er utledet fra standardfeil, og uttrykker et intervall hvor man med en viss (definert) sikkerhetsgrad kan forvente at en ukjent populasjonsverdi befinner seg innenfor (Ubøe 2012, 172). For gjennomsnittsverdi er følgende et uttrykk for konfidensintervallet (Christoffersen, Johannesen og Tufte 2016, 369):

$$CI = \bar{x} \pm t \frac{S}{\sqrt{N}} \quad (20)$$

$\bar{x}$ : utvalgets gjennomsnitt     $\frac{S}{\sqrt{N}}$ : standardfeilen basert på utvalget

t: her er en verdi «valgt» etter t-fordeling basert på hvor sikker man vil være på at populasjonsgjennomsnittet fanges opp av intervallet.

Basert på ligningen er det intuitivt at utvalgsstørrelse forbedrer estimatet – konfidensintervallet blir smalere for alle grader av ønsket sikkerhet.

### 3.2.4 Korrelasjon

I denne sammenheng vil det være hensiktsmessig å bruke Pearsons korrelasjonskoeffisient. Videre vil denne ofte refereres til som bare korrelasjonskoeffisient. Pearsons korrelasjonskoeffisient er et uttrykk for lineær samvariasjon. Korrelasjonskoeffisienten har utfallsrommet  $-1 \leq \rho_{xy} \leq 1$ . En korrelasjonskoeffisient på +1 innebærer at en økning av den ene variabelen alltid innebærer at den andre også øker. En negativ korrelasjonskoeffisient derimot er en tendens hvor den ene øker når den andre faller. En verdi på 0 vitner om ingen lineær sammenheng mellom variablene. Sammenhengen mellom Pearson korrelasjon og lineær regresjon etter minst-kvadratets metode, er slik at korrelasjonsverdien mellom en forklaringsvariabel og responsvariabelen kvadrert, utgjør

«forklaringsgraden»  $R^2$  til en lineær regresjonsanalyse med kun den ene forklaringsvariabelen (Silverman, Tuncali og Zou 2003).

Det matematiske uttrykket for Pearsons korrelasjonskoeffisient er (Ubøe 2012, 28):

$$\rho_{x_1x_2} = \left(\frac{1}{n-1}\right) \times (\sum_{i=1}^n (x_{1i} - \bar{x}_1)(x_{2i} - \bar{x}_2)) / (S_1 \times S_2) \quad (21)$$

$n$ : antall observasjoner       $x_1$  og  $x_2$ : to variabler       $\bar{x}_1$  og  $\bar{x}_2$ : variablenes gjennomsnittverdier  
 $S_1$  og  $S_2$ : variablenes standardavvik

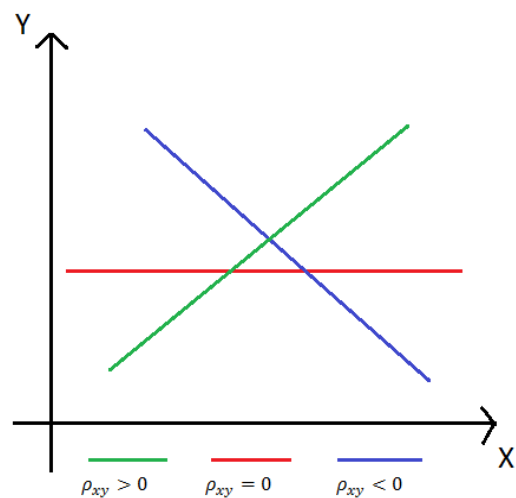
Hvorvidt korrelasjonsresultatet er signifikant (at man med vesentlig sikkerhet kan regne med at resultatet gjelder for det man studerer) avgjøres med en Student's t-test, hvor t-verdien uttrykkes (Kirchner 2001):

$$t = \rho \sqrt{\left(\frac{n-2}{1-\rho^2}\right)} \quad (22)$$

$\rho$ : korrelasjonskoeffisienten       $n$ :  
 utvalgsstørrelse.

Signifikans i denne oppgaven, vil uttrykkes ved p-verdier, og i denne sammenhengen uttrykker p-verdien (som bygger på t-verdi over) sannsynligheten for å oppnå en minst så ekstrem korrelasjonskoeffisient som man har funnet, under forutsetning om at koeffisienten er 0 (0-hypotese).

\*signifikans som begrep og prinsipp utdypes nedenfor.



Figur 6: Pearson's korrelasjonskoeffisient (lineær sammenheng).

Hvis det er enten perfekt positiv eller negativ korrelasjon, kan den ene variabelen skrives på formen  $y = ax + b$  hvor da  $a$  er henholdsvis positiv, negativ eller null og  $x$  er den andre variabelen. Figur 6 viser grafisk hva slags sammenheng Pearsons korrelasjonskoeffisient fanger opp.

### 3.2.5 Multipl lineær regresjon

Regresjon er en statistisk metode for å finne sammenheng mellom en avhengig variabel, og en eller flere uavhengige variabler. Regresjonen som operasjon finner den sammenhengen som passer data

best, og gir grunnlag for beskrivelse, kausalitetsvurdering, og prediksjon av avhengig variabel på grunnlag av tilfeller/observasjoner som ikke foreligger i datasettet (Christoffersen, Johannesen og Tufte 2016, 318-319).

Den sanne verdien (observert) kan dermed uttrykkes ved modellen, justert med et residualledd, som er en restpost for det modellen ikke kan forklare. Multipel innebærer at det er mer enn én uavhengig variabel, mens lineær henspiller på at det «forventes/kreves» en lineær sammenheng mellom forklaringsvariabler og responsvariabelen, og at regresjonsmodellen som genereres er et lineært estimat/uttrykk.

Regresjonsligningen som genereres er da på følgende form (Maddala 2001, 128):

$$f(x) = \sum_{n=1}^d \alpha_n x_n + \alpha_0 = \alpha_0 + \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + \dots + \alpha_d x_d \quad (23)$$

$f(x)$ : regresjonsmodell                      d: antall variabler                       $\alpha_0$ : modellens konstantledd

$x_n$ : modellens variabel nummer «n»                       $\alpha_n$ : den n-te variabels koeffisient

Dette gjør at den korrekte verdien til en observert verdi av avhengig variabel og dets tilhørende uavhengige variabler kan skrives med regresjonsligningen over på formen (Maddala 2001, 128):

$$y_i = f(x_i) + \varepsilon_i = \sum_{n=1}^d (\alpha_n x_{ni} + \alpha_0) + \varepsilon_i = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1i} + \alpha_2 x_{2i} + \dots + \alpha_d x_{di} + \varepsilon_i \quad (24)$$

$y_i$ : virkelig verdi av avhengig variabel                      i: «observasjonsnummer»

$\varepsilon_i$ : modellens selskaps-spesifikke residualledd, altså avviket mellom observert responsvariabel og predikert responsvariabel basert på observerte forklaringsvariabler og modellens parametere.

### 3.3 Utledning

Den lineære regresjonsmodellen vi anvender bygger på løsningen «minste kvadraters metode». Det innebærer at regresjonsmodellen søker den modellen (de parameterne), som er slik at summen av de kvadrerte avvikene mellom reell avhengig variabel (fra data) og den estimerte (basert på de uavhengige variablene fra samme observasjon) blir minimert. Under er dette matematisk formulert. Den optimale modellen er da den som gjør at summen av residualleddet ( $\varepsilon$ ) kvadrert ( $\varepsilon^2$ ) for alle «sett» med observasjoner gir et minst mulig tall.

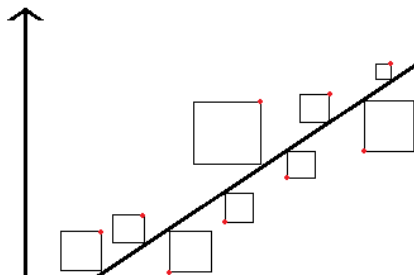
$$y_i = f(x_i) + \varepsilon_i = \sum_{n=1}^d \alpha_n x_{ni} + \alpha_0 = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1i} + \alpha_2 x_{2i} + \dots + \alpha_d x_{di} + \varepsilon_i \quad (25)$$

$$\text{minimum} \left( \sum_{i=1}^m \varepsilon_i^2 \right) = \text{minimum} \left( \sum_{i=1}^m \left( y_i - \sum_{n=1}^d (\alpha_n x_{ni} + \alpha_0) \right)^2 \right) \quad (26)$$

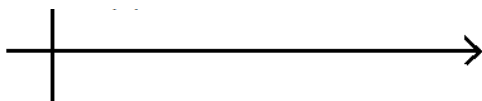
i: den enkelte observasjon      m: antall observasjoner      n: enkeltvariabel n  
d: antall variabler

Matematisk gjøres dette ved at uttrykket for summen av kvadrerte residualledd partiell deriveres med hensyn på hver koeffisient (inkludert konstantledd), og hvert uttrykk settes lik 0 (Maddala 2001, 130). Ligningssettet som oppstår er lineært og kan løses med hensyn på koeffisientene. Denne løsningen er koeffisientene som minimerer summen av de kvadrerte residualleddene, og dette blir regresjonsmodellens «valg».

Minste kvadraters metode kan forenklet illustreres av *figur 7* under, hvor den laveste summen av kvadratene representerer den optimale løsningen.



Figur 7: Optimal tilpasning ved minste kvadraters metode



Figur 7: Optimal tilpasning ved minste kvadraters metode

En svakhet som følger av hvordan regresjon ved minste kvadrats metode behandler data, er at resultatene er svært sensitive for ekstremverdier i datamengden (Maddala 2001, 88). Uten noen «revisjon» av data, vil variabelverdier som avviker sterkt fra gjennomsnitt, gi stort utslag på modellens «forsøk», siden alle residualledd blir kvadrert. Dette vil kunne gi estimat som forklarer tendensene i datamaterialet dårlig, og gjør at det man finner er mindre representativt for det alminnelige – selv om ekstremverdiene faktisk er reelle! Slike situasjoner vil kunne gjøre det aktuelt å fjerne enkelte observasjoner, som ikke representerer typiske tilfeller, og som «skader» modellens tilnærming. Vi vil vurdere dette etter at data er samlet og studert.

### 3.4 Viktige forutsetninger for Multipl linear regresjon etter minste kvadraters metode

Et godt resultat ved minste-kvadraters-metode stiller krav til egenskaper ved data. Vi vil ikke teste

for disse, da veileder mente oppgaven i utgangspunktet var tilstrekkelig stor. Vi vil dessuten gjennomføre regresjonen på innhentet data uavhengig av svakhetene det måtte inneholde. Vi redegjør dog kort for dem her, og presiserer at mange detaljer overses fordi de ikke er relevante for vår modell. For øvrig vil det å inkludere en tidsdimensjon fordre enkelte valg rundt modell, og dette vil vi forklare nærmere under.

### 3.4.1 Krav til variabelenes målenivå

Avhengig variabel må være kontinuerlig, altså på forholdstallsnivå eller intervallnivå (Christoffersen, Johannesen og Tufte 2016, 317). Denne forutsetningen innebærer at det er en naturlig rangering av verdier, at avstanden mellom verdier uttrykker kvantitativ informasjon, men uten forutsetning om et naturlig nullpunkt. Ordinalvariabler kan inkluderes ved tilstrekkelig stor verdimensjon.

Det må være minst to uavhengige variabler (siden det i vårt tilfelle er snakk om multippel regresjon), og disse kan i utgangspunktet være på alle nivå (Christoffersen, Johannesen og Tufte 2016, 317-318), men dersom det er snakk om nominal- eller ordinalnivå, må disse normalt uttrykkes som dummyvariabler.

### 3.4.2 Homoskedastisitet

Homoskedastisitet innebærer at feillemmets varians er konstant med hensyn på alle verdier av forklaringsvariabler, (Osborne og Waters 2002).

$$y_i = f(x_i) + \varepsilon_i = \sum_{n=1}^d \alpha_n x_{ni} + \alpha_0 = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1i} + \alpha_2 x_{2i} + \dots + \alpha_d x_{di} + \varepsilon_i \quad (25)$$

Basert på regresjonsmodellens tilpasning over, kan homoskedastisitet uttrykkes som at følgende betingelser oppfylt.

$$Var(\varepsilon|x_i) = \sigma^2 \text{ (for ulike verdier av } x, \text{ for alle } d \text{ variabler)}$$

Ettersom vi bruker paneldata vil kravet til homoskedastisitet også gjelde med hensyn på tid:

$$Var(\varepsilon|t) = \sigma^2 \text{ (for ulike verdier av } t)$$

### 3.4.3 Linearitet

Ettersom regresjonsmodellen (vi anvender) søker en lineær forklaring, fordres det at sammenhengen mellom forklaringsvariabler og responsvariabel også er mest mulig lineær. Hvis ikke finner ikke regresjonen noen modell som passer. Denne betingelsen oppfylles ved at forholdet mellom den enkelte forklaringsvariabel og responsvariabelen er i størst mulig grad på formen:

$$y(x) = \alpha x + \alpha_0$$

y: responsvariabel      x: forklaringsvariabel.

I enkelte tilfeller vil et fravær av lineær sammenheng kunne korrigeres for ved transformasjon av variabelen (dets verdier). Dette er gjort i vår regresjonsmodell, hvor forklaringsvariabelen for selskapsstørrelse er naturlig logaritme av driftsinntekter.

#### 3.4.4 Normalfordelte feilledd

Kravet til normalfordelte feilledd betyr at forventningen til feilleddet er 0, og at modellens residualledd er normalfordelt rundt 0 med et fast standardavvik (Ubøe 2012, 274).

$$N \sim (0, \sigma^2)$$

#### 3.4.5 Akseptabel grad av multikollinearitet

Multikollinearitet innebærer lineær sammenheng mellom forklaringsvariablene (gjærne forklart som en situasjon hvor Pearsons korrelasjonskoeffisient er forskjellig fra 0) (Maddala 2001, 268). Som illustrerende ekstremtilfelle (konstruert), er «perfekt multikollinearitet» en situasjon hvor Pearson's korrelasjonskoeffisient er 1 eller -1», hvor da endring av uavhengige variabler lar seg feilfritt (lineært) predikere av andre uavhengige variabler. Dermed vil det å skille ut effekten av den enkelte forklaringsvariabel (representert ved dets koeffisient i regresjonsresultat), ikke la seg gjøre, fordi andre forklaringsvariabler ikke kan forutsettes uendret (Maddala 2001, 167).

#### 3.4.6 Konsekvenser som følge av tidsdimensjon, faste effekter

Som følge av at de data vi baserer regresjonsanalysen på er paneldata, altså at hvert «selskap» er representert ved flere observasjoner tidsmessig adskilt, må vi gjøre enkelte tilpasninger før vi utfører selve regresjonsoperasjonen.

Årsaken til at minste kvadraters metode ikke kan anvendes direkte er forbundet med variabler som er mer eller mindre bevisst utelatt fra regresjonsmodellen. Problemet oppstår hvis de ikke-inkluderte variablene er korrelert med de uavhengige variablene som er en valgt del av modellen. Dersom slike variabler foreligger, og dersom de er tidsuavhengige (selskaps-spesifikke) gjør paneldata det både riktig og mulig å kontrollere bort disse.

Man kan si at slike variabler kan foreligge i et tversnittdatasett, men det får større betydning når hver enkelt respondent (selskap) er representert med flere observasjoner over tid.

Eksempelvis vil en utelatt tidsuavhengig variabel, som er positivt korrelert med en forklaringsvariabel, gi urimelige verdier basert på forklaringsvariabelen alene, fordi de faste effektene

gir et større bidrag til de som allerede oppnår høye verdier fra den inkluderte forklaringsvariabelen.

Et innledende spørsmål er da hvorvidt man vet eller forventer at det foreligger utelatte variabler og om disse er korrelert med forklaringsvariablene som allerede er inkludert.

Under datainnsamling ble vi bevisst at den typen problemstilling, og modell vi anvender har vært brukt tidligere, men da ofte med et annet datagrunnlag (selskaper, og hvordan de velges), og ulike kombinasjoner av forklaringsvariabler. Dette tolker vi som at modellen vi bruker langt ifra er «mettet» med relevante variabler. Det virker også naivt å tro at ingen av disse er korrelert med de variabler vi har inkludert. Tidligere studier har vist at for eksempel bransjer preges av varierende gjeldsandel (Harris og Raviv 1991). Flyselskaper og legemiddelindustrien er eksempler på ytterpunkt med hensyn på hvor mye gjeld de er finansiert med. Dessuten *forventer* vi at det er andre «faste effekter» med innvirkning, som grad av internasjonal tilstedeværelse og eksponering, men uten at disse kan direkte observeres eller tallfestes «effektspesifikt» med den informasjonen vi har. Ettersom vi ikke kunne garantere for (mye fordi vi ikke har tilstrekkelig oversikt) at «faste effekter» ikke var involvert, var det tryggeste å kontrollere dem bort (selv om de muligens ikke eksisterer). Dette er prinsippet bak «faste-effekter-metoden.» Alternativet fremgangsmåte er «tilfeldige-effekter-metoden», som først er aktuelt dersom man med sikkerhet kan utelukke at det er tidsuavhengige variabler som er korrelert med de inkluderte forklaringsvariablene. Denne modellen kan under flere forutsetninger gi «bedre» resultat (Eckel 2009), men betingelsene for å bruke «tilfeldige effekter»-metoden ble vurdert som (forventet) brutt allerede ved begynnelsen av datainnsamling, så vi vil bare redegjøre for «faste effekter»-metoden, som i praksis var det mest naturlige alternativ.

De faste effektene kan uttrykkes som del slik:

$$Y_{it} = \mu + Bx_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (27)$$

Y: avhengig variabel, avhengig av tid og respondent      $\mu$ : regresjonens konstantledd

x: representerer forklaringsvariabler, avhengig av tid og respondent

$\alpha_i$ : «feilledd 2 (**faste effekter**)», kun avhengig av respondent, og antatt korrelert med de andre forklaringsvariablene

### 3.4.7 Faste effekter-metoden

For å unngå at «feilledd 2» får innvirkning på regresjonsresultatet, gjøres et sett bestemte grep. Man betrakter først hver respondent isolert. Et gjennomsnitt for de observerte verdiene til de ulike variablene blir selskappspesifikt bestemt. Deretter blir alle sett med observasjoner (fremdeles

selskapsspesifikt) representert med verdier for avvik fra dette gjennomsnittet. Ettersom faste effekter selskapsspesifikt også alltid tilsvarer gjennomsnittet, blir alle avvik for faste effekter lik 0. Man finner altså avvik fra selskapsspesifikt gjennomsnitt istedenfor utvalgets gjennomsnitt (intern variasjon), og på den måten forsvinner den ikke-observerte verdien for faste effekter. Så benyttes samtlige «avviksobservasjoner» som data for regresjonsanalysen, som i vårt tilfelle er minste-kvadraters metode. Ved å se på respondentenes «indre variasjon» er problemet med faste effekter eliminert, og de inkluderte variablene er da «gyldige» med hensyn til de faste effektene man ikke kan se. Presiserer igjen at denne metoden ikke løser problemet med utelatte og korrelerte variabler dersom de er tidsavhengige.

Proessen kan uttrykkes matematisk (McManus 2011):

$$\text{Utgangspunktet er som over: } Y_{it} = \mu + Bx_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (27)$$

$$\text{Selskapsspesifikke gjennomsnitt: } \bar{Y}_i = \bar{\mu}_i + B\bar{x}_i + \bar{\alpha}_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (28)$$

Deretter trekkes selskapsspesifikke snittverdier fra hver enkelt observasjon

$$Y_{it} - \bar{Y}_i = \mu - \bar{\mu} + Bx_{it} - B\bar{x}_i + \alpha_i - \bar{\alpha}_i + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i = (Y_{it} - \bar{Y}_i) = (x_{it} - \bar{x}_i)B + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (29)$$

$$\tilde{y}_{it} = B\tilde{x}_{it} + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (30)$$

Basert på dette siste uttrykket kan da regresjon ved minste-kvadraters metode gjøres.

Her ser vi at leddet for «faste effekter» forsvinner, men det samme gjør også konstantleddet – som er en «svakhet» ved faste effekter-metoden. Statistikkprogrammet vi anvender til regresjonsanalysene, Stata, legger til et «kunstig» konstantledd lik gjennomsnittet av faste effekter (Schmidheiny 2016).

$$\mu = (\sum_{i=1}^N (\alpha_i)) / N \quad (31)$$

$\mu$ : regresjonsmodellens konstantledd (Stata)     $\alpha_i$ : faste effekter for respondent i.

N: antall respondenter

Det er en risiko forbundet med liten endring selskapsspesifikt over tid, når man anvender Faste-effekter-metoden, for da vil ikke forskjeller i datamaterialet fanges opp, noe som så kan medføre at standardfeil blir «for» store (Williams 2016).

Vi kunne eventuelt introdusert en dummyvariabel for hver respondent, men i vårt tilfelle ville ikke dette gitt interessante data.

### 3.5 Metode for analyse av regresjonsresultat

#### 3.5.1 Forklaringskraft $R^2$

Regresjonsmodellens totale forklaringskraft blir presentert som  $R^2$ . Dette kan betraktes på (minst) to



måter. Første er den andel variasjon av avhengig variabel som lar seg forklare av regresjonsmodellen (Christoffersen, Johannesen og Tufte 2016, 333). Den andre er den forbedringen av estimat for en avhengig variabel som oppnås med regresjonsmodellen, sammenlignet med å bruke gjennomsnittsverdien for avhengig variabel som anslag (Christoffersen, Johannesen og Tufte 2016, 333).

Matematisk er ofte  $R^2$  utledet basert på den andre beskrivelsen, ved å se på hvordan et gjennomsnittsanslag for avhengig variabel gjøres bedre ved å bruke de observerte forklaringsvariablene med modellens genererte parametere (Eisenhauer 2003).

Matematisk uttrykkes dette slik:

$$SST \text{ («sum of squares, total»)} = \sum_{i=1}^m (y_i - \bar{y})^2 \quad (32)$$

$$SSR \text{ («sum of squares, regression»)} = \sum_{i=1}^m (\hat{y}_i - \bar{y})^2 \quad (33)$$

$$SSE \text{ («sum of squares, error»)} = \sum_{i=1}^m (y_i - \hat{y}_i)^2 \quad (34)$$

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} = 1 - \frac{SSE}{SST} = \frac{\sum_{i=1}^m (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^m (y_i - \bar{y})^2} \quad (35)$$

$i$ : observasjon       $m$ : antall observasjoner totalt       $\bar{y}$ : gjennomsnittlig responsvariabel  
 $\hat{y}_i$ : estimert responsvariabel basert på tilhørende observasjoner av uavhengige variabler og regresjonsmodellens parametere.

### 3.5.2 Koeffisienter

Koeffisientenes verdier uttrykker den forventede effekten på responsvariabel ved å isolert endre den enkelte forklaringsvariabelen med én verdienhet. Med isolert menes at effekten kun skal kunne tilskrives den enkelte variabel, dersom ingen annen blir endret. Hvorvidt dette (i praksis) er mulig, er ofte avhengig av eventuell korrelasjon mellom forklaringsvariablene (forklart som multikollinearitet over).

Gitt koeffisientene er signifikante, (og da med rette skal inkluderes i regresjonsmodellens lineære uttrykk) er de også grunnlaget for prediksjon av responsvariabel basert på variabelsett som ikke allerede foreligger i datamaterialet. Noe man i denne sammenheng bør være klar over er at modellen, gitt signifikante koeffisienter og en tilfredsstillende  $R^2$ , gir mest troverdig prediksjon dersom uavhengige variabler ligger innenfor ytterpunktene som er satt av de observasjoner man har gjort, og som jo modellen er bygget på. Å ekstrapolere med verdier som ligger utenfor de minste og største observasjonene er risikofylt, fordi man ikke har garanti for at regresjonssammenhengen foreligger «utenfor» (Flemming og Nellis 2000, 280). Troverdigheten til predikerte responsvariabel vil

også være sterkest for de størrelser av uavhengige variabler som ligger tett opp mot de respektive utvalgsgjennomsnittene ( $\bar{x}_n$ ). (Maddala 2001, 85). Prediksjonen kan uttrykkes som under, hvor « $\hat{\phantom{x}}$ » indikerer at forklaringsvariablene er «fritt valgt» for å finne et estimat for responsvariabel.

$$\hat{y} = \sum_{n=1}^d \alpha_n \hat{x}_n + \alpha_0 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{x}_1 + \alpha_2 \hat{x}_2 + \dots + \alpha_d \hat{x}_d \quad (36)$$

### 3.5.3 Standardiserte koeffisienter

Fordi de ulike variablene i regresjonsmodellen har ulik måleenhet, kan ikke effekten ved de enkelte variablene sammenlignes direkte når man bruker ikke-standardiserte (ordinære) koeffisienter. For å justere for dette gjentar man regresjonsanalysen med «standardiserte» data (variabler).

Koeffisientene ( $\beta$ ) vil da uttrykke antall standardavvik endring i responsvariabel som det å variere en forklaringsvariabel med ett standardavvik, vil medføre. Gitt at koeffisientene er tilstrekkelig signifikante, kan man da rangere forklaringsvariablene etter hvor viktige de er for regresjonsmodellen (Chaney, Chaney, Hanik og Stellefson 2008). Dette gjøres ved å sammenligne absoluttverdiene til de standardiserte koeffisientene.

Samtlige variabler som er med i regresjonen, blir standardisert ved å «transformere alle observasjoner etter algoritmen under, som viser antall standardavvik det er fra en observasjon til gjennomsnittsverdien (Christoffersen, Johannesen og Tufte 2016, 361-362).

$$Z = \frac{x - \bar{x}}{s} \quad (37)$$

x: den observerte verdien       $\bar{x}$ : gjennomsnittet for observert x

s: standardavviket for observert x

Regresjonsresultatet vil da oppgi standardiserte koeffisienter for de standardiserte forklaringsvariablene.

### 3.5.4 Signifikans, slutningsstatistikk

For å vurdere hvorvidt betydningen av de ulike forklaringsvariablene er til å stole på opererer man med statistisk signifikans. Det handler prinsipielt om å motbevise en påstand om at det man har oppnådd er et resultat av tilfeldighet, og ikke noe som foreligger hos populasjonen.

I vår regresjonsmodell vil dette handle om t-tester (Student's T-test) for den enkelte koeffisient og en overordnet F-test for koeffisientene samlet.

T-tester bygger på hypotesene:

$H_0: B_n = 0$  som innebærer at variabelen ikke har noen effekt på responsvariabelen.

$H_a: B_n \neq 0$  innebærer motsatt at variabelen har effekt på responsvariabelen.

For F-test er hypotesene:

$$H_0: B_1 = B_2 = B_3 \dots B_d = 0$$

$H_a$ : Minst én  $B_n \neq 0$  (men hvis oppfylt, uten å si hvilke eller hvilken variabel som har koeffisient signifikant forskjellig fra 0)

Ved signifikanstesting operer man med to typer feil som gjøres når man forkaster feil hypotese. Risiko for disse feilene er to fundamentale hensyn som ligger til grunn for begge (alle) signifikanstester, faren for henholdsvis type-1 og type-2 feil.

Type 1-feil innebærer at man forkaster en korrekt 0-hypotese - og feilaktig akseptere en observert sammenheng, når den i realiteten ikke foreligger, og bare har oppstått ved «tilfeldighet» (Christoffersen, Johannesen og Tufte 2016, 387-388). Denne problemstillingen er grunnleggende for all kvantitativ, empirisk forskning, og løses ved å stille signifikanskrav til resultatene man får. Dette vil i vår oppgave dreie seg om den maksimale risiko for type 1-feil som aksepteres ved godkjenning av et resultat. Er sannsynligheten for type-1 feil (p-verdi) lavere enn maksimumskravet, anses resultatet som signifikant – og det godkjennes.

Type 2-feil innebærer en feilaktig godkjenning av 0-hypotesen og da forkasting av en observert sammenheng (alternativhypotesen) som i realiteten er korrekt (Christoffersen, Johannesen og Tufte 2016, 387-388). Risikoen for en slik feil stiger i takt med gardering mot type 1-feil (reduksjon av signifikansnivået,  $\alpha$ ), og det er fra et forskerperspektiv ansett som av større viktighet å unngå type 1-feil enn type 2-feil (noe som kan forstås av vanlige signifikanskrav hvor standardene gjerne er 10%, 5% eller 1% sannsynlighet for type-1 feil).

Figur 8 under er en grafisk fremstilling av hva signifikanstester prinsipielt handler om. Hvor  $\frac{\alpha}{2}$  uttrykker hvor ekstreme resultat må være for å forkaste 0-hypotesen.



### 3.5.5 F-test

F-test er i denne sammenhengen en statistisk test for hvorvidt regresjonsmodellen det i det hele tatt inkluderer variabler som kan antas å påvirke responsvariabel. F-testen bygger på de samme uttrykkene som forklaringsgraden ( $R^2$ ), og Sammenhengen til  $R^2$  blir mer åpenbar ved å definere F-testen som en test for å avgjøre om forklaringsgraden er signifikant forskjellig fra 0 ( $R^2 > 0$ ).

Man deler inn det observerte avviket mellom en avhengig variabel og gjennomsnittsverdien (SST) inn i det avviket som modellen «reduserer» (SSM), og det som gjenstår, og må forklares med residualleddet (SSE).

$$\text{SST («sum of squares, total»)} = \sum_{i=1}^m (y_i - \bar{y})^2 \quad (32)$$

$$\text{SSM («sum of squares, model»)} = \sum_{i=1}^m (\hat{y}_i - \bar{y})^2 \quad (33)$$

$$\text{SSE («sum of squares error»)} = \sum_{i=1}^m (y_i - \hat{y}_i)^2 \quad (34)$$

$$\text{SST} = \text{SSM} + \text{SSE} \quad (35)$$

Ved å betrakte ligningene over, er det intuitivt slik at det er ønskelig med høy SSM sammenlignet med SSE. Satt på spissen for forklaringens skyld, kan man si at når SSE konvergerer mot 0, går regresjonsmodellens evne til å forklare avvik mellom observert  $y$  og gjennomsnittlig  $y$  mot fullstendig. Dette gjør at F-verdien divergerer i takt med økende forklaringskraft. F-verdien er også justert for frihetsgrader (Maddala 2001, 154-155).

$$F = (R^2 / (1 - R^2)) \times ((n - k - 1) / (k)) \quad (37)$$

$$F = \left( \frac{\text{SSM}}{\text{SSE}} \right) \times \frac{n-k-1}{k} \quad (38)$$

$$F = \frac{\sum_{i=1}^m (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^m (y_i - \hat{y}_i)^2} \times \frac{n-k-1}{k} \quad (39)$$

n: antall observasjoner                      k: antall forklaringsvariabler

F-testens vurderes som nevnt over ut ifra 0-hypotesen om at ingen av variablene er statistisk signifikante (at de har en koeffisient lik 0). F-testen avgjør vi med p-verdien, som uttrykker sannsynligheten for å få en minst så ekstrem F-verdi som man har oppnådd, under forutsetning om at alle koeffisientene egentlig er 0, eller at  $R^2 = 0$ . Dersom denne sannsynligheten er tilstrekkelig liten, forkastes 0-hypotesen, og koeffisientene under ett er signifikante – forklaringsgraden ( $R^2$ ) er signifikant større enn 0.

### 3.5.6 T-test

I denne sammenheng er en T-test en signifikanstest for å avgjøre hvorvidt en uavhengig variabls tilhørende koeffisient er forskjellig fra 0, og dermed at variabelen har en effekt på avhengig variabel.

De to hypotesene er som nevnt over:

$$H_0: B_n = 0$$

$$H_a: B_n \neq 0$$

T-testen bygger på sammenhengen om standardfeil som ble forklart over.

Standardfeilen til koeffisienten er (Kirchner 2001):

$$SE_{B_n} = \sqrt{\frac{\frac{\sum_{i=1}^m (Y_i - \bar{Y})^2}{m-2} - B_n^2}{\frac{\sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x})^2}{m-2}}} \quad (40)$$

y: responsvariabel                       $\bar{y}$ : gjennomsnitt                      m: antall observasjoner

$x_n$ : uavhengig variabel                       $\bar{x}_n$ : gjennomsnitt                       $B_n$ : er koeffisienten

T-verdien til den testede variabelens koeffisient er da (Kirchner 2001):  $t_{B_n} = \frac{B_n}{SE_{B_n}}$

Igjen vil signifikansen avgjøres med p-verdi, som uttrykker sannsynligheten for at man har oppnådd en minst så ekstrem t-verdi som er tilfellet, under forutsetning om at koeffisienten egentlig er 0 ( $H_0$ ). En høy absoluttverdi og en lav standardfeil er intuitivt bra for signifikansnivået, noe som gir mening da koeffisientens absoluttverdi ved å vokse ligger lengre unna 0, og standardfeilen gir større presisjon ved estimatet når den faller (konfidensintervallet blir smalere). Hvilket krav vi setter til signifikansnivå er en beslutning vi foreløpig ikke tar.

## 4.1 Data

### 4.1.1 Beskrivelse av data

De data som ble samlet inn, ble valgt for å konstruere nøkkelverdier som representerte de faktorene som ble forklart i teoridelen. De nøkkeltallene/selskapsverdiene som inkluderes i regresjonsmodellen er helt lik de Rajan og Zingales benyttet seg av. En redegjørelse for hvilken betydning de ulike faktorene har for kapitalstruktur og gjeldsandel er gjort i teoridelen.

All data er enten sekundær- eller primærdata. Selskapene som er inkludert har til felles at de er børsnotert som samme selskap (samme selskap, men endret navn kvalifiserer) i perioden 2005 til 2011. Samtlige selskap er dessuten norskregistrert, og for de selskap som har datterselskap, er regnskapsverdier basert på et konsernregnskap. Som nevnt i innledningen er begrensninger av «selskapsportefølje» basert på en klar intensjon. Vi ønsket å sikre at data var både lett tilgjengelig, pålitelig og etterprøvbart. Ved å spesifisere norskregistrert ble datainnsamling også lettere (færre kilder å forholde seg til), samt at nasjonale forskjeller ble unngått (eksempelvis valutahensyn og omregning). Ved å kreve at selskapene er børsnotert kunne vi også forutsette at selskapene har en «direkte» tilgang på egenkapital, samt at markedsverdien av selskapene blir korrekt og er fritt tilgjengelig på samme sted (Oslo Børs sine sider).

Regnskapsdata som er anvendt, er hentet fra [www.Proff.no](http://www.Proff.no) som leverer bedriftsinformasjon slik som regnskapstall, offisielle roller, aksjonærer, adresser med mer, for alle regnskapspliktige bedrifter som leverer årsregnskap til Brønnøysundregisteret. Regnskapsdataene som er hentet er regulert og revidert etter norske regnskapsprinsipper, som innebærer høy grad av reliabilitet. Vi gjorde stikkprøver med andre regnskapsprogramvarer (Thompson Reuters Eikon og Marketline), som viste samsvar mellom kildene. Markedsverdi er hentet fra Oslo Børs sine egne nettsider, og de er basert på siste aksjekurs for det året det gjelder. I de tilfellene hvor regnskapstall har vært oppgitt i utenlandsk valuta, har vi anvendt siste valutakurs Norges Bank har oppgitt for hvert år.

Datasamlingen handlet innledningsvis om å finne de selskapene som var kvalifisert, basert på kriteriene nevnt over. Deretter var intensjonen å trekke et utvalg fra denne mengden, men fordi vi tidsmessig lå godt an, valgte vi å innlemme samtlige av de kvalifiserte selskapene, som totalt utgjorde 73 selskap. Henviser til *vedlegg 2*, som er en liste over disse selskapene oppført med navn fra utgangen av 2005. Vi lyktes med å finne samtlige verdier for hvert selskap, så datamaterialet er «sterkt balansert», selv om vi er bevisste rundt at feil sannsynligvis forekommer. Antall selskap og antall tidspunkt gir 511 «sett» med observasjoner.

## 4.1.2 Forklaringsvariabler.

### 1. Mål for Selskapsstørrelse

Mål for størrelse er representert med den naturlige logaritmen av driftsinntekter. Denne variabelen kan anses som en transformasjon som gjør det lettere å sammenligne selskaper på tross av stor størrelsesforskjell og ved fravær av lineær sammenheng med responsvariabel. At man bruker inntekter som grunnlag for størrelsesmål er ikke selvsagt, da tilsvarende studier anvender selskapets aktiva som utgangspunkt. Dette alternativet vil bli utprøvd ved regresjon i resultatkapittelet, som en av testene for robusthet. Utover generelle tilfeller, har naturlig logaritme av driftsinntekter som størrelsesmål den fordel at man fanger opp selskaper hvor selskapets verdier ikke er balanseført, men likevel genererer store inntekter. En ulempe kan være at store selskaper hvor eiendelene generer lave inntekter fremstår urimelig små, selv om de av kraft av sin størrelse kan oppnå høy grad av gjeldsfinansiering (sikkerhet).

### 2. Mål for Lønnsomhet

Lønnsomhet er i modellen representert med totalrentabilitet, oppgitt som desimaltall.

### 3. Mål for vekstmuligheter

Vekstmuligheter er representert med et pris/bok-forhold, eller med andre ord markedsverdi delt på bokført egenkapital. Argumentasjonen er at markedet kollektivt gjør en vurdering av hvilke fremtidige muligheter som foreligger, men som ikke uttrykkes av bokført selskapsverdi. Store absolutte forskjeller mellom selskapene for denne variabelen var grunnlaget for en transformasjon gjort som del av robusthetstesting (Dette forklares i resultatkapittelet 5.4.3), og i den sammenheng, kan det være interessant å merke seg avstanden mellom størst og minst observert verdi for marked/bok-forholdet i *tabell 2* under.

### 4. Mål for håndfaste eiendeler

Mål for håndfaste eiendeler er representert med selskapets anleggsmidler delt på totale bokførte eiendeler. Det er da et uttrykk for verdier med en stabil bokført verdi, som gjør at de er egnet til sikkerhet ved gjeldsfinansiering.

## 4.1.3 Avhengig variabel

Avhengig variabel er gjeldsandel, som er bokført gjeld delt på summen av bokført gjeld og

markedsverdien av egenkapital. Ved å benytte dette målet fanger vi opp valgaspekt ved finansieringen, men likevel får vi med markedets vurdering av egenkapitalen, som jo er det «mest» avgjørende for aksjonærene i et selskap som er børsnotert.

#### 4.1.4 Forventet lineært uttrykk

Dette gir samlet uttrykket under forutsetning om at alle koeffisienter er signifikante:

$$y_{GJA} = B_{lnDI}x_{lnDI} + B_{Tot}x_{Tot} + B_{A/E}x_{A/E} + B_{M/B}x_{M/B} + B_0 \quad (41)$$

$y_{GJA}$ : gjeldsandel                       $x_{lnDI}$ : naturlig logaritme av driftsinntekter

$x_{Tot}$ : totalrentabilitet                       $x_{A/E}$ : anleggsmidler delt på eiendeler

$x_{M/B}$ : marked/bok-forholdet                       $B_0$ : modellens konstantledd.

#### 4.1.5 Styrker og svakheter ved data

Det er knyttet både styrker og svakheter til det datagrunnlaget vi har oppnådd, og ved prinsippene det er valgt etter.

##### **Svakheter**

Kvantitativ forskning handler grunnleggende om representative data og tilfeldig utvalg. Selv om man i vår sammenheng kan betrakte valget av selskaper i første periode som et tilfeldig trekk av selskaper, gjør forutsetningene, eksempelvis tilsvarende børsnotering de neste seks årene, at representativiteten for populasjonen (alle norskregistrerte, børsnoterte selskap) kontinuerlig svekkes over tid. Dette omtales ofte som en form for «survivorship bias». Når vi skal generalisere fra utvalg til populasjon, må vi derfor ha i mente denne «svekkede» representativiteten.

At variablene vi har anvendt, sannsynligvis bare fanger opp en liten del av faktorer som (mer eller mindre) er åpenbart tilknyttet gjeldsandel, er kanskje en svakhet, men først og fremst en naturlig forenkling. Vi har registrert at tilsvarende forskning er gjort med ulike variabelsett. Dessuten er ikke samfunnseffekter som renter, valutakurs (eksempelvis i forbindelse med lån i utlandet), skatte- og finanspolitikk og lovgivning eksplisitt inkludert (selv om vi forestiller oss at noen faktorer kan komme til uttrykk gjennom de variablene vi har valgt). En perfekt grad av forklaringssevne er dermed ikke noe vi har særlige ambisjoner om. Første del av teorikapittelet illustrerer godt det at ikke alt av betydning



er inkludert i regresjonsmodellen.

En mer praktisk ulempe som følger av å legge til en tidsdimensjon, er at datamaterialet blir svært omfattende (og fra det vi har erfart, kompliserer innsamlingen vesentlig), samt at som forklart under metode, kan man ikke med paneldata benytte minste-kvadraters metode direkte. Datavolumet gjør dessuten at feilverdier lett kamufleres fordi man mister oversikt. Vi vil under testing for robusthet revidere datamaterialet med tanke på urealistiske og antatt ukorrekte verdier, og gjøre en ny regresjonsanalyse med et trimmet datasett.

### Fordeler

Ved å inkludere tid, fanger datamaterialet godt opp tilpasninger og hendelser som den enkelte bedrifter foretar eller opplever. Valgaspektet av finansiering er slik vi ser det en rekke avgjørelser som tas over tid. Ved at hvert selskap følges over flere år, registrerer en lettere mønstre og hvordan uavhengige variable svinger mot den avhengige, sammenlignet med ett sett øyeblikkverdier. Dette gjør slik vi ser det at regresjonen bygger mer på kausale sammenhenger enn korrelerte sammenhenger. Det å vurdere gjeldsandel på bakgrunn av selskapsspesifikke data i motsetning til mer generelle og overordnede variabler (eksempelvis rentenivå), gjør at individuelle forskjeller fanges bedre opp. Valg av datagrunnlag og kilder er spesifikt dokumentert, slik at resultatene lar seg verifisere ved en ny gjennomføring.

Tabell 2 og tabell 3 under inneholder opplysninger om datamaterialet, i sin helhet og i form av variablene. Grønne felt inneholder verdier knyttet til test for robusthet, og kan foreløpig overses.

Variabel	Gj.snitt	Median (50/50)	Standardavvik	maks	min	range
D/(D+Em)	0.4539	0.4408	0.2574	0.9995	0.0093	0.9902
Anleggsmidler/eiendeler	0.5190	0.5180	0.2567	0.9960	0.0000	0.9960
Marked/bok	2.8529	1.6450	6.3958	111.0610	0.0020	111.0590
In(Driftsinntekter)	21.0785	21.2300	2.2949	27.2310	13.8500	13.3810
Totalrentabilitet	0.0792	0.0780	0.1445	0.8570	-0.5460	1.4030
In(Eiendeler)	21.7907	21.6338	2.1282	28.3853	16.7740	11.6113
In(marked/bok)	0.5108	0.4975	0.9589	4.7101	-6.4887	11.1988

Tabell 2: Opplysninger om datamaterialet i form av variablene

Variabel	Observasjoner	Gj.snitt	Standardfeil (gj.snitt)	95% konfidensintervall	
D/(D+Em)	511	0.4539	0.0114	0.4315	0.4762
Anleggsmidler/eien	511	0.5190	0.0114	0.4966	0.5413
Marked/bok	511	2.8529	0.2829	2.2970	3.4088
ln(Driftsinntekter)	511	21.0785	0.1015	20.8790	21.2780
Totalrentabilitet	511	0.0792	0.0064	0.0666	0.0918
ln(Eiendeler)	511	21.7907	0.0941	21.6058	21.9757
ln(marked/bok)	511	0.5108	0.0424	0.4274	0.5941

Tabell 3: Opplysninger om datamaterialet i form av variablene

## 5.1 Resultater

### 5.1.1 Innledning

Resultatene vil presenteres slik: først en korrelasjonsanalyse som ser på enkeltvariabler isolert, deretter selve regresjonsanalysen, så viktige resultater fra robusthetstesting, deretter en oppsummering og til sist en konklusjon basert hovedsakelig på regresjonsanalysen med urørte tall og opprinnelige variabler.

Korrelasjon (Pearson's korrelasjonskoeffisient)								
		D/[D+Em]	Anleggsmidler/Eiendeler	Marked/Bok	ln[driftsinntekter]	Totalrentabilitet	ln(eiendeler)	ln(marked/bok)
D/[D+Em]	Pearson Correlation	1	,177**	-,320**	,361**	-,146**	,453**	-,680**
	Sig. (2-tailed)		0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000
	N	511	511	511	511	511	511	511
Anleggsmidler/Eiendeler	Pearson Correlation	,177**	1	-0.078	0.063	-0.006	,240**	-,228**
	Sig. (2-tailed)	0.000		0.077	0.155	0.885	0.000	0.000
	N	511	511	511	511	511	511	511
Marked/Bok	Pearson Correlation	-,320**	-0.078	1	-,142**	0.021	-,273**	,586**
	Sig. (2-tailed)	0.000	0.077		0.001	0.632	0.000	0.000
	N	511	511	511	511	511	511	511
ln[driftsinntekter]	Pearson Correlation	,361**	0.063	-,142**	1	,267**	,779**	-,139**
	Sig. (2-tailed)	0.000	0.155	0.001		0.000	0.000	0.002
	N	511	511	511	511	511	511	511
Totalrentabilitet	Pearson Correlation	-,146**	-0.006	0.021	,267**	1	,202**	,159**
	Sig. (2-tailed)	0.001	0.885	0.632	0.000		0.000	0.000
	N	511	511	511	511	511	511	511
ln(eiendeler)	Pearson Correlation	,453**	,240**	-,273**	,779**	,202**	1	-,297**
	Sig. (2-tailed)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000
	N	511	511	511	511	511	511	511
ln(marked/bok)	Pearson Correlation	-,680**	-,228**	,586**	-,139**	,159**	-,297**	1
	Sig. (2-tailed)	0.000	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000	
	N	511	511	511	511	511	511	511

\*\* . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Tabell 4: De ulike variablenes korrelasjonskoeffisienter (Pearson). Rødt område representerer verdier tilknyttet robusthetsanalyse, og kan foreløpig overses.

### 5.1.2 Resultater fra korrelasjonsanalyse mellom forklaringsvariabler og avhengig variabel

Den naturlige logaritmen av selskapets driftsinntekter, som er en representasjon av størrelse, har en korrelasjonskoeffisient til gjeldsandel lik 0,361 (positiv) og er signifikant basert på et tosidet krav til signifikans nivå på  $\alpha=0,01$ . Basert på signifikansen kan vi mest sannsynlig slutte at verdien foreligger hos populasjonen (ikke et resultat av tilfeldighet.) Fortegnet er i samsvar med det man kunne forvente fra både teori og gjennomgang av lignende studier (vist i teorikapittel), at når selskapsstørrelsen øker, er dette forbundet med en økning i gjeldsandel. Den kvadrerte verdien er 13,03%, og viser variabelens evne til å forklare gjeldsandel som eneste forklaringsvariabel. Dette er for øvrig den variabelen som forklarer mest av gjeldsandel på egen hånd.

Totalrentabilitet, som er en representasjon av lønnsomhet, har en korrelasjonskoeffisient med

gjeldsandel lik  $-0,146$  (negativ), som må anses som svak, selv om resultatet er signifikant etter krav som over ( $\alpha=0,01$ ). Basert på dette, kan vi slutte at sammenhengen mest sannsynlig representerer populasjonen (ikke et resultat av tilfeldighet). Fortegnet er i samsvar med det man forventet fra både teori og gjennomgang av lignende studier, at økt lønnsomhet er forbundet med at gjeldsandelen faller. Den kvadrerte verdien er  $2,13\%$ , og viser at variabelen som eneste forklaringsvariabel har svært lav forklaringskraft med hensyn på gjeldsandel.

Variabel Anleggsmidler/Eiendeler er en representasjon av «håndfaste eiendeler», og viser en korrelasjonskoeffisient mot gjeldsandel lik  $0,177$  (positiv) og er signifikant etter krav som over ( $\alpha=0,01$ ). Sammenhengen er å anse som svak, men basert på signifikans, er dette en reell sammenheng som mest sannsynlig foreligger hos populasjonen (ikke et resultat av tilfeldighet). Fortegnet er i samsvar med det man forventer fra både teori og gjennomgang av lignende studier, at når andelen fysiske verdiobjekter blant aktiva stiger, er det forbundet med at gjeldsandelen stiger. Den kvadrerte verdien av koeffisienten er  $3,1\%$ , og viser at variabelen som eneste forklaringsvariabel i svært liten grad forklarer gjeldsandel.

Variabelen marked/bok-forhold, som er en representasjon av (forventning om) vekstmuligheter, viser en korrelasjonskoeffisient mot gjeldsandel på  $-0,320$  (negativ), og er signifikant ved samme krav som over ( $\alpha=0,01$ ). Basert på signifikansnivå, kan vi mest sannsynlig slutte at dette er en sammenheng som foreligger hos populasjonen (ikke et resultat av tilfeldighet). Fortegnet er i samsvar med det vi forventet fra både teori og gjennomgang av lignende studier, at økte vekstmuligheter er forbundet med et fall i gjeldsandel. Den kvadrerte verdien er  $10,24\%$ , og viser at variabelens forklaringskraft på egen hånd med hensyn på gjeldsandel er (relativt sett) ganske høy.

### 5.1.3 Korrelasjon

Sett under ett, indikerer korrelasjonsresultatene at alle variablene som er inkludert, har et beviselig (men ganske svakt) lineært forhold til gjeldsandel. Alle viste sterk signifikans, selv om korrelasjonskoeffisientene generelt sett hadde lav absoluttverdi. Samtlige variabler viser også korrekt fortegn med tanke på den teoretiske begrunnelsen for at nettopp disse verdiene er valgt.

Selskapsverdiens evne til å forklare gjeldsandel på egen hånd er også lave (varierer med en  $R^2$  fra  $2,13\%$  til  $13,03\%$ ). Vi presiserer at korrelasjonsresultatene må forstås mer som en indikasjon på lineær sammenheng variabelspesifikt, snarere enn et «bevis» for at variablene sammen kan fungere som et lineært uttrykk for gjeldsandelen. Det er dette uttrykket, regresjonsligningen, vi er spesielt interessert i, og som analyseres under.

## 5.2 Regresjonsmodell

Under presenteres resultatene fra regresjonsmodellen, hvor redegjørelse for oppnådde verdier, konsekvensen og teoretisk betydning av disse gjøres parallelt. Besvarelsen av oppgavens problemstilling vil som vi over nevnte knyttes til den opprinnelige regresjonsmodellen, mens robusthetstestene fungerer som en kommentar til svarene. Programvaren Stata rapporterer standardiserte koeffisienter med en egen regresjonsoperasjon, så regresjonsresultatene er rapportert slik at, *mørkeblå* resultater har ordinære koeffisienter mens *lyseblå* har standardiserte. Sentrale resultater fra robusthetstestene er vedlagt oppgaven etter samme fargekode som nevnt.

```

. xtreg ddem lndriftsinntekter totalrentabilitet anleggsmidlereieendeler markedbok, fe
Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =      511
Group variable: selskap                Number of groups =       73

R-sq:  within = 0.2561                 Obs per group:  min =       7
        between = 0.2250                                     avg =      7.0
        overall = 0.2247                                     max =       7

                                          F(4, 434)      =     37.36

```

Tabell 5: Resultater fra regresjonsmodellen med ordinære koeffisienter

ddem	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Intervall]	
lndriftsinntekter	.0767054	.0079908	9.60	0.000	.061	.0924108
totalrentabilitet	-.3645096	.0546477	-6.67	0.000	-.4719165	-.2571026
anleggsmidlereieendeler	.0334474	.0414768	0.81	0.420	-.0480729	.1149677
markedbok	-.0066785	.0013375	-4.99	0.000	-.0093074	-.0040497
_cons	-1.132399	.1700272	-6.66	0.000	-1.466578	-.7982199
sigma_u	.20683549					
sigma_e	.1222386					
rho	.74113916	(fraction of variance due to u_i)				
F test that all u_i=0:		F(72, 434) =	16.70	Prob > F = 0.0000		

STDdem	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Intervall]	
STDldrifftsinntekter	.6838126	.0712359	9.60	0.000	.5438024	.8238229
STDtotalrentabilitet	-.2045561	.0306673	-6.67	0.000	-.264831	-.1442813
STDanleggsmidlerendieler	.0333562	.0413636	0.81	0.420	-.0479418	.1146541
STDmarkedbok	-.1659276	.0332306	-4.99	0.000	-.2312404	-.1006147
_cons	1.01e-09	.0210058	0.00	1.000	-.0412858	.0412858
sigma_u	.80346522					
sigma_e	.47484337					
rho	.74113916 (fraction of variance due to u_i)					
F test that all u_i=0:		F(72, 434) =	16.70	Prob > F = 0.0000		

### 5.2.1 Forklaringskraft

Kvadrert-R ( $R^2$ ) er 22,47%. Dette betyr at modellen forklarer 22,47% av endringer i gjeldsandel basert på de uavhengige variablene hos de norskregistrerte og børsnoterte selskapene vi har studert. Dette kan også ses på som en 22,47% gjennomsnittlig forbedring av estimat på kjent gjeldsandel, dersom alternativet er å bruke gjennomsnittsverdien til de inkluderte selskapene som anslag.

Resultatet fremstår tilsynelatende ganske svakt, ettersom det aller mest av svingninger hos gjeldsandel  $1 - R^2 = 1 - 0,2247 = 77,53\%$  ikke lar seg forklare med de variablene som er inkludert. Dette må riktignok ses i lys av det at vi ved å inkludere variabler ekskluderer en rekke andre, noe vi har poengtert tidligere. At det lineære uttrykket redegjør dårlig for selskapenes gjeldsandel kan også ha andre årsaker. Det kan være svakheter ved den teoretiske begrunnelsen/argumentasjonen for valg av variabler (slik at de selskapsspesifikke verdiene ikke kan forventes å ha så tydelig, eller bare marginal evne til å forklare gjeldsandelen). Variablene kan også representere faktorene dårligere enn man har tenkt, slik at andre «selskapsverdier» hadde forklart

<sup>5</sup> Tabell 6: Resultater fra regresjonsmodellen med standardiserte koeffisienter også være at en ikke-lineær tilnærming hadde vært bedre, eller at gjeldsandel hos den gruppen

selskaper vi ser på er mer ad hoc enn man skulle tro.

### 5.2.2 F-test

Denne oppsummerende signifikanstesten viser i vårt tilfelle en p-verdi lavere enn 0,0000 noe som under de fleste signifikanskrav man operer med er både tilstrekkelig og tilfredsstillende. Det indikerer at det variabelsettet sett under ett, mest sannsynlig har en effekt på gjeldsandelen, men uten å påpeke hvorvidt dette gjelder for den enkelte variabel. F-testen kan betraktes som en bekreftelse på at  $R^2$  er signifikant forskjellig fra 0. Dermed kan vi slutte at gjeldsandelen hos de norskregistrerte, børsnoterte selskapene (populasjonen) forklares til en viss, men beviselig, grad av variabelsettet, og at sammenhengen ikke er et resultat av tilfeldighet.

### 5.2.3 Signifikanstest av de ulike koeffisientene (t-test)

#### **ln(driftsinntekter) – variabel for selskapsstørrelse**

Variabelen ln(driftsinntekter) har en koeffisient på: 0,0767, og en absolutt t-verdi på 9,60 med tilhørende P-verdi lavere enn 0,000. Koeffisienten er dermed svært signifikant, og 0-hypotesen om at variabelen i realiteten ikke har noen effekt på gjeldsandelen (at koeffisienten er 0), kan forkastes. Fortegnet (positivt) til koeffisienten er også i tråd med teorien om at økt selskapsstørrelse gir økt gjeldsandel. Vi kan derfor oppsummere med at den teoretiske begrunnelsen for variabelen holder, logaritmen av driftsinntekter er en variabel (representasjon) som fanger opp sammenhengen mellom selskapsstørrelse og gjeldsandel, og at logaritmen av driftsinntekter kan anvendes i et lineært uttrykk for gjeldsandel hos norskregistrerte børsnoterte selskaper, som en av flere variabler.

#### **Totalrentabilitet – variabel for lønnsomhet**

Variabelen totalrentabilitet har en koeffisient på:  $-0,3645$  og en absolutt t-verdi på 6,67 med tilhørende p-verdi under 0,000. Koeffisienten er dermed svært signifikant. 0-hypotesen om at variabelen ikke har noen reell effekt på gjeldsandelen (at koeffisienten egentlig er 0) kan da forkastes. Igjen er fortegnet (negativt) forenelig med det teorien tilsier – at økt lønnsomhet er forbundet med et fall i gjeldsandel. Vi oppsummerer med at den teoretiske begrunnelsen for variabelen er oppfylt, totalrentabilitet er en variabel (representasjon) som fanger opp denne sammenhengen mellom lønnsomhet og gjeldsandelen, og totalrentabilitet fungerer i et lineært uttrykk for gjeldsandel hos norskregistrerte børsnoterte selskaper, som en av flere variabler.

### **Anleggsmidler/eiendeler – variabel for andel håndfaste eiendeler**

Variabelen anleggsmidler/eiendeler har en koeffisient på: 0,3645 og en absolutt t-verdi lik 0,81 med tilhørende p-verdi på 0,42. Dette innebærer svært lav grad av signifikans, og vi kan ikke (med praktisk talt ethvert signifikanskrav) forkaste hypotesen om at koeffisienten i realiteten er 0, at denne variabelen derfor ikke har noen reell effekt på gjeldsandelen. At koeffisientens fortegn er i tråd med det teorien spår bør overses i lys av ikke-signifikans. I utgangspunktet vil vi si at årsaken til at variabelen ikke kan anvendes, enten skyldes at den teoretiske begrunnelsen bak ikke holder for vår selskapsgruppe, eller at selskapsverdien ikke fanger opp en sammenheng som i realiteten eksisterer. Det som er interessant er at ved korrelasjonsanalysen over, som vises i tabell 4, var den lineære sammenhengen mellom anleggsmidler/Eiendeler og gjeldsandel både forskjellig fra 0 og svært signifikant. Dette indikerer at det har oppstått problemer med de andre forklaringsvariablene i regresjonsmodellen. Vi kan uansett konkludere med at denne selskapsverdien som variabel bør holdes ute fra det lineære uttrykket for gjeldsandel, fordi den som del av regresjonsmodellen ikke er signifikant. Vi aner at det kan være snakk om multikollinearitet, men vil ikke teste for dette, som påpekt tidligere.

### **Marked/bok-forhold – variabel for vekstmuligheter**

Variabelen Marked/bok-forhold har en koeffisient på -0,0067 med en absolutt t-verdi lik 4,99 og tilhørende p-verdi under 0,000. Koeffisienten er dermed et svært signifikant, og 0-hypotesen om at koeffisienten i realiteten er 0, og at variabelen ikke skulle ha noen effekt på gjeldsandel, kan forkastes. Fortegnet er i tråd med teoretisk begrunnelse for at variabelen er inkludert, at når vekstmuligheter øker, vil det få gjeldsandelen til å falle. Oppsummert holder den teoretiske argumentasjonen, marked/bok-forholdet fungerer som variabel (representasjon) forklarer sammenhengen mellom vekstmuligheter og gjeldsandel, og marked/bok-forholdet fungerer som en variabel i et lineært uttrykk for gjeldsandel hos norskregistrerte børsnoterte selskaper, som en av flere variabler.

### **Konstantledd**

Konstantleddet er -1,1324 og har en absolutt t-verdi lik 6,66 med en tilhørende p-verdi under 0,000. Den er altså svært signifikant, og null-hypotesen om at konstantleddet egentlig ikke eksisterer (at det er 0) kan forkastes. Man skal være forsiktig med å tillegge konstantleddet for mye betydning, ettersom det er «kunstig» skapt av regresjonsprogrammet Stata, som nevnt i metodekapittelet. Merk også at konstantleddet er negativt, noe som innebærer at dersom alle variablene er 0, så er gjeldsandelen negativ. Dette gir ikke mening, og illustrerer at modellen er begrenset til «rimelige» verdier for forklaringsvariablene. At den laveste observerte verdien for  $\ln(\text{driftsinntekter})$  er 13,85



gjør at konstantleddets størrelse og fortegn, fremstår mindre «problematiske».

#### 5.2.4 Lineært uttrykk

Etter en gjennomgang av koeffisientenes signifikans sitter vi da igjen med tre variabler og et konstantledd. Et uttrykk for estimert gjeldsandel hos populasjonen (hvor vi bare inkluderer det signifikante, og på tross av lav forklaringskraft) kan dermed uttrykkes som:

$$\hat{y}_{GjA} = 0,0767\hat{x}_{lnDI} - 0,3645\hat{x}_{Tot} - 0,0067\hat{x}_{M/B} - 1,1324 \quad (42)$$

$\hat{y}_{GjA}$ : et selskaps predikerte gjeldsandel,  $\hat{x}_{lnDI}$ : er logaritmen av selskapets driftsinntekter

$\hat{x}_{Tot}$ : selskapets totalrentabilitet  $\hat{x}_{M/B}$ : selskapets marked/bok-forhold.

#### 5.2.5 Standardiserte koeffisienter

De standardiserte koeffisientene viser som nevnt antall standardavvik endring i gjeldsgrad som følge av ett standardavvik endring hos den enkelte forklaringsvariabel. Dette brukes til rangering av forklaringsvariablenes betydning for den avhengige.

Regresjonsresultatet gir følgende standardiserte koeffisienter

$$\beta_{lnDI} = 0,6838$$

$$\beta_{Tot} = -0,2046$$

$$\beta_{M/B} = -0,1659$$

Vi får da størrelsesforholdet:  $|\beta_{M/B}| < |\beta_{Tot}| < |\beta_{lnDI}|$

Dette viser at for norskregistrerte børsnoterte selskaper, så er det selskapsstørrelse representert med ln(driftsinntekter) som styrer gjeldsandel mest, etterfulgt av lønnsomhet (totalrentabilitet) og av minst betydning er vekstmuligheter (marked/bok-forholdet).

### 5.3 Sammenligning med Rajan og Zingales

Vi henviser til *vedlegg 3*, som viser Rajan og Zingales regresjonsresultater. Disse vil sammenlignes med regresjonsresultatene som er rapportert og analysert over. Det er store variasjoner i Rajan og Zingales regresjonsresultat, forståelig ettersom regresjonsoperasjonene ble gjort i syv ulike land. Likevel er det samlede bildet ganske klart, og det er hovedsakelig dette vi velger å sammenligne våre resultater med.

Signifikansmessig er det bare for anleggsmidler/eiendeler at våre resultat bryter med tendensen i Rajan og Zingales resultater. Vår regresjon rapporterte denne som klart ikke-signifikant, mens dette

ikke var tilfellet for seks av de syv regresjonsstudiene (7 land, 7 studier) Rajan og Zingales gjorde. Koeffisientenes Fortegn viser også samsvar mellom vårt resultat og Rajan og Zingales, hvis man «slår sammen» deres enkeltlandsresultater. Disse er igjen i tråd med teorien som ligger til grunn for valget av faktorer, og antyder at argumentasjonen på generell basis holder (vi studerer annet land, andre selskaper og litt annen regresjonsmodell).

Rajan og Zingales resultater bekrefter også at de selskapsspesifikke verdiene fungerer som representasjonsvariabler for faktorene (som beskrives i teoridelen), i et lineært uttrykk for gjeldsandel.

Med tanke på forklaringsevne, har vi oppnådd en vel så god grad av forklaringsevne enn flere av Rajan og Zingales enkeltregresjoner – og godt over snittet på 16,57%, selv om vår  $R^2$  og deres «pseudo- $R^2$ » ikke er direkte sammenlignbare. Rajan og Zingales resultater signifikansmessig, viser også ganske lav spredning rundt gjennomsnittet (standardavviket er 7,7%). Dette og at vår forklaringskraft ligger klart innenfor det intervallet som forklaringsgradene som Rajan og Zingales syv regresjoner setter [0.04,0.29] (hvor alle resultatene er signifikant forskjellig fra 0), kan tyde på at variablene er robuste med hensyn på anvendelighet/datagrunnlag, men også at de selskapsspesifikke verdiene vi (Rajan og Zingales) opererer med, har et «forklaringstak».

Betinget signifikans, er det størrelsesmessig bare koeffisientene til  $\ln(\text{eiendeler})$  og totalrentabilitet som faller innenfor de «yttergrensene» av koeffisientverdier som er oppnådd i Rajan og Zingales syv studier. Marked/bok-forhold-variabelen vi oppnådde hadde en koeffisienten på -0,0067, mens i Rajan og Zingales ligger alle signifikante koeffisienter for denne variabelen innenfor intervallet: [-0.20,-0.04]. Vi har ikke tilgang på data til å kunne sammenligne standardiserte koeffisienter.

#### 5.4 Test av robusthet

Som en vurdering av resultatenes robusthet, gjentok vi regresjonsoperasjonen justeringer som vi gjorde for å se om datamaterialet kunne gi opphav til «bedre» resultater. Først utførte vi en regresjonsanalyse hvor vi endret størrelsesvariabelen til naturlig logaritme av eiendeler. At dette er et naturlig alternativ er argumentert for i datakapittelet. Deretter «trimmet» vi datagrunnlaget, med sikte på å plukke bort verdier som skjønnsmessig fremsto usannsynlige (feilaktige). Hvorfor dette kan ha stor effekt er forklart i metodekapittelet. Til sist så vi på eventuelle transformasjoner av de inkluderte variablene, for å se om datamaterialet kunne forklare mer dersom det ble «presentert» annerledes.

### 5.4.1 ln(eiendeler)

Å la størrelse være representert med naturlig logaritmen av eiendeler i motsetning til driftsinntekter er utbredt, og det var derfor naturlig å se om en slik justering ville noen gi forbedring av resultat. I *tabell 4* for korrelasjonskoeffisienter, ser vi at korrelasjonskoeffisienten mellom ln(driftsinntekter) og gjeldsandel og ln(eiendeler) og gjeldsandel er henholdsvis 0,361 og 0,453 (begge signifikante med  $\alpha = 0,01$ ). Spredningsplott i *vedlegg 5* og *vedlegg 4* illustrerer dessuten en noe tydeligere/tettere lineær sammenheng med gjeldsandel for ln(eiendeler) enn for ln(driftsinntekter). Både korrelasjonskoeffisient og spredningsplott antyder at ln(eiendeler) er en bedre variabel for selskapsstørrelse enn ln(driftsinntekter) for de selskapene vi studerer.

Henviser til *vedlegg 6* og *vedlegg 7*, som viser regresjonsresultater med henholdsvis ordinære koeffisienter og standardiserte koeffisienter med alternativ størrelsesvariabel, ln(eiendeler). Sammenlignet med den opprinnelige regresjonen, er det signifikansmessig samme bilde, (F-verdien er noe lavere, variabelen anleggsmidler/eiendeler er klart ikke-signifikant, mens de øvrige er signifikante ved  $\alpha = 0,01$ ). Absoluttverdien til de standardiserte koeffisienter viser samme rangering:

$$|\beta_{M/B}| < |\beta_{Tot}| < |\beta_{lnE}|$$

Følgende uttrykk for estimert gjeldsandel ble resultatet med ln(eiendeler) som størrelsesvariabel. Vi presiserer igjen at uttrykket ikke kan forventes å gi en fullverdig forklaring ettersom forklaringsgraden fortsatt er svært lav)

$$\hat{y}_{GjA} = 0,13334\hat{x}_{lnE} - 0,3350\hat{x}_{Tot} - 0,0047\hat{x}_{M/B} - 2,2935 \quad (43)$$

$\hat{x}_{lnE}$ : naturlig logaritme av selskapets eiendeler

Man kan se at fortegnene er de samme som over, men at konstantleddets størrelse har økt vesentlig.  $R^2$  steg til 25,27%. Resultatet styrker argumentasjonen bak selskapsstørrelse som relevant faktor for gjeldsandel hos norskregistrerte børsnoterte selskaper. Om ambisjonen er maksimal forklaringskraft er ln(eiendeler) tilsynelatende en bedre variabel/representasjon for selskapsstørrelse i det lineære uttrykket for gjeldsandel (hos vår selskapstype), enn ln(driftsinntekter).

### 5.4.2 Trimmede data

Vi valgte også å gjennomgå datamaterialet kritisk, for eventuelt å revidere bort verdier som strider med rimelighet og det variabelen er ment å uttrykke. Dette er som påpekt potensielt risikofyllt ettersom ekstreme verdier kan fremstå usannsynlige selv om de faktisk er korrekte. Vi satte derfor opp en betingelse om at fjernede verdier maksimalt skulle utgjøre 1% av observerte verdier. Henviser til regresjonsresultatene i *vedlegg 8* og *vedlegg 9*, som viser regresjonsresultater med henholdsvis

ordinære og standardiserte koeffisienter med et trimmet datamateriale.

Regresjonsresultatene med det trimmede datasettet viste en forklaringskraft på  $R^2 = 30,16\%$ , som er en vesentlig forbedring av forklaringskraft sammenlignet med det bruk av det «rene» datamaterialet.

Regresjonsligningen med nye koeffisienter blir:

$$\hat{y}_{GjA} = 0,0607\hat{x}_{lnDI} - 0,1784\hat{x}_{Tot} - 0,0326\hat{x}_{M/B} - 0,7244 \quad (44)$$

Rangeringen av standardiserte koeffisienter har endret seg:  $|\beta_{lnDI}| > |\beta_{M/B}| > |\beta_{Tot}|$  som indikerer at et mindre sprikende datamateriale gjorde vekstmuligheter (marked/bok-forholdet) relativt sett viktigere for gjeldsandel. Signifikansbildet er som over variabelspesifikt, mens F-testen antyder svært signifikante resultat under ett, med en verdi på 60,66. Man skal være forsiktig med å slutte noe basert på en slik tilnærming som dette, men det vi kan si er at datamaterialet sannsynligvis er preget av ekstreme observasjoner, og at regresjonsresultatet er sensitivt overfor disse.

### 5.4.3 Transformasjon

Vi gikk grundig gjennom datamaterialet og testet for eventuelle transformasjoner av de inkluderte variablene, som kunne gi en klarere sammenheng. Vi begrenset forsøkene til «generelle algoritmer», slik at ikke transformasjonen fremstår som for konstruert. Den eneste som ga vesentlig forbedring var transformasjonen av marked/bok-forholdet. Utgangspunktet var preget av svært stor avstand mellom de minste og de største verdiene (potensielt feil i datamaterialet), så den naturlige logaritmen av denne selskapsverdien reduserte antakeligvis problemet forbundet med ekstremverdier og bruk av minste kvadraters-metode (som nevnt i metodekapittel). Hvis man ser på korrelasjonskoeffisientene i *tabell 4*, ser man også at den lineære sammenhengen mellom den transformerte variabelen ( $\ln(\text{marked/bok-forholdet})$ ) og gjeldsandel er langt sterkere enn for den opprinnelige variabelen (marked/bok-forholdet), med korrelasjonskoeffisienter på henholdsvis -0,680 og -0,320. Forbedringen kan også ses visuelt, og *vedlegg 10 og 11*, som viser to grafer som plotter marked/bok- forhold og den den transformerte variabelen, mot gjeldsandel. Der ser man tydelig sterkere lineær sammenheng med den transformerte variabelen.

*Vedlegg 12* viser regresjonsresultatene men den transformerte variabelen for vekstmuligheter ( $\ln(\text{marked/bok-forholdet})$ ), og det første man bør merke seg er at  $R^2$  med transformasjonen nå 52,81%, en massiv forbedring av forklaringsevne. Regresjonsresultatet som helhet er dessuten dønn signifikant med en F-verdi lik 151,18, og variabelspesifikt er det samme mønster som over, hvor samtlige variabler utenom anleggsmidler/eiendeler er tydelig signifikante ( $\alpha=0,01$ ). Alle signifikante

koeffisienter har også samme (riktig) fortegn som ved den opprinnelige regresjonsmodellen.

Uttrykket med transformasjon blir:

$$\hat{y}_{GjA} = 0,0447\hat{x}_{lnDI} - 0,2112\hat{x}_{Tot} - 0,1262\hat{x}_{M/B} - 0,4122 \quad (45)$$

Henviser til *vedlegg 13*, som viser regresjonsresultater med standardiserte koeffisienter, hvor rangeringen av koeffisientenes absoluttverdi indikerer at transformasjonen har gjort vekstmuligheter viktigere for gjeldsandel.

$$|\beta_{M/B}| > |\beta_{lnDI}| > |\beta_{Tot}|$$

Selv om resultatet fremstår sterkt forbedret med hensyn på forklaringskraft, skal man ta dette med en klype salt, da transformasjonen potensielt «skaper» en sammenheng.

## 6.1 Oppsummering

Vi presiserer at rekrutteringen til selskapsutvalg innebar enkelte kriterier som begrenser muligheten for en generalisering til populasjon. Så resultatene, analysen og konklusjon som er basert på utvalget må tolkes med denne svakheten i bakhodet.

Tre av fire forklaringsvariabler (ln(driftsinntekter), totalrentabilitet og marked/bok-forhold) var klart signifikante, og fungerte fint sammen i det lineære uttrykket for gjeldsandel. Dette ble bekreftet av robusthetstester. For disse variablene er inntrykket at argumentasjonen de er bygget på holder, og at de selskaps-spesifikke verdiene (variablene) representerer den teoretiske forventningen godt.

Det er i likhet med Rajan og Zingales resultater en grad av forklaring som er signifikant forskjellig fra 0, og sett bort ifra variabelen anleggsmidler/eiendeler, er våre koeffisienter minst like signifikante som Rajan og Zingales. Standardiserte koeffisienter til inkluderte variabler (kun signifikante) i den opprinnelige modellen, viser at det er selskapsstørrelse som styrer gjeldsandel hos norskregistrerte børsnoterte selskaper mest. Etterfulgt av lønnsomhet og vekstmuligheter.

Forklaringsgraden til den opprinnelige regresjonsligningen er 22,47% som må anses for å være svakt, selv om evnen til å forklare er klart signifikant. Hva som er årsaken til at størsteparten av gjeldsandel hos de norskregistrerte børsnoterte selskapene ikke lar seg forklare av de variabler vi har anvendt

kan ha flere årsaker. Først og fremst er det garantert en rekke variabler som er utelatt. Teorien som valg av variabler er bygget på kan ha svakheter (slik at effekten er mindre enn man på teoretisk grunnlag skulle forvente). Variabler som er anvendt kan være «dårlige» representasjoner for de faktorene de skal uttrykke, noe som bekreftes av at robusthetstesting med alternativ størrelsesvariabel (logaritmen av eiendeler) ga en høyere forklaringskraft. Det kan også være at å bryte med linearitet hadde forbedret modellen. Og til sist er det godt mulig at gjeldsandel hos norskregistrerte børsnoterte selskaper er mer ad hoc enn man skulle tro.

Det er også interessant at vår oppnådde forklaringssevne (den opprinnelige modellen) befinner seg klart innenfor de grader av forklaringssevne som Rajan og Zingales oppnådde for de ulike landene (regresjonene). Dette i sammenheng med Rajan og Zingales tall, antyder at variablene er «robuste» med hensyn på datagrunnlag, men også at det opprinnelige variabelsettet kan være heftet med et tak for hvor mye de kan forklare.

At transformasjon av en av enkeltvariablene (marked/bok-forholdet) medførte en forklaringsgrad på  $R^2 = 52,81\%$ , indikerer at datamaterialet har et mye større forklaringspotensial, som ikke kommer til uttrykk i den opprinnelige regresjonen med Rajan og Zingales variabelsett.

## 7.1 Konklusjon

Vi konkluderer dermed med at gjeldsandel hos norskregistrerte børsnoterte selskaper i hvert fall delvis (men sikkert) lar seg lineært uttrykke med selskapsspesifikke verdier. Sammenhengen bærer riktignok preg av lav forklaringskraft og åpenbar mangel på forklaringsvariabler. Det at koeffisienters fortegn, signifikans og forklaringsgrad stemmer mye overens med Rajan og Zingales resultater bekrefter at variablene er bygget på logiske og relevante sammenhenger, og at variablene er så «robuste» at de fungerer på ulike datagrunnlag (forskjellige selskap, forskjellige land). Det virker riktignok som om forklaringsvariablene som sett, har et tak for hvor mye de kan forklare. Likevel antyder tester for robusthet at blant de variablene som hadde forbedret det lineære uttrykket for gjeldsandel, er det flere selskapsspesifikke verdier utover de vi har anvendt.

Dette ligner en av Rajan og Zingales slutninger om at en forbedret modell oppnås ved større kunnskap og empiri rundt faktorer som kan knyttes til kapitalstruktur.

## 8.1 Bruksområder og nytteverdi

Med utgangspunkt i de hypotetiske bruksområdene og mulige nytteverdi av resultater, som vi

definerte/antok i innledningen, og i lys av realiserte resultater og konklusjon, kan vi komme med noen svar og tanker rundt anvendelse. Vi ser verdi i det å vite at modellen har en beviselig forklaringsgrad, og at denne kan henføres til tre av forklaringsvariablene, noe som fungerer som bevis på at faktorene bak variablene har en beviselig kobling til gjeldsandelen hos de selskapene vi har studert. Ettersom forklaringsgraden er så liten, er disse resultatene, slik vi ser det, kanskje mest interessant dersom man skal konstruere en ny modell med flere variabler enn vi opererer med. Dessuten virker det som om variabelsettet er robust med tanke på det datagrunnlag de skal representere. Det kan også ha nytteverdi for den som ønsker å gjenta denne studien, men på en annen populasjon av selskaper.

Selv om regresjonsresultatene er langt unna en fullverdig forklaring av gjeldsandelen hos norskregistrerte børsnoterte selskaper, er det faktum at forklaringsevnen er beviselig større enn 0, grunn til å tro at resultatet kan brukes til mer enn en beskrivelse og forklaring. Hypotetisk ser vi for oss en strategi hvor selskapers gjeldsandel predikeres med modellen, og hvor modellens predikerte gjeldsandel over tid for et utvalg selskaper, gir et bedre anslag for i hvilken retning selskapers gjeldsandel endrer seg, enn den som oppnås ved å si at oppgang eller nedgang er like sannsynlig (tilfeldig). Vi forestiller oss at dette kan anvendes som del av en investeringsstrategi uten at vi har kompetansen til å utdype akkurat hvordan det skal gjøres. Men, dersom markedet ikke allerede har inkorporert sammenhengen (noe det godt mulig allerede har), ser vi for oss (kanskje naivt) at dette kan man tjene penger på.

## Litteraturliste

**Agathee, Ushad Subadar, Chong, J. Wong Woon, Fowdar, Soorjai, Lamport, Matthew J., og Sannasse, R. Vinesh. 2009. "Factors affecting Leverage: An Empirical Analysis of Mauritius Companies". University of Mauritius Research Journal. Vol. 15, s 230-242. Hentet 06 Mai 2017 fra**



<https://www.ajol.info/index.php/umrj/article/viewFile/131036/120625>

Alcock, Jamie T., Steiner, Eva og Tan, Kelvin J. K. 2014. "Joint Leverage and Maturity Choices in Real Estate Firms: The Role of the REIT Status". Hentet 06 Mai 2017 fra

<https://www.repository.cam.ac.uk/bitstream/handle/1810/246080/template.pdf?sequence=1>

Alzomia, Turki. 2014. "Capital Structure Determinants of Publicly Listed Companies in Saudi Arabia". The International Journal of Business and Finance Research. Vol. 08, nr.2, s 53-68. Hentet 06 Mai 2017 fra

<http://fac.ksu.edu.sa/alzomaia/publication/125269>

Barclay, Micheal J., Morellec, Erwan og Smith, Clifford W. Jan 2006. "On the Debt Capacity of Growth Options". The Journal of Buisness, Vol. 79, Nr. 1, s 37-60. Hentet 06 Mai 2017 fra

<https://infoscience.epfl.ch/record/148476/files/On%20the%20debt%20capacity%20of%20growth%20options.pdf>

Berk, Jonathan og Peter DeMarzo. 2011. Corporate Finance. Tredje utgave.

Brown, James Dean. 1999. "Shiken: Jalt Testing & Evaluation SIG Newsletter", 3 (1), s 20-25. Hentet 06 Mai 2017 fra

<https://jalt.org/test/PDF/Brown4.pdf>

Chaney, Beth H., Chaney, J. Don, Hanik, Bruce W. og Stellefson, Micheal L. 2008. "A Tutorial on Calculating and Interpreting Regression Coefficients in Health Behavior Research". The Health Educator, Vol. 40, nr.1, s 12-20. Hentet 06 Mai 2017 fra

<http://files.eric.ed.gov/fulltext/EJ863505.pdf>

Christoffersen, Line, Johannesen, Asbjørn og Tufte, Per Arne. 2016. «Introduksjon til Samfunnsvitenskapelig Metode», 5. Utgave.

Dean, Susan og Illowski, Barbara. 2009. Publisert hos: «OpenStax CNX». Hentet 06 Mai 2017 fra

<https://cnx.org/contents/wAVi9myf@15/Linear-Regression-and-Correlat>

Eckel, Sandra P. 2009. "Discussion: Random Effects versus Fixed Effects". Publisert av USC, Februar 2009. Hentet 06 Mai 2017 fra

[http://www-hsc.usc.edu/~eckel/talk\\_CDrandomInterceptFeb2010.pdf](http://www-hsc.usc.edu/~eckel/talk_CDrandomInterceptFeb2010.pdf)

Eisenhauer, Joseph G. 2003. "Regression through the Origin". Teaching Statistics, Vol. 25, nr.3, s 76-80. Hentet Mai 2017 fra

[https://online.stat.psu.edu/~ajw13/stat501/SpecialTopics/Reg\\_thru\\_origin.pdf](https://online.stat.psu.edu/~ajw13/stat501/SpecialTopics/Reg_thru_origin.pdf)

Fan, Joseph P. H., Titman, Sheridan og Twite, Garry. "An International Comparison of Capital Structure and Debt Maturity Choices". 2012. Journal of Financial and Quantitative Analysis. Vol. 47, nr.01, s 23-56. Hentet 06 Mai fra

<http://www.nber.org/papers/w16445>

Flemming, Michael C. og Nellis, Joseph G. 2000. «Principals of Applied Statistics: An Integrated Approach using MINITAB and Exel». 2. Utgave.

Ghi, Tran Nha. Aug 2016. «The Determinants of the Capital Structure of the Real Estate Firms in Vietnam». International Journal of Information Research and Review, Vol. 03, Issue 08, s 2734-2739. Hentet 06 Mai 2017 fra

<http://www.ijirr.com/sites/default/files/issues-files/1297.pdf>

Gill, Amarjit og Mathur, Neil. 2011. «Factors that Influence Financial Leverage of Canadian Firms». Journal of Applied Finance & Banking. Vol. 1, nr.2, s 19-37. Hentet 06 Mai 2017 fra

[http://www.sciencpress.com/upload/JAFB/Vol%201\\_2\\_2.pdf](http://www.sciencpress.com/upload/JAFB/Vol%201_2_2.pdf)

Gowda, Vinaj. 2016. "Why having little Debt is good for Companies". ATS: Wealth Managers, blog. Hentet 15 Mai 2017 fra:

<https://atswealthmanagers.com/ats-blog/why-having-little-debt-is-good-for-companies/>

Harris, Milton og Raviv, Arthur. 1991. «The Theory of Capital Structure». The Journal of Finance. Vol. 46, Utgivelse 1, s 297-355. Hentet 06 Mai 2017 fra

[http://solvay.ulb.ac.be/cours/pirotte/INGESTcovalfi/readings%202014/4a%20-%20Harris%20&%20Raviv%20\(1991\)%20-%20The%20Theory%20of%20Capital%20Structure%20\(don't%20read%20in%20full%20necessarily%20-%20to%20help%20you%20with%20some%20of%20the%20sections%20you%20did%20not%20understand%20well\).pdf](http://solvay.ulb.ac.be/cours/pirotte/INGESTcovalfi/readings%202014/4a%20-%20Harris%20&%20Raviv%20(1991)%20-%20The%20Theory%20of%20Capital%20Structure%20(don't%20read%20in%20full%20necessarily%20-%20to%20help%20you%20with%20some%20of%20the%20sections%20you%20did%20not%20understand%20well).pdf)

Kamau, Simon M. og Muiru, Monicah. 2014. "An Assessment of Capital Structure Decisions by Small and Medium Enterprises in Kenya". Research Journal of Finance and Accounting. Vol. 05, nr. 15. Hentet 06 Mai 2017 fra

<http://iiste.org/Journals/index.php/RJFA/article/view/14782>

Kirchner, James. 2001. «Data Analysis Toolkit nr.10: Simple Linear Regression». Hentet 06 Mai 2017 fra

[http://seismo.berkeley.edu/~kirchner/eps\\_120/Toolkits/Toolkit\\_10.pdf](http://seismo.berkeley.edu/~kirchner/eps_120/Toolkits/Toolkit_10.pdf)

Maddala, G.S. 2001. "Introduction to Econometrics", 3. Utgave.

McManus, Patricia A. 2011. "Introduction to Regression Models for Panel Data Analysis". Hentet 06 Mai 2017 fra

[http://www.indiana.edu/~wim/docs/10\\_7\\_2011\\_slides.pdf](http://www.indiana.edu/~wim/docs/10_7_2011_slides.pdf)

Moss, LeeAnn og Sporleder, Thomas. 2004. "Knowledge Capital, Intangible Assets, and Leverage: Evidence from U.S. Agricultural Biotechnology Firms". International Food and Agribusiness Management Review Volume 7, Issue 2, s 26-36. Hentet 06 Mai 2017 fra

<https://www.ifama.org/resources/Documents/v7i2/Sporleder-Moss.pdf>

Myers, Stewart C. 1984. The Capital Structure puzzle. The Journal of Finance. Juli. -3 : Vol XXXIX. Hentet 06 Mai 2017 fra

<http://www.nber.org/papers/w1393.pdf>

Nijenhuis, Koert te. 2013. «Important Factors in Determining the Capital Structure of a Company. Empirical Evidence from Dutch Companies». Hentet 06 Mai 2017 fra

<http://essay.utwente.nl/64528/>

Osborne, Jason W. og Waters, Elaine. 2002. «Four Assumptions of Multiple Regression that Researchers Should Always Test». "Practical Assessment, Research & Evaluation", Vol. 8, nr.2. Hentet 06 Mai 2017 fra

<http://pareonline.net/getvn.asp?n=2&v=8>

Rajan, Raghuram G. og Zingales, Luigi. 1995. "What do we know about capital Structure? Some evidence from International Data. The Journal of Finance. Vol. 50, s 1421-1460. Hentet 06 Mai 2017 fra

[http://siteresources.worldbank.org/INTEPCOMNET/Resources/Rajan\\_and\\_Zingales\\_1995.pdf](http://siteresources.worldbank.org/INTEPCOMNET/Resources/Rajan_and_Zingales_1995.pdf)

Reinertsen, Jon. 2005. «Grunnleggende Statistikk». Arbeidsnotater fra Høgskolen i Buskerud, nr.62.  
Hentet Mai 2017 fra

<https://brage.bibsys.no/xmlui/handle/11250/141895>

Schmidheiny, Kurt. 2016. "Panel Data: Fixed Effects and Random Effects". Short Guides to  
Microeconometrics. Hentet 06 mai 2017 fra

<http://schmidheiny.name/teaching/panel2up.pdf>

Silverman, Stuart G., Tuncali, Kemal og Zou, Kelly H. 2003. «Correlation and Simple Linear  
Regression». Publisert av «Investigative Radiology», Vol. 227, nr.3, s 618-622. Hentet 06 Mai 2017  
fra

<http://inst-mat.utsalca.cl/~cdelpino/modelos/articulos/2008/REGRESSION.pdf>

Song, Han-Suck. 2005. "Capital Structure Determinants: An Empirical Study of Swedish  
Companies". Hentet 06 Mai 2017 fra

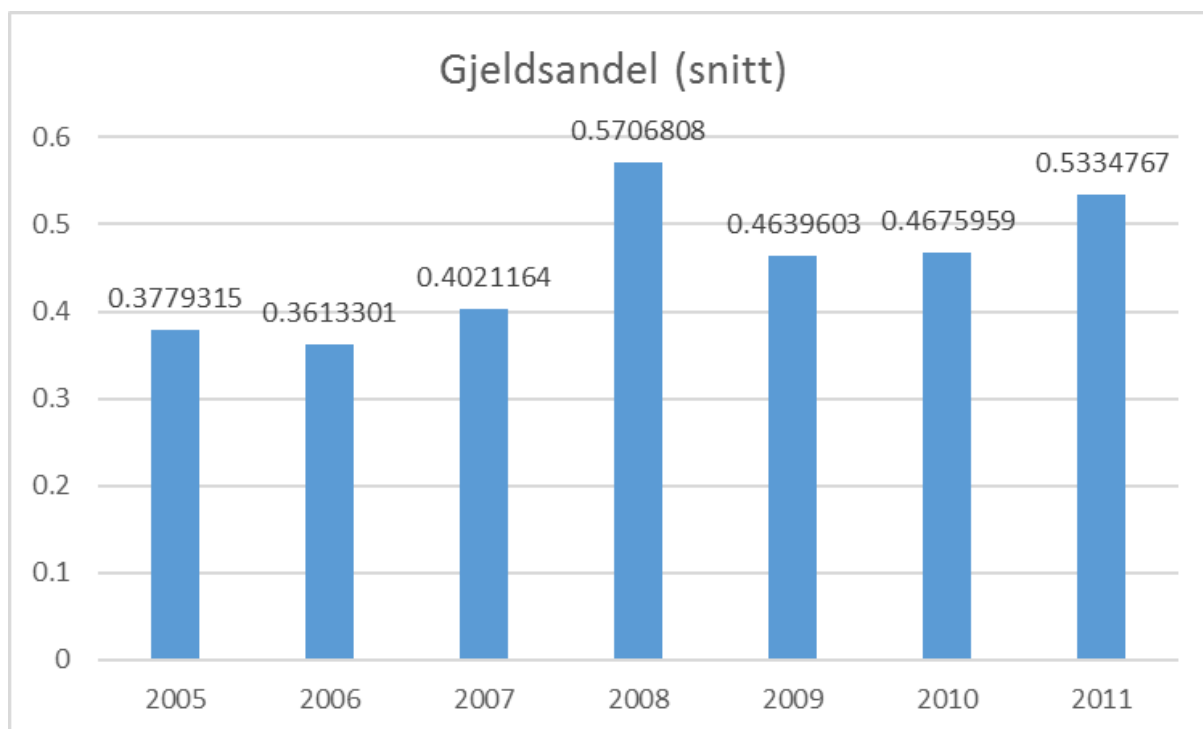
<https://ideas.repec.org/p/hhs/cesisp/0025.html>

Ubøe, Jan. 2012. «Statistikk for økonomifaget», 4. Utgave.

Williams Richard. 2016. "Panel Data 4: Fixed Effects vs Random Effects Models". Hentet 06 Mai  
2017 fra

<https://www3.nd.edu/~rwilliam/stats3/Panel04-FixedVsRandom.pdf>

## Vedlegg 1



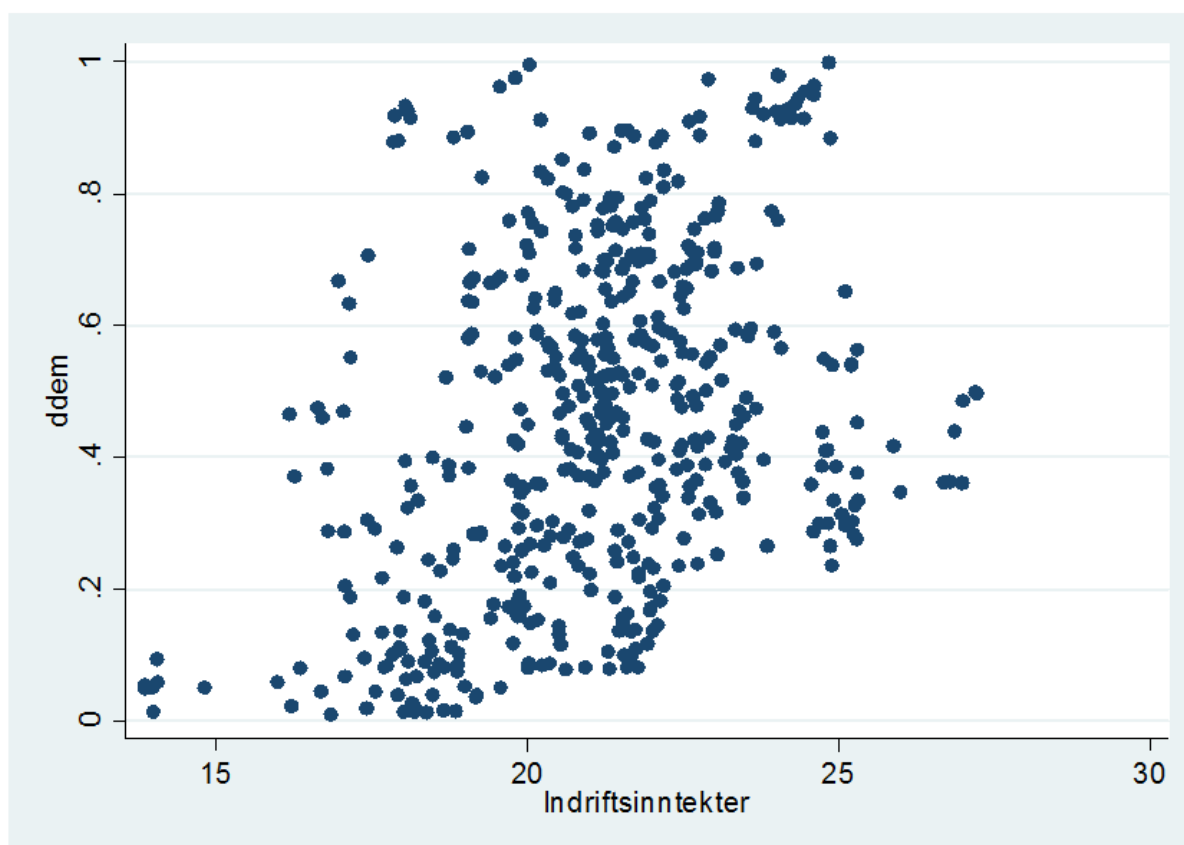
## Vedlegg 2

Oppgavens utvalg		
1. ABG Sundal Collier ASA	26. Fred. Olsen Energy ASA	51. Olav Thon Eiendomsselskap ASA
2. Acta Holding ASA	27. Funcom ASA	52. Opera Software ASA
3. AF Gruppen ASA	28. Goodtech ASA	53. Orkla ASA
4. Aker American Shipping ASA	29. Grenland Group ASA	54. PhotoCure ASA
5. Aker ASA	30. Gyldendal ASA	55. PSI Group ASA
6. Aker Seafoods ASA	31. Hafslund ASA	56. Q-Free ASA
7. Aktiv Kapital ASA	32. Havila Shipping ASA	57. Rocksource ASA
8. Arendals Fossekompagni ASA	33. Hexagon Composites ASA	58. Scana Industrier ASA
9. Axis-Shield ASA	34. I.M. Skaugen ASA	59. Schibsted ASA
10. Biotec Pharmacon ASA	35. Ignis ASA	60. Sevan Marine ASA
11. Birdstep Technology ASA	36. Inmeta ASA	61. Skiens Aktiemølle ASA
12. Bonheur ASA	37. Itera Consulting Group ASA	62. Solstad Offshore ASA
13. Borgestad ASA	38. Kitron ASA	63. Statoil ASA
14. Byggma ASA	39. Komplet AS	64. Storebrand ASA
15. Cermaq ASA	40. Kongsberg Automotive Holding ASA	65. Teco Coating Services ASA
16. Data Respons ASA	41. Kongsberg Gruppen ASA	66. Telenor ASA
17. DnB NOR ASA	42. Kverneland ASA	67. TGS-NOPEC Geophysical Company ASA
18. DNO ASA	43. Lerøy Seafood Group ASA	68. Tomra Systems ASA
19. DOF ASA	44. Medi-Stim ASA	69. TTS Marine ASA
20. Domstein ASA	45. Namsos Trafikkselskap ASA	70. veidekke ASA
21. Eidesvik Offshore ASA	46. Norsk Hydro ASA	71. Voss Veksel- og Landmandsbank ASA
22. Ekornes ASA	47. Norske Skogindustrier ASA	72. Wilson ASA
23. Eltek ASA	48. Norwegian Air Shuttle ASA	73. Yara International ASA
24. Ementor ASA	49. Nutri Pharma ASA	
25. Farstad Shipping ASA	50. Odfjell ASA	

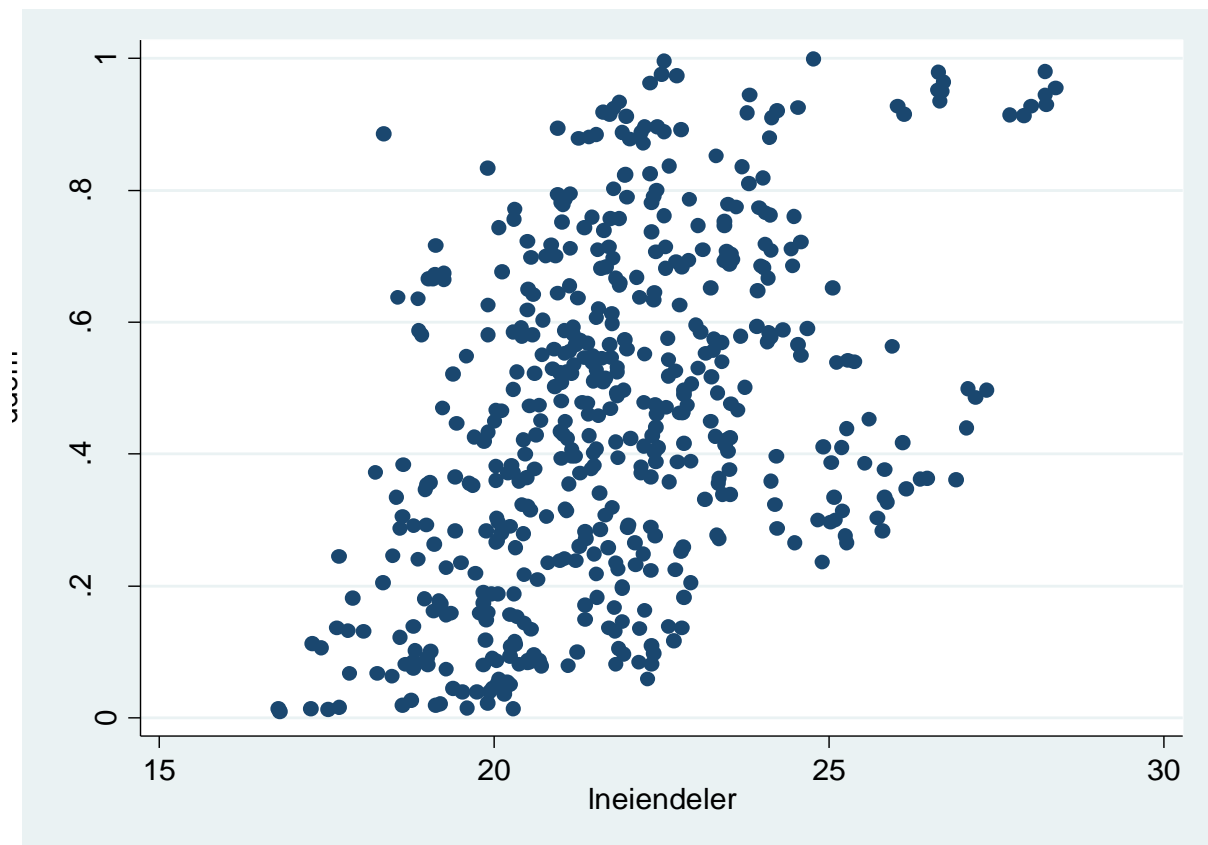
Vedlegg 3

Country Variable	United States	Japan	Germany	France	Italy	United Kingdom	Canada
Panel A: Book Capital							
Tangibility	0.50*** (0.04)	1.41*** (0.18)	0.42** (0.19)	0.53** (0.26)	0.36 (0.23)	0.41*** (0.07)	0.26*** (0.10)
Market-to-book	-0.17*** (0.01)	-0.04 (0.04)	-0.20*** (0.07)	-0.17** (0.08)	-0.19 (0.14)	-0.13*** (0.03)	-0.11*** (0.04)
Logsale	0.06*** (0.01)	0.11*** (0.02)	-0.07*** (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.03)	0.026*** (0.01)	0.08*** (0.01)
Profitability	-0.41*** (0.1)	-4.26*** (0.60)	0.15 (0.52)	-0.02 (0.72)	-0.16 (0.85)	-0.34 (0.30)	-0.46** (0.22)
Number of observations	2079	316	175	117	96	522	264
Pseudo R <sup>2</sup>	0.21	0.29	0.12	0.12	0.05	0.18	0.19

Vedlegg 4



### Vedlegg 5



### Vedlegg 6

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	511
Group variable: selskap		Number of groups	=	73
R-sq: within	= 0.2440	Obs per group: min	=	7
between	= 0.2826	avg	=	7.0
overall	= 0.2527	max	=	7
corr(u_i, Xb)	= -0.6335	F(4,434)	=	35.01
		Prob > F	=	0.0000

ddem	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lneiendeler	.1333865	.0145813	9.15	0.000	.1047278	.1620452
totalrentabilitet	-.3349849	.054615	-6.13	0.000	-.4423278	-.2276421
anleggsmidlereieindeler	-.036919	.0423234	-0.87	0.384	-.1201033	.0462653
markedbok	-.0047373	.001381	-3.43	0.001	-.0074516	-.002023
_cons	-2.393509	.3154544	-7.59	0.000	-3.013518	-1.773501

sigma_u	.24870423					
sigma_e	.12323384					
rho	.80287505	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0:	F(72, 434) =	15.56	Prob > F =	0.0000
------------------------	--------------	-------	------------	--------

## Vedlegg 7

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	511		
Group variable: selskap		Number of groups	=	73		
R-sq: within	= 0.2440	Obs per group: min	=	7		
between	= 0.2826	avg	=	7.0		
overall	= 0.2527	max	=	7		
corr(u_i, Xb) = -0.6335		F(4,434)	=	35.01		
		Prob > F	=	0.0000		
STDddem	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
STDlneiendeler	1.102699	.1205428	9.15	0.000	.8657792	1.33962
STDtotalrentabilitet	-.1879874	.030649	-6.13	0.000	-.2482263	-.1277486
STDanleggsmidlereindeler	-.0368183	.0422079	-0.87	0.384	-.1197757	.0461391
STDmarkedbok	-.1176971	.0343114	-3.43	0.001	-.1851343	-.05026
_cons	-1.69e-10	.0211769	-0.00	1.000	-.041622	.041622
sigma_u	.9661069					
sigma_e	.47870946					
rho	.80287504	(fraction of variance due to u_i)				
F test that all u_i=0:		F(72, 434) =	15.56	Prob > F = 0.0000		

## Vedlegg 8

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	477		
Group variable: selskap		Number of groups	=	73		
R-sq: within	= 0.3776	Obs per group: min	=	1		
between	= 0.2826	avg	=	6.5		
overall	= 0.3016	max	=	7		
corr(u_i, Xb) = -0.1002		F(4,400)	=	60.66		
		Prob > F	=	0.0000		
ddem	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lndriftsinntekter	.060681	.0075571	8.03	0.000	.0458244	.0755376
totalrentabilitet	-.3435282	.0606686	-5.66	0.000	-.4627974	-.224259
anleggsmidlereindeler	-.0040447	.0456705	-0.09	0.929	-.0938288	.0857394
markedbok	-.0326172	.0031875	-10.23	0.000	-.0388837	-.0263508
_cons	-.7244084	.1624037	-4.46	0.000	-1.04368	-.4051369
sigma_u	.18706478					
sigma_e	.10905966					
rho	.74632739	(fraction of variance due to u_i)				
F test that all u_i=0:		F(72, 400) =	16.41	Prob > F = 0.0000		



### Vedlegg 9

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	477
Group variable: selskap		Number of groups	=	73
R-sq: within	= 0.3776	Obs per group: min	=	1
between	= 0.2826	avg	=	6.5
overall	= 0.3016	max	=	7
corr(u_i, Xb)	= -0.1002	F(4,400)	=	60.66
		Prob > F	=	0.0000

STDdDEM	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
STDlndriftsinntekter	.5475562	.0681917	8.03	0.000	.4134973 .681615
STDtotalrentabilitet	-.178386	.0315038	-5.66	0.000	-.2403197 -.1164523
STDanleggsmidlereindeler	-.0039183	.0442431	-0.09	0.929	-.0908963 .0830597
STDmarkedbok	-.2696362	.0263504	-10.23	0.000	-.3214389 -.2178335
_cons	.0002812	.0198885	0.01	0.989	-.0388178 .0393802

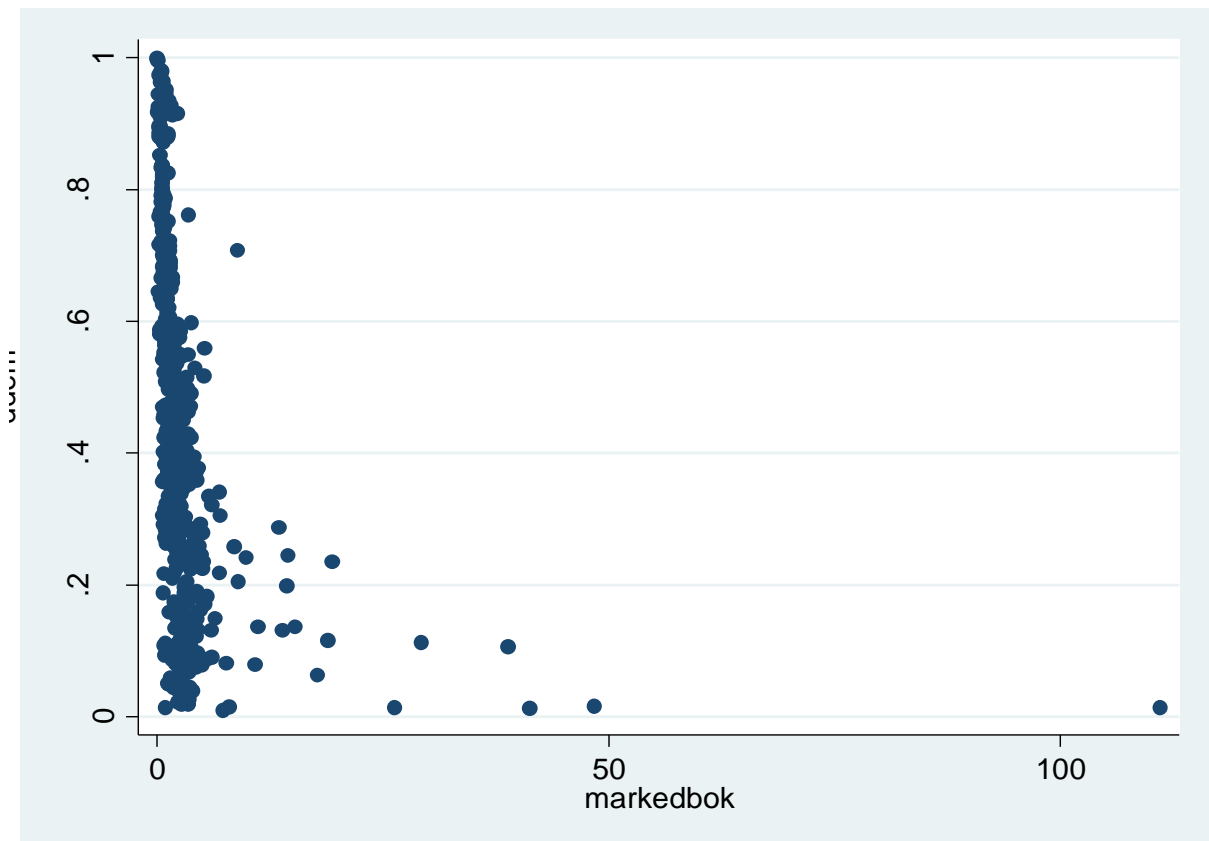
  

sigma_u	.73552769				
sigma_e	.42881614				
rho	.74632739	(fraction of variance due to u_i)			

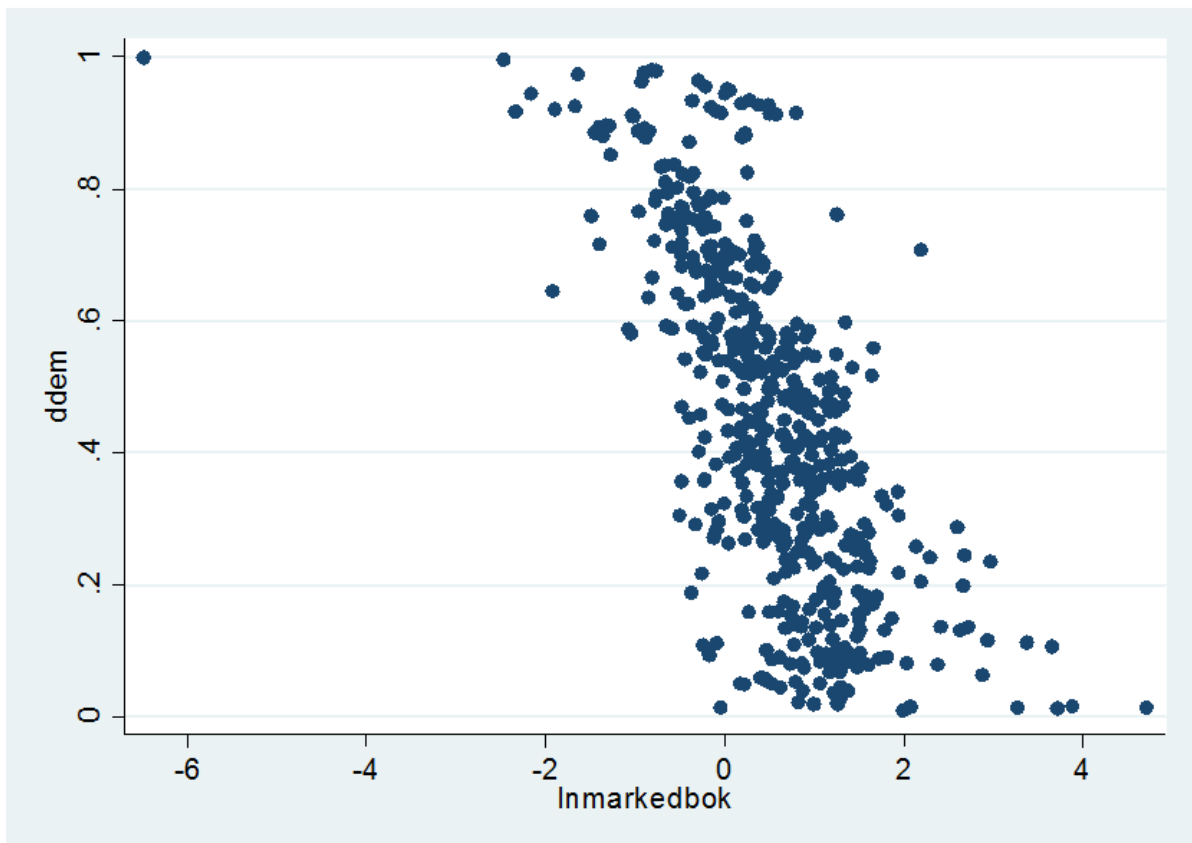
  

F test that all u_i=0:	F(72, 400) =	16.41	Prob > F =	0.0000
------------------------	--------------	-------	------------	--------

### Vedlegg 10



Vedlegg 11



Vedlegg 12

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	511
Group variable: selskap		Number of groups	=	73
R-sq: within	= 0.5822	Obs per group: min	=	7
between	= 0.5120	avg	=	7.0
overall	= 0.5281	max	=	7
corr(u_i, Xb)	= 0.1028	F(4, 434)	=	151.18
		Prob > F	=	0.0000

ddem	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
Indriftsinntekter	.0446617	.0062339	7.16	0.000	.0324092 .0569142
totalrentabilitet	-.2111947	.0416953	-5.07	0.000	-.2931446 -.1292449
anleggsmidlereindeler	.0112783	.0310965	0.36	0.717	-.0498402 .0723968
lnmarkedbok	-.1261974	.0064478	-19.57	0.000	-.1388702 -.1135247
_cons	-.4121978	.1332821	-3.09	0.002	-.6741563 -.1502392

sigma_u	.15710351				
sigma_e	.09161196				
rho	.74624523	(fraction of variance due to u_i)			

F test that all u_i=0:	F(72, 434) =	19.11	Prob > F =	0.0000
------------------------	--------------	-------	------------	--------

Vedlegg 13

Fixed-effects (within) regression		Number of obs	=	511
Group variable: selskap		Number of groups	=	73
R-sq: within	= 0.5822	Obs per group: min	=	7
between	= 0.5120	avg	=	7.0
overall	= 0.5281	max	=	7
corr(u_i, Xb) = 0.1028		F(4,434)	=	151.18
		Prob > F	=	0.0000

STDdem	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
STDlndriftsinntekter	.3981495	.0555743	7.16	0.000	.2889213	.5073778
STDtotalrentabilitet	-.1185186	.0233987	-5.07	0.000	-.1645074	-.0725299
STDanleggsmidlereindeler	.0112475	.0310117	0.36	0.717	-.0497043	.0721993
STDlnmarkedbok	-.4700894	.0240182	-19.57	0.000	-.5172957	-.422883
_cons	1.28e-09	.0157429	0.00	1.000	-.0309417	.0309417
sigma_u	.61027824					
sigma_e	.35587232					
rho	.74624523 (fraction of variance due to u_i)					

F test that all u_i=0:	F(72, 434) =	19.11	Prob > F =	0.0000
------------------------	--------------	-------	------------	--------