



UiT Norges arktiske universitet

Handelshøgskolen ved UiT

Hvilke faktorer påvirker kontantbeholdningen til norske selskaper notert på Oslo Børs?

En empirisk studie av påvirkningsfaktorer i perioden 2004-2018

Morten Johan Andersen og Snorre Hansen

Masteroppgave i økonomi og administrasjon - mai 2020

Forord

Denne avhandlingen markerer slutten på vårt toårige masterstudium i økonomi og administrasjon ved Handelshøgskolen i Tromsø. Avhandlingen er skrevet innenfor forfatterens hovedprofil, Økonomisk Analyse, og utgjør 30 studiepoeng.

Arbeidet med masteravhandlingen har vært både interessant og lærerikt, hvor vi har tilegnet oss kunnskap og innsikt innenfor flere fagfelt. Prosessen har vært svært tidkrevende og bydd på flere utfordringer, deriblant situasjonen rundt koronaviruspandemien. Vi har derfor vært nødt til å tilpasse oss omstendighetene og videreføre det gode samarbeidet oss imellom til digitale plattformer, ettersom fysisk samarbeid har måttet begrenses. Resultatet har likevel blitt et akademisk verk som vi er stolte over å kunne sette navnene våre på, og som forhåpentligvis kan inspirere og være til nytte for andre.

Vi ønsker å benytte anledningen til å rekke en stor takk til vår veileder, Espen Sirnes, for et godt samarbeid fylt med konstruktive tilbakemeldinger og nyttige innspill. Videre ønsker vi å rekke en takk til Sverre Braathen Thyholdt som hjalp oss med tema til oppgaven. Til slutt ønsker vi å takke alle våre medstudenter som har bidratt til et flott og minneverdig studieopphold.

Tromsø, 04.06.2020

Snorre Hansen

Morten Johan Andersen

Sammendrag

Formålet med denne avhandlingen er å identifisere faktorer som påvirker kontantbeholdningen til norske selskaper notert på Oslo Børs. Faktorene som undersøkes er forankret i litteratur og tidligere empiriske funn. Både selskapsinterne- og selskapseksterne variabler inkluderes, i tillegg til en fryktvariabel som har til hensikt å måle usikkerheten i markedet.

Med bakgrunn i fire fremtredende kapitalstruktureringsteorier og fire motiver for å holde på kontanter, undersøker vi hvordan variablene egner seg til å forklare kontantbeholdningen til norske selskaper på Oslo Børs. En regresjonsanalyse med faste effekter som bygger på selskapsdata hentet fra Titlon, årsrapporter og Oslo Børs i perioden 2004-2018, brukes for å besvare problemstillingen. Utvalget som analyseres består av 635 observasjoner fordelt på 70 selskaper.

Resultatene av analysen avdekker at forklaringsvariablene *Arbeidskapital (+)*, *Gjeldsandel (-)*, *FoU (+)* og *Rente (-)*, har signifikant påvirkning på kontantbeholdningen til selskapene i utvalget. Ettersom kun fire variabler er signifikante, konkluderes det med de resterende forklaringsvariablene i liten grad egner seg til å forklare kontantbeholdningen til selskapene i analysen. Resultatene støtter heller ikke opp under en enkelt kapitalstruktureringsteori, ettersom ingen kapitalstruktureringsteori er dominerende overfor andre, og således bedre egnet til å forklare selskapenes kontantbeholdning. Av motivene fremgår det at forsiktighetsmotivet og transaksjonsmotivet er mest konsistent med funnene i analysen, og fremstår som reelle motiver for å holde på kontanter.

Innholdsfortegnelse

| | |
|--|-----------|
| Forord | i |
| Sammendrag | ii |
| 1. Innledning | 1 |
| 1.1 Formål og problemstilling | 3 |
| 1.2 Bidrag | 4 |
| 1.3 Disposisjon | 4 |
| 2. Teoretisk rammeverk | 6 |
| 2.1 Modigliani & Miller..... | 6 |
| 2.1.1 Proposisjon I | 6 |
| 2.1.2 Proposisjon II | 8 |
| 2.1.3 Selskapskatt | 9 |
| 2.2 Kapitalstrukturering i imperfekte markeder | 10 |
| 2.2.1 Trade-off teorien | 10 |
| Konkurskostnader | 12 |
| 2.2.2 Pecking-order teorien | 13 |
| 2.2.3 Fri kontantstrøm..... | 14 |
| 2.2.4 Markedstiming teorien | 15 |
| 2.3 Motiver for å holde kontanter..... | 16 |
| 2.3.1 Transaksjonsmotivet | 16 |
| 2.3.2 Forsiktighetsmotivet..... | 17 |
| 2.3.3 Skattemotivet | 17 |
| 2.3.4 Agentmotivet..... | 18 |
| 2.4 Forklaringsvariabler | 19 |
| 2.4.1 Kontantstrøm..... | 19 |
| 2.4.2 Arbeidskapital | 20 |
| 2.4.3 Gjeldsandel | 21 |
| 2.4.4 Utbytte | 22 |
| 2.4.5 Forskning- og utviklingskostnader (FoU) | 23 |

| | |
|---|-----------|
| 2.4.6 Selskapsstørrelse | 24 |
| 2.4.7 Market-to-book ratio (MBR)..... | 25 |
| 2.4.8 Industri Sigma..... | 26 |
| 2.4.9 VIX | 26 |
| 2.4.10 Rente | 27 |
| 3. Metode | 29 |
| 3.1 Data og datastrukturering..... | 29 |
| 3.2 Variabelkonstruksjon | 31 |
| 3.2.1 Avhengig variabel | 31 |
| 3.2.2. Uavhengige variabler | 33 |
| 3.3 Oppsummering variabler..... | 36 |
| 3.4 Datatyper..... | 37 |
| 3.5 Korrelasjonsanalyse | 37 |
| 3.6 Regresjonsanalyse..... | 38 |
| 3.7 Overordnet modell | 39 |
| 3.8 Forutsetninger for OLS | 40 |
| 3.8.1 Linearitet (1) | 40 |
| 3.8.2 Streng eksogenitet (2) | 41 |
| 3.8.3 Homoskedastisitet (3)..... | 41 |
| 3.8.4 Autokorrelasjon (4) | 42 |
| 3.8.5 Multikollinearitet (5)..... | 42 |
| 3.8.6. Normalitet (6)..... | 43 |
| 3.9 Valg av regresjonsmodell..... | 43 |
| 3.9.1 Samlet OLS..... | 43 |
| 3.9.2 Faste Effekter (FE)..... | 44 |
| 3.9.3 Tilfeldige Effekter (RE) | 47 |
| 4. Analyse og resultater | 49 |
| 4.1 Deskriptiv statistikk for det totale utvalget..... | 49 |
| 4.2 Deskriptiv statistikk for det totale utvalget etter winsorisering | 50 |

| | |
|---------------------------------------|-----------|
| 4.3 Estimeringer..... | 53 |
| 4.3.1 Linearitet..... | 53 |
| 4.3.2 Normalitet..... | 53 |
| 4.3.3 Multikollinearitet..... | 54 |
| 4.3.4 F-test..... | 55 |
| 4.3.5 Breusch-Pagan test..... | 56 |
| 4.3.6 Hausman test..... | 57 |
| 4.3.7 Wooldridge test..... | 58 |
| 4.4 Resultater..... | 59 |
| 5. Diskusjon..... | 61 |
| 5.1 Drøfting av resultater..... | 61 |
| 6. Konklusjon..... | 70 |
| 6.1 Kritikk til avhandlingen..... | 71 |
| 6.2 Forslag til videre forskning..... | 71 |
| 7. Litteraturliste..... | 73 |
| 8. Appendiks..... | 77 |
| Appendiks 1: Sektorinndeling..... | 77 |
| Appendiks 2: Test for linearitet..... | 78 |
| Appendiks 3: Test for normalitet..... | 80 |
| Appendiks 4: Valutakurser..... | 82 |
| Appendiks 5: Selskapsliste..... | 83 |

Tabelliste

| | |
|--|----|
| Tabell 1: Antall selskaper per år med tilhørende observasjoner..... | 31 |
| Tabell 2: Variabelkonstruksjon..... | 36 |
| Tabell 3: Deskriptiv statistikk for det totale utvalget..... | 50 |
| Tabell 4: deskriptiv statistikk for det totale utvalget etter winsorisering..... | 51 |
| Tabell 5: Korrelasjonsmatrise..... | 54 |
| Tabell 6: VIF..... | 55 |
| Tabell 7: F test..... | 56 |
| Tabell 8: Breusch-Pagan test..... | 57 |
| Tabell 9: Hausman test..... | 58 |
| Tabell 10: Wooldridge test..... | 58 |
| Tabell 11: Resultatene fra Faste Effekter modellen..... | 60 |
| Tabell 12: Estimerte effekter og teoripredikasjoner..... | 61 |
| Tabell 13: Sektorinndeling Oslo Børs..... | 77 |
| Tabell 14: Jarque-Bera test..... | 81 |
| Tabell 15: Valutakurser..... | 82 |
| Tabell 16: Selskapsliste..... | 83 |

Figurliste

| | |
|--|----|
| Figur 1: Grafisk fremstilling av trade-off teorien (Myers, 1984). | 11 |
| Figur 2: Gjennomsnittlig kontantbeholdning over analyseperioden..... | 52 |
| Figur 3: Gjennomsnittlig kontantbeholdning over analyseperioden etter winsorisering..... | 52 |
| Figur 4: Acpr-plott for alle variabler. | 79 |
| Figur 5: Acpr-plott for alle variabler på logaritmisk form..... | 80 |
| Figur 6: Kernel density estimate..... | 81 |
| Figur 7: Kernel density estimate på logaritmisk data..... | 81 |

1. Innledning

Kapitalstrukturering er en kjent og viktig aktivitet innen finansiell styring (Hillier, Ross, Westerfield, Jaffe & Jordan, 2016). Kapitalstrukturering handler om hvordan et selskap skal finansiere eiendelene i balansen, og tar for seg valget mellom finansiering gjennom egenkapital, gjeld eller en kombinasjon av begge (Hillier et al., 2016). Modigliani og Miller (1958) var de første til å gi kapitalstruktur et teoretisk fundament, da de publiserte artikkelen “*The Cost of Capital, Corporation Finance and The Theory of Investment*”, som tok for seg kapitalstrukturering i et komplett perfekt marked. Siden den gang har kapitalstruktur vært en av de mest studerte temaene innen bedriftsfinans (Ask-Henriksen, Stjern & Frydenberg, 2009). I senere tid har det blitt forsket mye på kapitalstruktur i imperfekte markeder, noe som har ført til flere ulike teorier omkring temaet. De mest sentrale kapitalstruktureringsteoriene er trade-off teorien, pecking-order teorien, markedstiming teorien og fri kontantstrøm teorien. Teoriene blir oppsummert av Visinescu og Popescu (2009) og Jensen (1986).

Felles for teoriene er enigheten om at kapitalstruktur bestemmes som en avveining mellom ulike faktorer, som alle har selskapsmessige konsekvenser. Teoriene danner det teoretiske rammeverket rundt kapitalstruktur, og gir sammen oversikt over finansieringsalternativene og de implikasjoner disse alternativene har på selskapers verdsettelse. Den teoretiske målsettingen for forretningsorienterte selskaper er maksimering av eiernes verdi (Fjell, 2001). Selskaper som er børsnoterte vil på bakgrunn av dette ha et overordnet mål om å maksimere selskapsverdien. Valg av kapitalstruktur er derfor viktig med tanke på å oppfylle dette målet.

To sentralt begreper innen kapitalstrukturering er likviditet og kontantbeholdning. Likviditet er et uttrykk som benyttes for å beskrive betalingsevne, og forklarer hvor god betalingsevne et selskap har på et gitt tidspunkt. Blant de mest likvide omløpsmidlene et selskap kan besitte, er kontantbeholdningen (VISMA, 2019b). Kontantbeholdning defineres som et omløpsmiddel under eiendeler i balansen og inngår som en del av selskapets likvide beholdning (VISMA, 2019a). Ifølge aksjeloven § 3-4 skal aksjeselskaper og allmennaksjeselskaper «til enhver tid ha en egenkapital og en likviditet som er forsvarlig ut fra risikoen ved og omfanget av virksomheten i selskapet.» ("Aksjeloven – asl," 1997). Dette impliserer at valg av kapitalstruktur, likviditet og kontantbeholdning, også fastsettes på bakgrunn av enkelte lovpålagte betingelser som selskaper må ta høyde for.

Valget som et selskap står overfor er ofte en avveining mellom å være likvid og inneha en vesentlig kontantbeholdning, kontra det å være mindre likvid med en lavere kontantbeholdning, men samtidig være investert med mulighet til å oppnå høyere avkastning. Selskaper ønsker å sitte på kontanter for å ha muligheten til å gripe investeringsmuligheter når de byr seg, samt ha en buffer mot uventede negative hendelser (Bates, Kahle & Stulz, 2009). På en annen side kan kontanter i banken gi lavere avkastning sammenlignet med alternativet som er å investere dem. Et selskaps valg av kapitalstruktur, likviditet og kontantbeholdning er med andre ord en kompleks avveining.

Hva som nøyaktig motiverer selskaper til å sitte på kontantbeholdninger har lenge vært et interessant tema for forskning. Keynes (1936) ga ut "*The general theory of employment, interest and money*", noe som anses som grunnlaget for litteraturen bak kontantbeholdning. Her presenterer Keynes blant annet to fordeler med å inneha en kontantbeholdning. Det ene er lavere transaksjonskostnader, og det andre er en buffer for å møte uforutsette negative hendelser. Senere studier gjort av Miller og Orr (1966) bruker trade-off teorien for å bestemme det optimale nivået av kontanter. Det optimale nivået fastsettes gjennom å balansere kostnadene ved å gå tom for kontanter og alternativkostnaden ved ikke å være investert. Myers og Majluf (1984) antar på sin side at det ikke finnes et optimalt nivå av kontanter. De siste årene har det blitt gjennomført flere empiriske analyser på determinanter for selskapers kontantbeholdning (Bigelli & Sánchez-Vidal, 2012). De fleste av disse studiene er gjort på bakgrunn av utenlandske selskaper, noe Opler, Pinkowitz, Stulz og Williamson (1999) og Bates et al. (2009) er eksempler på. Dittmar, Mahrt-Smith og Servaes (2003) ser også i hovedsak på utenlandske selskaper, men til forskjell fra de andre studiene, inkluderer de også norske selskaper.

Selskapers likviditet og kontantbeholdning er ofte gjenstand for diskusjon. Det er ulike meninger omkring hva som er optimalt, hva det signaliserer og hvilke motiver som ligger bak. Warren Buffet sitter på 128 milliarder dollar i kontanter gjennom sitt investeringsselskap Berkshire Hathaway (Knudsen, 2019). Hvorfor investerer ikke Buffet disse kontantene for å oppnå høyere avkastning? Det skrives om Amerikanske teknologiselskaper som har enorme kontantbeholdninger utenfor landegrensene (Bing, 2017). Det er naturlig å stille seg spørsmålet om hvorfor de har så store kontantbeholdninger, og hvorfor disse er plassert utenfor landegrensene. Ofte er markedene i verden urolige, og det skrives om investorer som

rømmer til sikkerhet og likviditet, noe som blant annet omtales i finansavisen (Haugen, 2016). Det er liten tvil om at selskapers kontantbeholdning er et engasjerende tema. Det er derfor interessant å undersøke hvilke faktorer som forklarer selskapers kontantbeholdning.

1.1 Formål og problemstilling

Formålet med avhandlingen er å identifisere faktorer som påvirker kontantbeholdningen til norske selskaper notert på Oslo Børs. På bakgrunn av dette er følgende problemstilling for avhandlingen utarbeidet:

«Hvilke faktorer påvirker kontantbeholdningen til norske selskaper notert på Oslo Børs»

For å besvare problemstillingen er følgende forskningsspørsmål utarbeidet:

- Hvilke forklaringsvariabler har størst påvirkning på kontantbeholdningen?
- Forklares kontantbeholdningen til selskaper mer av selskapseksterne variabler enn av selskapsinterne variabler?
- Er teoretisk forankrede variabler egnet til å forklare kontantbeholdningen til selskaper?
- Hvilke kapitalstruktureringsteorier samsvarer best med funnene i analysen?
- Er tidligere forskning på motiver bak kontantbeholdning konsistent med funnene i analysen.

En regresjonsanalyse som tar utgangspunkt i selskapsdata hentet fra Titlon, årsrapporter og Oslo Børs i perioden 2004-2018, brukes for å besvare problemstillingen og forskningsspørsmålene. Resultatene fra analysen vil kunne gi informasjon som kan bidra til å besvare problemstillingen og forskningsspørsmålene.

1.2 Bidrag

Til forskjell fra tidligere studier som undersøker påvirkningsfaktorer på kontantbeholdning, retter denne avhandlingen seg utelukkende mot norske selskaper, avgrenset til de som er notert på Oslo Børs. Så vidt forfatterne vet, er en slik avgrensning ikke gjort tidligere. Også sammensetningen av variabler virker å være unik. Det inkluderes både selskapsinterne- og selskapseksterne variabler, i tillegg til en fryktvariabel som har til hensikt å måle usikkerheten i markedet. Kombinasjonen av variabler og inkluderingen av en fryktvariabel, fremstår for forfatterne som originalt. Med bakgrunn i det ovennevnte, ønsker vi med denne avhandlingen å gi et norsk bidrag til forskningen omkring kontantbeholdning og likviditet i selskaper. Bidraget vil forhåpentligvis gi nyttig informasjon som kan anvendes i fremtidige analyser, så vel som inspirasjon og engasjement til videre forskning.

1.3 Disposisjon

Innledningsvis starter avhandlingen med en gjennomgang av det teoretiske rammeverket rundt kontantbeholdning. Ettersom kontantbeholdning påvirkes av kapitalstruktur, vil det først bli redegjort for de mest sentrale kapitalstruktureringsteoriene. Videre blir ulike motiver for å holde kontanter gjennomgått, før teori om selskapers likviditetstilpasning med fokus på kontantbeholdning, belyses. Deretter presenteres og gjennomgås forklaringsvariabler med bakgrunn i teori og forskning.

I det påfølgende kapittelet tar avhandlingen for seg den kvantitative metoden som benyttes til å besvare problemstillingen. Ettersom avhandlingen tar sikte på å forklare årsakssammenhengen mellom forklaringsvariablene og kontantbeholdning, velges et metodeverktøy som er egnet til formålet. Her vil alt fra innhenting, filtrering og bearbeiding av data, til variabelkonstruksjon og analysetilnærming bli utdypet. Problemer knyttet til økonometriske beregninger og utfordringer forbundet med dette i praksis, blir også drøftet.

I kapittelet som omhandler analyse og resultater blir deskriptiv statistikk for det totale utvalget presentert, hvor det blant annet undersøkes for outliers. Videre gjøres diverse tester for å avdekke hvilken modell som foretrekkes brukt i analysen. Deretter presenteres resultatene fra den foretrukne modellen.

Til slutt oppsummeres funnene fra analysen og resultatene drøftes. Det hele avsluttes med en konklusjon knyttet opp mot problemstillingen og forskningsspørsmålene. Et appendiks er vedlagt helt sist i avhandlingen med relevant materiale og informasjon som supplerer avhandlingen ytterligere.

2. Teoretisk rammeverk

På bakgrunn av at kontantbeholdningen til selskaper påvirkes av kapitalstruktur, er det viktig å forstå de ulike kapitalstruktureringsteoriene. Vi starter derfor innledningsvis med å forklare de mest sentrale kapitalstruktureringsteoriene, og de ulike motivene for å holde på kontanter. Videre ser vi på tidligere forskning som forklarer selskapers likviditetstilpasning, med kontantbeholdning i fokus. Til slutt gjennomgås forklaringsvariablene som undersøkes i avhandlingen med bakgrunn i teori og tidligere forskning.

2.1 Modigliani & Miller

I 1958 publiserte Franco Modigliani og Merton Howard Miller artikkelen “*The Cost of Capital, Corporation Finance and The Theory of Investment*”. Artikkelen er delt inn i flere proposisjoner, og introduserte blant annet Modigliani-Miller teoremet, som dannet grunnlaget for moderne teorier omkring kapitalstruktur. Teoremet tar utgangspunkt i at finansieringsform ikke påvirker selskapsverdi i et effektivt marked hvor agentkostnader, konkurskostnader, skatter og asymmetrisk informasjon, er fraværende. Med andre ord viser Modigliani og Miller (1958) at kapitalstrukturering vil være irrelevant under gitte restriksjoner. I det følgende gjennomgås proposisjonene til Modigliani og Miller.

2.1.1 Proposisjon I

I et perfekt marked er markedsverdien til et selskap uavhengig av kapitalstrukturen, og bestemmes av selskapets totale kontantstrøm diskontert på renten P_k som tilhører klassifiseringen til selskapet (Modigliani & Miller, 1958). Modigliani og Miller (1958) forutsetter i sine proposisjoner at selskaper kan deles inn i avkastningsklasser. Det betyr at avkastningen på aksjene i et vilkårlig selskap er proporsjonal med avkastningen til aksjene i et annet vilkårlig selskap, innenfor samme klasse. Betydningen av denne forutsetningen er muligheten til å klassifisere selskaper, hvor de ulike selskapenes aksjer er homogene og derfor perfekte substitutter.

Matematisk kan proporsjonaliteten utledes for en vilkårlig klasse, her notert k , som $\frac{1}{P_k}$.

Prisen per aksje i et selskap vil være gitt ved p_j , som er forventet avkastning per aksje i uoverskuelig framtid. Forventet fortjeneste før skatt og renter (EBIT) for hvert selskap er gitt ved \bar{x}_j . Den forventede avkastning per aksje for det j 'te selskapet i klasse k , kan fremstilles matematisk som:

$$p_j = \frac{1}{P_k} \bar{x}_j$$

(1)

Som har følgende løsning for P_k :

$$\frac{\bar{x}_j}{p_j} = P_k$$

(2)

P_k tolkes som forventet avkastning for en vilkårlig aksje, innad i klasse k , i uendelig fremtid.

Videre definerer Modigliani og Miller (1958) selskapsverdi, V_j , som summen av bokført egenkapital, S_j , summert med den bokførte verdien av gjelden, D_j . Disse uttrykkene defineres lik den forventede avkastningen av eiendelene før fradrag for renter, gitt ved \bar{X}_j , dividert på P_k , hvis samme betydning over:

$$V_j \equiv (S_j + D_j) = \frac{\bar{x}_j}{P_k}$$

(3)

Som har følgende løsning for P_k :

$$\frac{\bar{X}_j}{V_j} = P_k$$

(4)

Av likning (2) og (4) fremkommer det at selskapsverdien er den samme uavhengig av kapitalstruktur.

$$V_L = V_U$$

(5)

V_L er verdien til et selskap finansiert utelukkende gjennom egenkapital, mens V_U er selskapsverdien til et selskap finansiert gjennom både egenkapital og gjeld. Proposisjon I innebærer derfor at et selskapsledelsen ikke kan påvirke selskapsverdien gjennom å endre på kapitalstrukturen. Selskapsverdien bestemmes istedenfor gjennom eiendelssiden i balansen, og kontantstrømmene disse eiendelene generer (Nielsen & Nilsen, 2009).

2.1.2 Proposisjon II

Med bakgrunn i proposisjon I utledes følgende antagelse om avkastningen til en aksje tilhørende et selskap som er finansiert gjennom gjeld:

$$r_E = r_A + \left(\frac{G}{E}\right)(r_A - r_G)$$

(6)

r_E er den forventede avkastningen på egenkapitalen. r_A er den totale forventede kapitalkostnaden. r_G er gjeldskostnaden, mens E og G står for henholdsvis egenkapital og gjeld. Hvilket betyr at den forventede avkastningen til en aksje i et selskap med gjeld, som tilhører en gitt klasse, er en lineær funksjon av gjelden til selskapet. For selskaper som er finansiert gjennom både egenkapital og gjeld, vil investorene kreve en finansiell risikopremie. Dette kan sees i sammenheng med WACC (*Weighted Average Cost of Capital*), som matematisk kan uttrykkes:

$$r_A = r_E \left(\frac{E}{E+G}\right) + r_G \left(\frac{G}{E+G}\right)$$

(7)

WACC indikerer et selskaps vektete gjennomsnittskostnader knyttet til kapitalen, og viser kostnaden knyttet til både egenkapital og gjeld. Grunnet opptak av gjeld må selskaper prioritere gjeldsforpliktelse før de kan betale utbytte til aksjonærene. Aksjonærene vil derfor forvente høyere egenkapitalavkastning, som igjen kan illustreres ved bruk av WACC. Fra likning (4) i proposisjon I, vises det at verdien av selskapet er uavhengig av kapitalstruktur. Dette som en konsekvens av konstant r_A . Forholdet mellom (6) og (7) kan sees ved å sette r_A konstant i (7), og løse for r_E , og slik komme fram til (6).

2.1.3 Selskapsskatt

Modigliani og Miller publisert i 1963 artikkelen “*Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction*”, som var mindre restriktiv enn den opprinnelige artikkelen, og som tok høyde for skatt. Ved å tillate for skatteeffekter blir det et tydeligere skille mellom egenkapital og gjeld, ettersom rentekostnader er fradragberettiget samtidig som utbetalinger til egenkapital skjer etter skattekostnad. Modigliani og Miller (1963) antar en konstant skattesats lik S_B . De antar også en enkel utstedelse av avdragsfri gjeld G , og en tilhørende konstant rentesats, r_G , hvor gjeldsrentene er fradragberettiget for all fremtid. Med bakgrunn i dette defineres skatteskjoldet som:

$$\pi_{SB=S_B R_G G} \quad (8)$$

Skatteskjoldet vil være en kontantstrøm som tilfaller selskapet, noe som ikke eksisterte i proposisjon I og II, hvor Modigliani og Miller (1958) forutsatte null skatt. Nåverdien av dette skatteskjoldet er gitt ved:

$$NV \pi_{SB=\frac{S_B R_G G}{R_G}} \quad (9)$$

Ut fra dette kan den nye antagelsen legges inn i likning (5) fra proposisjon I:

$$V_L = V_U + S_B G \quad (10)$$

På samme måte kan proposisjon II og WACC, gitt ved likning (7), uttrykkes som:

$$r_A = \frac{G}{E + G} r_G (1 - S_B) + \frac{E}{E + G} r_E$$

(11)

Med utgangspunkt i Modigliani og Miller (1963), vises det at selskaper bør holde en høy gjeldsandel for å maksimere selskapsverdien.

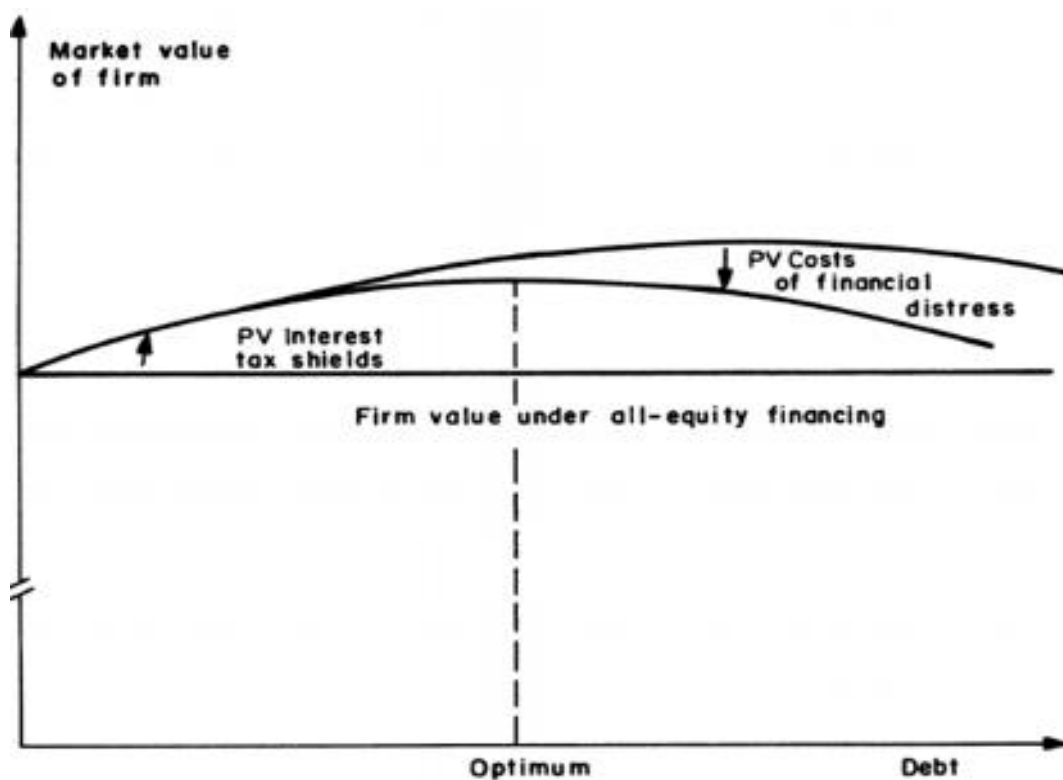
2.2 Kapitalstrukturering i imperfekte markeder

Teoremet til Modigliani og Miller (1958) tar utgangspunkt i perfekte kapitalmarkeder, hvor det under gitte restriksjoner antas at kapitalstrukturering er irrelevant. Ettersom slike markedsantagelser er lite realistiske, har det i senere tid dukket opp flere mindre restriktive kapitalstruktureringsteorier med utgangspunkt i Modigliani og Miller (1963). Trade-off, pecking-order, fri kontantstrøm og markedstiming er alle navn på teorier som tar for seg kapitalstrukturering i imperfekte markeder, og vil i det følgende bli gjennomgått.

2.2.1 Trade-off teorien

Trade-off teorien ble introdusert av Kraus og Litzenberger (1973), og tar utgangspunkt i at det eksisterer en optimal kapitalstruktur som maksimerer markedsverdien til et selskap. Den optimale kapitalstrukturen består av en blanding mellom gjeld og egenkapital, og fastsettes som en avveining mellom nytten og kostnaden ved gjeldsfinansiering (Kraus & Litzenberger, 1973). Nytteten et selskap får ved gjeldsopptak er knyttet til skattefordelene som oppstår ved opptak og nedbetaling av gjeld, også kalt skatteskjold. I den reviderte proposisjonen til Modigliani og Miller (1963), som er utgangspunktet for trade-off teorien, har selskaper en optimal gjeldsandel når skatteskjoldet minimerer skattekostnadene. Til forskjell fra Modigliani og Miller (1963), inkluderes kostnadene forbundet med gjeld i trade-off teorien. Disse kostnadene har en negativ økonomisk effekt, og motvirker de økonomiske fordelene som oppstår ved gjeldsopptak (Kraus og Litzenberger, 1973).

Trade-off teorien åpner for at selskaper har incentiver til å ta opp gjeld for å utnytte skatteskjoldet, samtidig som de må overveie konkurskostnadene som vil øke med gjeldsandelen. Generelt vil den marginale nytten som skatteskjoldet gir ved gjeldsopptak, være synkende. Tilsvarende vil den marginale kostnaden forbundet med gjeldsopptak, være stigende (Frank & Goyal, 2009). Dette illustreres i Figur 1.



Figur 1: Grafisk fremstilling av trade-off teorien (Myers, 1984).

Av figuren vises det at selskapsverdien øker med andelen gjeld til ett optimum. Dette er drevet av skatteeffekten gitt ved nåverdien av skatteskjoldet. Selskapsverdien vil etter optimum synke, ettersom nåverdien av konkurskostnadene overstiger den positive skatteeffekten (Myers, 1984). I følge trade-off teorien vil det derfor lønne seg for selskaper å ta opp gjeld til optimum for å maksimere selskapsverdien (Weiss, 1990). I det følgende blir den økonomiske nytten forbundet med gjeldsopptak i trade-off teorien presentert, før det videre redegjøres for konkurskostnadene.

Skattefordeler

Jf. sktl § 5-30, må selskaper betale skatt av det årlige overskuddet, ettersom det er å anse som fordel vunnet ved virksomhet ("Skatteloven – sktl," 1999). På bakgrunn av at det er symmetri i skatteloven, gis det fradrag for kostnader som er pådratt for å erverve, vedlikeholde eller sikre skattepliktig inntekt jf. sktl § 6-1 ("Skatteloven – sktl," 1999). Dersom lån eller kreditt er etablert for å finansiere noe som gir skattepliktig inntekt, vil det også være fradragsrett for kostnader knyttet til låneopptak og lån etter sktl § 6-1. Også rentekostnader er fradragsberettiget jf. sktl § 6-40 ("Skatteloven – sktl," 1999). Symmetrien i skattelovgivningens skaper et skatteskjold som kan gi insentiver til å finansiere med gjeld framfor egenkapital. Ettersom selskapsverdien beregnes på bakgrunn av nåverdien av de fremtidige kontantstrømmene, og skatteskjoldet øker selskapets kontantstrøm, vil selskapsverdien følgelig påvirkes positivt (Hillier et al., 2016).

Konkurskostnader

Kostnadene forbundet med gjeld øker når andelen gjeld øker. Kraus og Litzenberger (1973) kaller slike kostnader for konkurskostnader, og begrunner det med at gjeld fører til større betalingsforpliktelser og økt risikoeksponering, som igjen resulterer i lavere kredittverdighet og mulig insolvens. Weiss (1990) skiller mellom to typer konkurskostnader, direkte og indirekte. De direkte kostnadene knytter seg til lovpålagte- og administrative kostnader ved konkurs. De indirekte kostnadene knytter seg til et vidt spekter av umålbare alternativkostnader forbundet med konkursfare. Weiss (1990) definerer de indirekte umålbare alternativkostnadene som:

1. *Tapte salgsinntekter og nedskrivninger av varelageret.* Selskapets kunder kan bli bekymret for at selskapet ikke klarer å leve opp til garantiene de gir om levering.
2. *Økte driftskostnader.* En overhengende konkursfare kan føre til at nøkkelpersonell slutter, eller at bedriften må betale mer for å beholde dem. Leverandører kan også kunne kreve høyere rente og kortere tilbakebetalingstid på grunn av usikkerhet.
3. *En reduksjon i selskapets konkurransevne.* Ledelsens oppmerksomhet er rettet mot konkursfaren, noe som øker selskapets sårbarhet overfor konkurrenter.

2.2.2 Pecking-order teorien

Pecking-order teorien tar utgangspunkt i at det eksisterer asymmetrisk informasjon mellom selskapsledelsen og selskapets interessenter, noe som skaper indirekte kostnader knyttet til finansiering (Myers & Majluf, 1984). Den asymmetriske informasjonen oppstår som følge av at selskapsledelsen innehar mer informasjon om selskapsmessige forhold, enn hva selskapets interessenter har. Finansieringsalternativene som minimerer de indirekte kostnadene forbundet med asymmetrisk informasjon, foretrekkes derfor (Myers og Majluf, 1984).

I kontrast til trade-off teorien, er pecking-order teorien mer dynamisk hvor det ikke antas et optimum av gjeld og egenkapital, men heller et hierarki av finansieringsalternativer. Dette hierarkiet rangerer finansieringsalternativene etter grad av informasjonsasymmetri, hvor alternativene med lavest informasjonsasymmetri foretrekkes (Frank & Goyal, 2009). Myers og Majluf (1984) presenterer følgende finansieringshierarki, rangert etter stigende informasjonsasymmetri.

(1) *Intern finansiering*: Opptjent egenkapital og innskutt egenkapital.

(2) *Ekstern finansiering (I)*: Gjeld og hybridkapital. Kortsiktig gjeld er foretrukket framfor langsiktig gjeld, som igjen er foretrukket framfor hybridkapital i form av konvertible obligasjoner.

(3) *Ekstern finansiering (II)*: Utstedelse av ny egenkapital.

Hierarkiet kan forklares ut ifra graden av informasjonsasymmetri. Selskaper vil foretrekke ekstern finansiering i form av gjeld og hybridkapital, framfor ekstern finansiering gjennom utstedelse av ny egenkapital. Dette som følge av at potensielle investorer har mindre informasjon om selskapets finansielle posisjon og framtidsutsikter, enn hva selskapsledelsen har. Denne informasjonsasymmetrien gjør at investorene frykter feilprising, noe som hever risikoen forbundet med å investere. Økt risiko vil resultere i at investorene krever kompensasjon i form av en risikopremie. Dette medfører at utstedelse av egenkapital blir kostbart, i form av at selskapsverdien synker (Frank & Goyal, 2009).

Tatt informasjonsasymmetrien i betraktning, vil gjeld være et bedre finansieringsalternativ sammenlignet med utstedelse av egenkapital. Generelt er gjeld forbundet med lavere grad av asymmetrisk informasjon. Ifølge Myers (2001) skyldes dette at utstedere av gjeld er mindre utsatt for feilaktig verdsettelse av selskapet, i tillegg til at kunngjøring av en gjeldsemisjon bør ha en mindre innvirkning på aksjekursen enn kunngjøring av en aksjeemisjon.

Øverst i finansieringshierarkiet er finansiering gjennom opptjent- og innskutt egenkapital. Denne formen for finansiering krever ingen distribuering av informasjon (Myers & Majluf, 1984). Det påløper derfor ingen kostnader forbundet med asymmetrisk informasjon, og dette alternativet bør ifølge pecking-order teorien alltid foretrekkes framfor gjeld og utstedelse av ny egenkapital (Frank & Goyal, 2009).

2.2.3 Fri kontantstrøm

Fri kontantstrøm teorien ble introdusert av Jensen (1986). Teorien går ut på at ledelsen i selskaper med stor fri kontantstrøm, vil være tilbøyelig til å gjøre ulønnsomme investeringer i konflikt med eiernes interesser Jensen (1986). Den frie kontantstrømmen defineres som kontantstrømmen som er igjen etter at investeringer med positiv netto nåverdi er finansiert, mens ulønnsomme investeringer defineres som investeringer med negativ netto nåverdi (Jensen, 1986).

Fri kontantstrøm teorien impliserer at større fri kontantstrøm fører til økt sannsynlighet for at ledelsen vil foreta ulønnsomme investeringer som ikke er i aksjonærenes interesse. Teorien omhandler i stor grad agentkostnader knyttet til kapitalstrukturen (Jensen, 1986). Det er ulike grunner til at ledelsen ønsker å trosse aksjonærene. Det kan for eksempel dreie seg om et ønske om å skape vekst, ettersom vekst skaper flere ressurser under ledelsens kontroll og dermed mer makt. Det kan også være ønsket om å realisere egne personlige ambisjoner Jensen (1986). Jensen (1986) mener ledere vil være mer motivert til å drive effektivt når en ikke har stor fri kontantstrøm. Dette som en konsekvens av at de ikke har kontanter til å finansiere ulønnsomme investeringer.

Jensen (1986) påstår at tidligere litteratur har neglisjert motivasjonseffekten som lån har på ledelsen. Dette blir omtalt som “*control hypothesis*”, hvor ledelses løfte om økt utbytte i fremtiden fremstår som svakt, da det ikke er kontraktsfestet. Jensen (1986) mener derfor at et selskaps gjeldsopptak vil gi eiere og kreditorer større makt, da disse vil ha mulighet til å slå selskapet konkurs hvis lånebetingelsene misligholdes. Gjelden fungerer dermed som en disiplineringsmekanisme, noe som vil kunne bidra til å redusere agentkostnadene.

2.2.4 Markedstiming teorien

Markedstiming teorien ble for første gang introdusert av Baker og Wurgler (2002). Teorien tar for seg selskapers valg av gjeld og egenkapital som finansieringsform med hensyn på timingen i markedet. Baker og Wurgler (2002) påstår at selskaper kan time markedet og velge finansieringsform etter hva som er mest fordelaktig på et gitt tidspunkt. Teorien sier også at selskaper ikke har noen formening om hvilken finansieringsform de velger, så lenge det er den mest fordelaktige. Dette står i kontrast til blant annet trade-off teorien og pecking-order teorien, hvor kapitalstruktur blir valgt på bakgrunn av henholdsvis et optimum og forutsatte finansierings preferanser.

Selskaper er mer tilbøyelig til å utstede egenkapital framfor gjeld når markedsverdien på selskapet er høy, relativt til bokført verdi og tidligere markedsverdi, og kjøpe tilbake egenkapital når markedsverdien er lav (Baker & Wurgler, 2002). Som en konsekvens av dette påstår Baker og Wurgler (2002), at kapitalstrukturen i selskaper er et resultat av historiske forsøk på å time markedet. I tilfeller hvor kapitalmarkedene er ugunstige, vil det være aktuelt å innhente kapital på et senere tidspunkt. Hvis derimot markedene er gunstige, vil selskaper kunne utnytte dette. På denne måten legger teorien opp til å utnytte markedene og således maksimere selskapsverdien. Tidligere studier har vist at det er tilfeller hvor selskaper faktisk har utnyttet dette. Frank og Goyal (2009) finner at selskaper utsteder aksjer i perioder etter en plutselig økning i aksjeprisen, mens Baker & Wurgler (2002) observerer at det er en økning i selskaper som finansieres gjennom bruk av egenkapital når markedsprisen på selskapet er høy i forhold til bokført verdi. Dette er tegn som tyder på ineffektivitet i markedet, og at selskaper utnytter dette.

2.3 Motiver for å holde kontanter

“Cash, though, is to a business as oxygen is to an individual: never thought about when it is present, the only thing in mind when it is absent...When bills come due, only cash is legal tender. Don't leave home without it”

(Buffet, 2015, s. 35)

Teoriene bak kapitalstruktur gir innsikt i ulike finansieringsalternativer, og belyser hvilke ringvirkninger de har på selskapsverdien. Av teoriene fremkommer det både fordeler og ulemper forbundet med de ulike alternativene, og ettersom valg av finansieringsform påvirker kapitalstrukturen, blir et selskaps kontantbeholdning også indirekte fastsatt. Tross dette gis det ingen direkte forklaring på motivene som ligger bak et selskaps kontantbeholdning. En studie gjort av Bates et al. (2009) presenterer hovedsakelig fire motiver, henholdsvis transaksjonsmotivet, forsiktighetsmotivet, skattemotivet og agentmotivet. I det følgende blir disse motivene presentert og utdypet.

2.3.1 Transaksjonsmotivet

Transaksjonsmotivet ble for første gang introdusert av Keynes (1936). Det tar utgangspunkt i at selskaper må ha kontanter for å være i stand til å dekke løpende utgifter fra den operasjonelle driften. I et selskap vil inn- og utbetalinger sannsynligvis ikke samsvare, og det vil kunne oppstå gap som må dekkes. For å dekke disse gapene vil kontanter være nødvendig. Om selskapet ikke besitter kontanter når betalingsforpliktelsene forfaller, må eiendeler som ikke er kontanter, konverteres til det. Eventuelt må andre finansieringskilder benyttes, noe som kan være kostbart. Kostnadene forbundet med å ikke ha kontanter tilgjengelig blir omtalt som transaksjonskostnader (Bates et al., 2009). En kontantbeholdning fører til lavere transaksjonskostnader, ettersom en unngår kostnader forbundet med å ikke være i stand til å imøtekomme betalingsforpliktelser ved forfall (Bigelli & Sánchez-Vidal, 2012).

Etterspørselen etter kontanter til transaksjonsformål avhenger av inntekt og det generelle forretningsaktivitetsnivået (Keynes, 1936). Det er tidligere gjort forskning på optimal mengde kontanter med dette motivet i fokus. Baumol (1952) og Miller og Orr (1966) viser til at

etterspørselen etter kontanter oppstår når et selskap pådrar seg kostnader fra den operasjonelle driften, og må bruke kontanter for å betale disse kostnadene. Det finnes også indikasjoner på at det er stordriftsfordeler tilknyttet transaksjonskostnader (Mulligan, 1997). Gjennom å presentere en modell som tar utgangspunkt i tilnærminger gjort av tidligere studier, kommer Mulligan (1997) fram til at jo større et selskap er, desto mindre kontantbeholdning har det. Dette støttes gjennom funn gjort av blant annet Bates et al. (2009) og Natke og Falls (2010).

2.3.2 Forsiktighetsmotivet

Det andre motivet som Bates et al. (2009) trekker fram, er forsiktighetsmotivet. Motivet tar utgangspunkt i at selskaper holder på kontanter for å være i stand til å håndtere uforutsette hendelser og ugunstige markedssjokk. I tillegg ønsker selskaper å være i stand til å finansiere aktiviteter ved bruk av interne midler når kapitalmarkedene er kostbare (Bates et al., 2009). Forsiktighetsmotivet reflekteres i asl. § 3-4, hvor det stilles krav om at selskaper skal ha en forsvarlig egenkapital og likviditet ut fra risikoen ved og omfanget av virksomheten ("Aksjeloven – asl," 1997). Det er med andre ord lovpålagt å være "føre var".

Forsiktighetsmotivet kan kobles mot risikostyring, og fungerer som en sikkerhet. En studie gjort av Lien og Knudsen (2012), som tar for seg norske bedrifter gjennom finanskrisen, finner at høy gjeld i forhold til bransjegjennomsnittet gjør selskaper mer sårbare for kriser. Jo høyere gjeld selskapene hadde før krisen, desto større sannsynlighet var det for at de ble sterkt negativt påvirket av krisen. Dette samsvarer med funnene til Subramaniam, Tang, Yue og Zhou (2011). De finner at selskaper med store kontantbeholdninger vil ha fordeler med å kunne benytte intern finansiering i og under kriser, for å unngå dyr ekstern finansiering.

2.3.3 Skattemotivet

Det tredje motivet som trekkes fram i Bates et al. (2009), er skattemotivet. Dette motivet bygger på at selskaper bevisst holder på kontanter for å unngå skatteutbetalinger knyttet til repatriering, som vil si hjemsendelse av penger. Fritz, Hartzell, Titman og Twite (2007) finner i sin studie av amerikanske selskaper at selskapene som vil pådra seg skattemessige konsekvenser forbundet med å repatriere utenlandske inntekter, holder på større

kontantbeholdninger. Grunnet skattemessige fordeler med å holde overskudd og andre likvider i utlandet, velger mange amerikanske selskaper å utnytte dette. Amerikansk lov tillater nemlig bedrifter å holde overskuddet fra den utenlandske driften i utlandet, på ubestemt tid. Selskaper som Apple, Microsoft, Alphabet, Cisco Systems og Oracle er alle store amerikanske teknologiselskaper, som holder enorme summer kontanter i utlandet (Bing, 2017).

Det finnes også andre forklaringer bak skattemotivet. Hanlon, Maydew og Saavedra (2017) hevder det er usikkerheten rundt skattesystemene som får selskapene til å opparbeide kontantbeholdninger. Uoversiktlige og komplekse skattesystemer fører til at selskaper holder en større andel kontanter. Fritz et al. (2007) argumenterer for at skattemotivet er et forsiktighetsmotiv, og at selskaper grunnet usikkerhet om hvordan beskatningen vil påvirke selskapets økonomi, velger å holde kontantbeholdninger som buffer. Etersom mye av forskningen på dette motivet tar for seg amerikanske selskaper, og amerikansk skattelovgivning, er det ikke direkte overførbart til norske selskaper og norsk skattelovgivning. Hanlon et al. (2017) sin forklaring på skattemotivet anses dermed som mer nærliggende med tanke på norske selskaper. Skattemotivet er generelt vanskelig å undersøke, og det er utenfor denne avhandlingens omfang å gjøre det.

2.3.4 Agentmotivet

Det siste motivet som trekkes fram av Bates et al. (2009), er agentmotivet. Dette motivet har blitt nevnt tidligere i forbindelse med kapitalstruktureringsteoriene og transaksjonsmotivet, og blir i det følgende utdypet. I Jensen (1986) tas forholdet mellom ett selskaps interessenter opp. Der skildres det blant annet om forholdet mellom selskapsledelsen og aksjonærene, hvor selskapsledelsen opptrer som agenter overfor aksjonærene, et forhold fylt med motstridende interesser. Jensen (1986) finner at selskaper med interessekonflikter og høye agentkostnader tenderer til å holde større kontantbeholdninger.

Et eksempel som trekkes fram i Jensen (1986), er at selskapsledere har incentiver til å få selskapene sine til å vokse utover den optimale størrelsen. Vekst øker ledernes makt ved å øke ressursene under deres kontroll. Vekst er også forbundet med økninger i leders kompensasjon, fordi endringer i kompensasjon er positivt relatert til veksten i salget. Dette

igjen kan føre til at lederne handler slik at de maksimerer sin egen nytte, og ikke aksjonærenes (Jensen, 1986).

Et annet eksempel som trekkes fram er konflikter omkring utbetalingspolitikk når selskapet genererer betydelig fri kontantstrøm. Problemet er knyttet opp til hvordan man kan motivere ledere til å dele utbytte til aksjonærene, heller enn å bruke pengene på ulønnsomme investeringer. Dette støttes i Opler et al. (1999), som finner at asymmetrisk informasjon og agentproblemer gjør det mer utfordrende å benytte ekstern finansiering, og at selskaper derfor holder større kontantbeholdninger. Dittmar et al. (2003) og Harford, Mansi og Maxwell (2008) finner bevis som tyder på at ledere, med sterk og trygg posisjon i selskapet, har større sannsynlighet for å bygge overskytende kontantbeholdninger, men at de bruker overskytende kontanter raskt. Dittmar et al. (2003) finner også bevis på tvers av landegrenser om at selskaper i land med mye agentproblematikk holder på større kontantbeholdninger.

2.4 Forklaringsvariabler

Litteraturen og teorien omkring kapitalstruktur og kontantbeholdning tar for seg flere ulike variabler som kan ha en forklarende effekt på selskapers kontantbeholdning. I denne delen av teorikapittelet vil et utvalg av disse variablene bli presentert og utdypet. Variablene vil ha forankring i teori og tidligere empiriske funn. Selskapsinterne variabler diskuteres først, før selskapseksterne variabler gjennomgås til slutt. Hvordan variablene defineres og beregnes gjennomgås i starten av metodekapittelet.

2.4.1 Kontantstrøm

Tidligere studier finner at kontantstrøm har en signifikant påvirkning på kontantbeholdningen til selskaper. Gill og Shah (2012), Ferreira og Vilela (2004), Saddour (2006), Dittmar et al. (2003) og Opler et al (1999) finner alle at kontantstrøm har en signifikant positiv påvirkning på kontantbeholdningen. Også Bates et al., (2009) konkluderer i sin studie med at en høyere kontantstrøm vil, gitt at alt annet likt, føre til høyere beholdning av kontanter.

I følge Pecking-order teorien skal selskaper med stor fri kontantstrøm holde større beholdninger av kontanter for lettere å kunne gripe investeringsmuligheter. Teorien tilsier at selskaper foretrekker å finansiere investeringer med bruk av intern finansiering framfor ekstern finansiering. Intern finansiering er billigere på grunn av kostnadene forbundet med asymmetrisk informasjon i ekstern finansiering. Pecking-order teorien predikerer derfor en positiv sammenheng mellom kontantstrøm og kontantbeholdning.

Fri kontantstrøm teorien predikerer både en negativ og en positiv sammenheng mellom kontantstrøm og kontantbeholdning. Større fri kontantstrøm kan føre til økt sannsynlighet for at ledelsen vil foreta ulønnsomme investeringer, som ikke er i aksjonærenes interesse, og dermed ha en negativ effekt på kontantbeholdningen (Ferreira & Vilela, 2004). På en annen side kan ledere ha insentiver til å bygge opp kontanter for å øke mengden eiendeler under deres kontroll, og dermed få skjønsmessig makt over den faste investeringsbeslutningen (Ferreira & Vilela, 2004). På denne måten vil en større kontantstrøm ha en positiv effekt på kontantbeholdning.

Trade-off teorien predikerer at forholdet mellom kontantstrøm og kontantbeholdning er negativt. Selskaper med en høy kontantstrøm vil kunne senke kontantbeholdningen og heller dekke behovet for likviditet gjennom kontantstrømmen. På denne måten kan beholdningen av kontanter reduseres for ikke å ansees som overflødig (Tong, 2014).

2.4.2 Arbeidskapital

Arbeidskapital trekkes fram som en forklarende faktor til kontantbeholdning i flere studier. Opler et al. (1999), Dittmar et al. (2003), Bates et al. (2009) og Megginson, Ullah og Wei (2014) finner i sine studier at det er en signifikant negativ sammenheng mellom arbeidskapital og kontantbeholdning. Denne negative sammenheng blir forklart ut ifra at arbeidskapital består av eiendeler som anses som substitutter for kontantbeholdning (Bates et al., 2009). Disse eiendelene har potensiale til å konverteres til kontanter om nødvendig, noe som reduserer behovet for kontantbeholdning. Funnene samsvarer også med trade-off teorien gjennom samme resonnement. Trade-off teorien predikerer dermed en negativ sammenheng mellom arbeidskapital og kontantbeholdning.

2.4.3 Gjeldsandel

Ifølge Opler et al. (1999) vil gjeld reagere passivt til endringer i selskapets interne midler. Det vil si at gjelden faller når interne midler, som kontanter, opparbeides. Opler et al. (1999) finner i sin studie empiriske bevis for denne negative sammenhengen mellom gjeld og kontantbeholdning. De samme variablene som bidrar til å øke kontantbeholdningen i et selskap bidrar også til å redusere gjelden (Opler et al., 1999). Funnene til Opler et al. (1999) støttes av Ferreira og Vilela (2004) og Al-Najjar (2013) som også finner en negativ sammenheng. Al-Najjar (2013) argumenterer for at belånte selskaper er mer tilbøyelig til å akkumulere kontanter på grunn av større sannsynlighet for økonomisk nød. Han antyder med bakgrunn i Baskin (1987) at kontantbeholdningen reduseres med opptak av gjeld.

I tråd med fri kontantstrøm teorien vil forholdet mellom gjeld og kontantbeholdning være negativt. Dette fordi selskaper tar opp gjeld og reduserer kontantbeholdningen for å disiplinere ledelsen (Jensen, 1986). Resonnementet bak dette er at ledelsen i selskaper med høy grad av belåning er underlagt mer kontroll og finansielle begrensninger, mens ledelsen i selskaper med lav belåningsgrad har større frihet til å disponere interne midler, som kontanter, fritt.

Pecking-order teorien predikerer i likhet med fri kontantstrøm teorien en negativ sammenheng mellom gjeld og kontantbeholdning. I pecking-order teorien er intern finansiering rangert over gjeld (Myers & Majluf, 1984). Dette betyr at intern finansiering, representert med kontantbeholdning, og ekstern finansiering, representert med gjeld, kan sees på som substitutter.

Trade-off teorien bygger på en antagelse om en optimal balanse mellom egenkapital og gjeld, som bestemmes av skatteeffekter og konkurskostnader (Kraus & Litzenberger, 1973). Dette kan på en side tyde på en negativ sammenheng, hvor gjeld fungerer som et substitutt for kontanter. På en annen side kan det tyde på at høy gjeld gir høye konkurskostnader, noe som gir motivasjon til å opparbeide kontantbeholdning.

2.4.4 Utbytte

Flere empiriske studier finner at utbytte er en viktig determinant for selskapers kontantbeholdning. Det er likevel uenighet knyttet til om utbytte har en positiv eller negativ påvirkning på kontantbeholdningen. Ferreira og Vilela (2004), Bigelli og Sánchez-Vidal (2012) og Drobetz og Grüninger (2007) antyder et positivt forhold. Bigelli og Sánchez-Vidal (2012) undersøker private selskaper, og argumenterer med at de har mindre sannsynlighet for å lide av agentkostnader knyttet til fri kontantstrøm, sammenlignet med aksjeselskaper. Private selskaper vil derfor generere overflødig fri kontantstrøm som kan brukes til å utdele utbytte. Dette resulterer i større frihet til å dele utbytte hyppigere, og også insentiver til å akkumulere kontanter. Drobetz og Grüninger (2007) argumenterer med at utbyttebetalende selskaper er motvillige til å utelate utbytte, og at de av denne grunnen har større mengder kontanter for å sikre utbytte i fremtiden.

Ozkan og Ozkan (2004), Opler et al. (1999), Al-Najjar & Belghitar (2011) og Tong (2014) finner et negativt forhold mellom utbytte og kontantbeholdning. Et felles argument er at selskaper som betaler utbytte kan innhente kontanter relativt billig ved å kutte i utbyttet, og at behovet for kontantbeholdning derfor er mindre (Opler et al., 1999). Selskaper som betaler utbytte vil derfor ha større kontantbeholdninger, ettersom de ved behov kan redusere utbyttebetalingen for å skaffe kontanter (Tong, 2014). Dette er også i tråd med trade-off teorien som predikerer en negativ sammenheng mellom utbytte og kontantbeholdning.

Pecking-order teorien gir tvetydige indikasjoner på utbyttes betydning for kontantbeholdningen. Frydenberg (2004) finner at utbyttebetalinger har en informerende effekt som minsker asymmetrisk informasjon. Dette fører til en lavere kostnad for å utstede egenkapital, og vil følgelig gi et positivt forhold mellom utbytte og kontantbeholdning. På en annen side vil betaling av utbytte føre til lavere tilbakeholdt overskudd, som kan føre til at selskapet må søke ekstern finansiering (Drobetz, Gounopoulos, Merikas & Schröder, 2013). Dette indikerer et negativt forhold mellom utbytte og kontantbeholdning.

Al-Najjar & Belghitar (2011) gir en mulig forklaring på hvorfor utbytte kan ha ulik påvirkning på kontantbeholdning. De argumenterer med at kontantbeholdning og utbytte bestemmes simultant, hvor avgjørelsen om å betale utbytte avhenger av kontantbeholdningen til selskapet, og tilsvarende avhenger kontantbeholdningen av utbyttepolitikken til selskapet.

Gjennom å ikke kontrollere for simultanitet står man i fare for å gjøre feilkonklusjoner omkring effekten utbytte har på kontantbeholdning hevder Al-Najjar & Belghitar (2011).

2.4.5 Forskning- og utviklingskostnader (FoU)

Det er tidligere gjort mye forskning omkring sammenhengen mellom FoU og kontantbeholdning. Opler et al. (1999), Dittmar et al. (2003) og Bates et al. (2009) finner en positiv sammenheng mellom FoU og kontantbeholdning. Flere forklaringer bak dette fenomenet er fremstilt, hvor spesielt finansielle begrensninger, asymmetrisk informasjon og moralsk hasard blir brukt som argumenter.

Shin og Kim (2011) argumenterer med at selskaper som har finansielle begrensninger innehar større kontantbeholdninger for å kunne jevne ut FoU kostnader. Opler og Titman (1993) argumenterer for at FoU er investeringer med høy risiko hvor graden av asymmetrisk informasjon er høy. Asymmetrisk informasjon øker konkurskostnadene, noe som resulterer i at selskaper vil foretrekke finansiering gjennom egenkapital framfor ekstern kapital. Opler et al. (1999) argumenterer med bakgrunn i forsiktighetsmotivet om at selskaper som har gode investeringsmuligheter holder på mer kontanter, ettersom alternativkostnaden ved å gå tom for kontanter er større for slike selskaper. Siden Opler et al. (1999) ser på FoU som proxy for investeringsmuligheter, vil det være en positiv sammenheng mellom FoU og kontantbeholdning.

I tråd med pecking-order teorien vil investeringer knyttet til FoU øke graden av asymmetrisk informasjon. Dermed blir ekstern kapital dyrere, noe som fører til at selskaper finansierer FoU gjennom kontantbeholdningen. Ettersom FoU-kostnader konsumerer kontanter (Bates et al., 2009), vil dette føre til en negativ sammenheng mellom FoU og kontantbeholdning. I motsetning til pecking-order predikerer trade-off teorien en positiv sammenheng mellom FoU og kontantbeholdning, ettersom selskaper som investerer i FoU vil ha større behov for likviditet (Tong, 2014).

2.4.6 Selskapsstørrelse

Selskapsstørrelse trekkes i litteraturen fram som en viktig faktor når selskapers kontantbeholdning skal forklares. Det er generell konsensus om at selskapsstørrelse har en signifikant påvirkning på selskapers kontantbeholdning. Tross dette, finner ulike studier bevis for både en positiv og en negativ sammenheng mellom selskapsstørrelse og kontantbeholdning.

Funn gjort av Opler et al. (1999), Dittmar et al. (2003), Al-Najjar og Belghitar (2011), Bigelli og Sánchez-Vidal (2012) og Gill og Shah (2012) indikerer alle en negativ sammenheng mellom selskapsstørrelse og kontantbeholdning, hvor større selskaper holder på mindre kontanter. Funnene er i tråd med trade-off teorien som argumenterer med at det er stordriftsfordeler forbundet med størrelse (Bates et al., 2009) Større selskaper kan skaffe ekstern finansiering billigere, siden de er ansett for å mer diversifisert og mindre utsatt for konkursrelaterte kostnader (Al-Najjar og Belghitar, 2011). Små selskaper har vanskeligere for å skaffe ekstern finansiering, og vil følgelig være mer avhengig av å finansieres gjennom interne midler som kontantbeholdning (Bigelli & Sánchez-Vidal, 2012).

Studier utført av Aftab, Javid og Akhter (2018) og Liu, Mauer og Zhang (2014) finner derimot en positiv sammenheng mellom selskapsstørrelse og kontantbeholdning. Aftab et al. (2018) gir en mulig forklaring på dette gjennom å trekke inn aksjonærenes makt. Aksjonærer tillater større kontantbeholdning til ledelsen når deres interesser er tilstrekkelig sikret. Dette er ofte tilfellet med større selskaper som er utsatt for økt ekstern disiplin og mindre informasjonsasymmetri. Denne positive sammenhengen mellom selskapsstørrelse og kontantbeholdning er i tråd med pecking-order teorien. Større selskaper har en lavere grad av asymmetrisk informasjon sammenlignet med mindre selskaper (Rajan & Zingales, 1995). Dette reduserer risikoen for feilprising av kapital og gjør egenkapitalutstedelse billigere.

I tråd med fri kontantstrøm teorien vil selskapsledelsens skjønsmessige makt i store selskaper øke som et resultat av spredning i eierforhold. Ledere vil derfor ha friere tøyler til å opparbeide kontanter (Aftab et al., 2018).

Med bakgrunn i teori og forskning, forventes det at selskapsstørrelse har en signifikant påvirkning på selskapers kontantbeholdning, men at retningen av påvirkningen ikke lar seg predikere.

2.4.7 Market-to-book ratio (MBR)

I litteraturen er det bred enighet om at MBR har en signifikant påvirkning på kontantbeholdningen til selskaper. Det er imidlertid uenigheter omkring hvorvidt påvirkningen har en positiv eller en negativ effekt.

Ifølge Opler et al. (1999) blir MBR ofte brukt som en variabel for å beskrive vekstmuligheter. De hevder at selskaper med høy MBR opprettholder større kontantbeholdninger enn selskaper med lav MBR. Dette begrunnes med at selskaper med høy MBR investerer mye, og følgelig er mer sårbare for situasjoner hvor den økonomiske tilstanden forverres. Det er derfor å forvente at slike selskaper vil øke kontantbeholdningen med høyere MBR og tilpasse seg investeringsnivået. Dette samsvarer med forsiktighetsmotivet, ettersom ugunstige sjokk er mer kostbart for bedrifter i en vekstfase hvor risikoeksponeringen er større (Bates et al., 2009).

Gill og Shah (2012) identifiserer en negativ sammenheng mellom MBR og kontantbeholdning. De finner samtidig bevis for at sammenhengen er avhengig av sektoren som undersøkes, og at det finnes sektorer hvor det eksisterer en positiv sammenheng mellom MBR og kontantbeholdning. Spesielt produksjonssektoren trekkes fram som et eksempel.

Pecking-order teorien er konsistent med Oplers et al. (1999) funn. Selskaper med større investeringsmuligheter vil holde en høyere andel likvide midler, da intern finansiering foretrekkes framfor ekstern finansiering. Pecking-order teorien predikerer derfor en positiv sammenheng mellom kontantbeholdning og MBR. Også trade-off teorien predikerer en positiv sammenheng mellom MBR og kontantbeholdning. Investeringer regnes som risikable, og det vil derfor være en positiv sammenheng mellom konkurskostnader og selskaper med høy MBR (Opler et al. 1999).

I tråd med markedstiming teorien vil MBR i ineffektive markeder kunne være påvirket av feilprising. Teorien predikerer dermed en positiv sammenheng mellom MBR og kontantbeholdning, hvor selskaper vil benytte seg av beleilige markedsforhold ved å utstede ny egenkapital framfor å ta opp gjeld (Frank & Goyal, 2009).

2.4.8 Industri Sigma

Opler et al. (1999) og Bates et al. (2009) bruker gjennomsnittlige standardavvik på kontantstrømmene for selskaper som mål på risikoen forbundet med kontantstrømmen, og definerer dette som industrisigma. Opler et al. (1999) og Saddour (2006) finner i sine studier at kontantbeholdningen til selskaper øker i takt med industrisigma. Bates et al. (2009) konkluderer i sin studie med at risikoen knyttet til kontantstrømmen vil, gitt alt annet likt, gi høyere beholdning av kontanter. Det er generell konsensus om at risikoen til kontantstrømmen påvirker et selskaps kontantbeholdning, og at selskaper som opererer i mer volatile sektorer opparbeider større kontantbeholdning.

Trade-off teorien predikerer i likhet med de ovennevnte studiene en positiv sammenheng mellom industrisigma og kontantbeholdning. Usikkerheten knyttet opp til volatilitet i kontantstrømmen kan føre til situasjoner som selskapene ikke har forutsett og som krever likvide midler (Tong, 2014).

2.4.9 VIX

Volatilitet Indeksen (VIX), også kalt “fryktindeksen”, ble introdusert 1993 av Chicago Board Options Exchange, og er en indeks som måler volatiliteten i aksjemarkedet (Sinclair, 2013). Beregningsmetodikken er konstruert til å gi en modelluavhengig fremtidsrettet estimering av S&P 500 opsjonsmarked for 30 dager fram i tid (Sinclair, 2013). Med andre ord måler indeksen forventede svingninger på S&P-indeksen de neste 30 dagene, og gjenspeiler markedssituasjonen i nåtid. VIX-indeksen vil stige når forventet volatilitet i aksjemarkedet øker, og falle når forventet volatilitet avtar.

Ifølge Bates et al. (2009) holder selskaper på kontanter for å være i stand til å takle uforutsette hendelser og ugunstige markedssjokk. VIX som volatilitetsindeks gir et mål på

usikkerheten i markedet. Når markedene blir mer usikre, øker konkurrisikoen. Med bakgrunn i argumentasjonen til Bates et al. (2009) vil dette kunne påvirke kontantbeholdningen i selskaper i en positiv retning.

Ifølge trade-off teorien fører høyere risiko forbundet med driften av selskapet til at selskapet holder mer kontanter. Dette som en konsekvens av at høyere risiko bidrar til å øke konkurskostnadene. Det predikeres derfor en positiv sammenheng mellom kontantbeholdning og VIX sett i lys av trade-off teorien.

Ut ifra markedstiming teorien vil selskaper prøve å time markedet (Baker & Wurgler, 2002). Dermed vil en prediksjon for fremtidig volatilitet kunne påvirke valg av kapitalstruktur og således kontantbeholdning. Det predikeres derfor en positiv sammenheng mellom VIX og kontantbeholdning, ettersom selskaper vil øke kontantbeholdningen når usikkerheten i markedet øker.

2.4.10 Rente

Sammenhengen mellom risikofri rente og kontantbeholdning har helt siden Keynes (1936) presenterte sin teori omkring etterspørselen av kontanter i tilknytning til transaksjoner, vært et tema i litteraturen. Baumol (1952) bygget videre på arbeidet til Keynes, og tok utgangspunkt i at det eksisterer transaksjonskostnader tilknyttet å konvertere eiendeler til kontanter. Baumol (1952) antydte også at det var en alternativkostnad forbundet med å holde kontanter, ettersom kontantene alternativt kunne blitt investert i rentebærende aktiva med høyere avkastning.

Med følgende argumentasjon i bakgrunn, viste Baumol (1952) til at alternativkostnaden stiger i takt med en økende rente, og motsatt. Som følge av dette fant han ut at selskaper, i tider hvor renten er høy, vil bruke kontantene til likvide investeringer og dermed redusere beholdningen av kontanter. I tider med lavere rente vil selskaper øke beholdningen av kontanter, ettersom alternativkostnaden blir lavere. Tobin (1956) utvidet senere studien til Baumol (1952), og viste at etterspørsel etter kontanter avhenger omvendt av renten. Studiene til Baumol (1952) og Tobin (1956) fremmer ideen om en negativ sammenheng mellom renter og kontantbeholdning, og gjør så gjennom å bruke transaksjonsmotivet for å holde kontanter.

Nyere forskning støtter opp under en negativ sammenheng mellom risikofri rente og kontantbeholdning. Ferreira og Vilela (2004) finner blant annet at kontantbeholdningen øker under nedgangstider hvor renten reduseres. Dette støttes også av García-Teruel og Martínez-Solano (2008), som viste at når rentene var på det laveste, nådde kontantbeholdningen sitt høyeste nivå, og omvendt. Lins, Servaes og Tufano (2010) gjennomførte en spørreundersøkelse av finansdirektører for selskaper i 29 land som omhandlet selskapslikviditet. Av undersøkelsen fremkommer det at rente er en vesentlig faktor når kontantbeholdning i selskaper skal vurderes.

Markedstiming teorien predikerer i likhet med de ovennevnte studiene, en negativ sammenheng mellom risikofri rente og kontantbeholdning. Ettersom selskaper vurderer rentenivået opp mot historiske nivåer (Barry, Mann, Mihov & Rodríguez, 2008), vil de med bakgrunn i transaksjonsmotivet, time markedet på en fordelaktig måte. De vil i tider med lavere rente finansiere med gjeld framfor egenkapital og kontanter, og dermed opprettholde og bygge opp kontantbeholdningen. Dette samsvarer også med forsiktighetsmotivet.

3. Metode

I dette kapitlet presenteres den kvantitative metoden som benyttes til å besvare avhandlingens problemstilling. Ettersom avhandlingen ser på årsakssammenhengen mellom variablene nevnt i avsnitt 2.4 og selskapers kontantbeholdning, må metodeverktøyet som tas i bruk være tilpasset dette formålet. Kapitlet vil ta for seg alt fra innhenting, filtrering og bearbeiding av datautvalget, til variabelkonstruksjon og analysetilnærming. Selve analysen og utfordringer knyttet til økonometriske beregninger i praksis vil bli gjennomgått i analysekapitlet.

3.1 Data og datastrukturering

I denne avhandlingen analyseres norske selskaper notert på Oslo Børs i perioden 2004-2018, med formål om å avdekke faktorer som påvirker kontantbeholdningen til selskapene. Datamaterialet som benyttes i analysen er primært hentet og lastet ned fra Titlon (2020). Titlon er en finansiell database som er drevet av Handelshøgkolen i Tromsø, underlagt Universitetet i Tromsø - Norges Arktiske Universitet (UiT). Databasen inneholder data tilbake til 1980, og inkluderer blant annet revidert regnskapsdata, aksje -og fondsdata og indeksdata.

Alle selskapene i utvalget rapporterer konsoliderte regnskap, noe som er utgangspunktet for dataen i Titlon. Regnskapstallene i Titlon rapporteres dels i summerte poster og dels som enkeltposter. Ikke all data har vært tilgjengelig i Titlon, og det har vært nødvendig å hente noe data manuelt fra Proff@Forvalt, selskapers årsrapporter og Oslo Børs. Enkelte selskaper har rapportert i utenlandsk valuta, henholdsvis i euro og amerikanske dollar. Disse regnskapstallene er konvertert til norske kroner med bruk av sluttkurser 31.12 i de respektive regnskapsårene. Variablene fremstår i nominell verdi, da de ikke justeres for konsumprisindeks.

For å sikre at utvalget som analyseres er hensiktsmessig og anvendelig for analyseformålet, har flere selskaper blitt filtrert bort. Filtringen er gjort på bakgrunn av en rekke fastsatte kriterier, noe som har redusert antall selskaper i analysen. I det følgende blir kriteriene for filtreringene gjennomgått og forklart.

Det var totalt 193 selskaper registrert på Oslo Børs per 31.12.2018. I denne avhandlingen har vi besluttet å filtrere bort selskaper som ikke er norskregistrerte. Dette valget er basert på at utenlandskregistrerte selskaper i noen tilfeller benytter andre regnskapsmessige rapporteringer enn hva norskregistrerte selskaper gjør. Også regelverket som selskaper må forholde seg til kan variere mellom ulike land. Beslutningen om å fjerne utenlandskregistrerte selskaper er også opphavet til at oppgaven avgrenses til norske selskaper notert på Oslo Børs. Dette sikrer at tallene som rapporteres er konsistent, og sammenlignbar på tvers av selskaper.

Videre filtreres det bort selskaper som defineres som finansselskaper. Disse selskapene er regulert av staten gjennom finanstillsynet og finansforetaksloven. Blant reguleringene og lovene som finansforetak i Norge må følge, er loven om krav til egenkapitalen. Den sier at alle banker, kredittforetak, finansieringsforetak og holdingselskaper i finanskonsern til enhver tid skal ha en ren kjernekapitaldekning på 4,5 prosent av foretakets beregningsgrunnlag ("Finansforetaksloven," 2015). Det vil være urimelig å inkludere disse selskapene i analysen, ettersom det vil være faktorer som påvirker variablene i vår analyse som er lovpålagte.

I likhet med Opler et al. (1999) blir selskaper med negativt og null driftsresultat filtrert bort i utvalget. Bakgrunnen for dette er knyttet opp til modellestimering, og skyldes at den naturlige logaritmen kun er definert for positive verdier. Vi vil senere utdype og forklare bruken av den naturlige logaritmen, og viktigheten den har for analysen.

Til slutt settes det et krav om at selskaper må være notert i minst to regnskapsår. Dette impliserer at selskaper som kun er notert i et regnskapsår, eller som er blitt førstegangsnotert i løpet av 2018, ikke vil bli tatt med i analysen. Bakgrunnen for dette kriteriet er at regresjonsmodellene i analysen er avhengig av to observasjoner over tid som et minimum for å kunne estimeres (Hill, Griffiths & Lim, 2018).

Det totale gjenværende utvalget etter filtreringen består av 70 selskaper og 635 observasjoner. I tabell 1 vises en oversikt over antall selskaper per år med tilhørende observasjoner.

Tabell 1: Antall selskaper per år med tilhørende observasjoner.

| År | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 |
|---------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Observasjoner | 30 | 38 | 41 | 44 | 34 | 40 | 35 | 40 | 43 | 47 | 49 | 47 | 47 | 49 | 51 |

3.2 Variabelkonstruksjon

Variablene som benyttes i analysen tar utgangspunkt i teori og tidligere empiri. Flere variabler fremgår ikke direkte av datamaterialet, og må følgelig konstrueres. I det følgende vil variablene bli definert og konstruert. Av hensiktsmessige årsaker starter vi med den avhengige variabelen, før vi videre tar for oss forklaringsvariablene.

3.2.1 Avhengig variabel

Målet med avhandlingen er å undersøke hvilke faktorer som påvirker kontantbeholdningen til norskregistrerte selskaper på Oslo Børs. Følgelig vil den avhengige variabelen være kontantbeholdning. Tidligere studier har definert kontantbeholdning på forskjellige måter, basert på ulik argumentasjon. Som avhengig variabel er det viktig å fastsette en definisjon som gjenspeiler selskapenes reelle kontantbeholdning.

Opler et al. (1999) definerer kontantbeholdning som kontanter pluss omsettelige verdipapirer. Videre måler de kontantbeholdning som et forholdstall med kontantbeholdning i teller og netto eiendeler i nevner. Ved å trekke kontantbeholdningen av den bokførte verdien fra totale eiendeler, sitter man igjen med netto eiendeler. Dittmar et al. (2003) bruker en lignende definisjon som Opler et al. (1999), hvor et forholdstall brukes som mål på kontantbeholdning. Bates et al. (2009) presenterer flere alternative måter å måle kontantbeholdning på, som baserer seg på tidligere litteratur. Disse er som følger:

1. Kontantbeholdning/Totale eiendeler
2. Kontantbeholdning/Netto eiendeler
3. Logaritmen av kontantbeholdning/netto eiendeler
4. Kontantbeholdning/driftsinntekter

Ifølge Bates et al. (2009) er ulempen med alternativet til Opler et al. (1999) at forholdstallet genererer ekstreme outliers for selskaper som har mesteparten av eiendelene sine i kontanter. Fritz et al. (2007) bruker logaritmen til kontanter delt på netto eiendeler som mål på kontantbeholdning. Dette reduserer størrelsen på problemet med ekstreme outliers, men eliminerer det ikke (Bates et al., 2009). Bates et al. (2009) bruker først og fremst kontantbeholdning delt på totale eiendeler som mål på kontantbeholdning i sine analyser, men tester også regresjoner hvor logaritmen til kontantbeholdning delt på netto eiendeler benyttes som måltall.

I denne avhandlingen definerer vi kontantbeholdning noe likt definisjonen til Opler et al. (1999). Titlon rapportert posten "Kasse/bank" i regnskapet til selskapene. Denne posten omfatter bankinnskudd og kontanter, og vil bli brukt som definisjon på kontantbeholdning i denne avhandlingen. Til forskjell fra Opler et al. (1999) omfatter ikke vår definisjon omsettelige verdipapirer. Den inneholder heller ikke kontantekvivalenter i form av likvide plasseringer som umiddelbart, og til uvesentlig kursrisiko, kan konverteres til kjente kontantbeløp. Følgelig er vår definisjon relativt streng, men konsis.

For å måle kontantbeholdning, har vi i denne avhandlingen besluttet å benytte logaritmen av forholdstallet med kontantbeholdning i teller og netto eiendeler i nevner. Forholdstallet er inspirert av Fritz et al. (2007) og begrunnes med at vi ønsker å ta høyde for outlierproblemet som kan oppstå ved bruk av definisjonen til Opler et al. (1999). Også av hensyn til videre modellering vil vi være avhengig av å ha variabelen på logaritmisk form, noe som vil bli utdypet senere i avhandlingen.

3.2.2. Uavhengige variabler

3.2.2.1 Selskapsinterne forklaringsvariabler

Kontantstrøm

Kontantstrømmen til selskapene fremgår ikke eksplisitt av regnskapstallene i Titlon, og variabelen må følgelig konstrueres. For å sette opp en reell kontantstrøm kreves det ulike regnskapsopplysninger. Flere studier har, grunnet mangel på slike opplysninger, definert kontantstrøm på alternative måter som kan sees på som tilnærminger til kontantstrøm. Opler et al. (1999) definerer kontantstrøm som driftsresultat etter rentekostnader, utbytte og skattekostnader, men før avskrivninger. For å måle kontantstrøm bruker Opler et al. (1999) et forholdstall med kontantstrøm i teller og bokførte eiendeler i nevner. Den samme definisjonen er senere blitt brukt av blant andre Bates et al. (2009) og Ferreira og Vilela (2004).

I likhet med disse studiene benytter vi en tilsvarende definisjon, men med noen modifikasjoner. Istedenfor å definere kontantstrøm slik som Opler et al. (1999), definerer vi kontantstrøm som årsresultat pluss avskrivninger. Måten vi velger å måle kontantstrøm på er lik, hvor vi bruker et forholdstall med årsresultat pluss avskrivninger i teller og totale bokførte eiendeler i nevner.

Arbeidskapital

Arbeidskapital defineres tradisjonelt som differansen mellom omløpsmidler og kortsiktig gjeld i balansen (Langli, 2016). Opler et al. (1999) og Bates et al. (2009) måler arbeidskapital som et forholdstall med arbeidskapital minus kontanter og kontantekvivalenter i teller, og total kapital i nevner. Vi bruker i denne avhandlingen samme mål på arbeidskapital.

Gjeldsandel

Tradisjonelt defineres gjeldsandel som total gjeld delt på egenkapital. Denne definisjonen sier noe om hvor mange kroner selskapet har i gjeld per krone investert av eierne (Langli, 2016). Studier utført av Opler et al. (1999) og Bates et al. (2009) definerer gjeldsandel noe ulikt. Opler et al. (1999) definerer gjeldsandel som total gjeld delt på bokførte eiendeler, mens Bates et al. (2009) operer med tre ulike definisjoner av gjeldsandelen. Den første definisjonen er identisk med Opler et al. (1999), mens den andre definisjonen definerer

gjeldsandelen som et forholdstall mellom total gjeld og egenkapital. Den tredje definisjonen, som også gir størst utslag på resultatene i studien til Bates et al. (2009), er definert som differansen mellom total gjeld og kontanter og kontantekvivalenter, delt på den bokførte verdien av eiendeler. I denne avhandling velger vi å definere gjeldsandel likt som den tredje definisjonen til Bates et al. (2009).

Utbytte

Utbetalt utbytte konstrueres som en dummyvariabel i denne avhandlingen. Variabelen er lik 1 dersom selskaper betaler utbytte i det aktuelle året, og lik 0 dersom selskapet ikke betaler utbytte.

FoU

Forskning og utvikling er en post i balanseregnskapet, og kan leses eksplisitt av dataen i Titlon. I samsvar med Opler et al. (1999) antas det at selskaper som ikke rapporterer FoU kostnader, heller ikke bruker ressurser på forskning og utvikling. Ettersom lovverket omkring FoU legger opp til skjønsmessige vurderinger, kan føringen av FoU-kostnader i regnskapet ofte være lite konsistent og bære preg av ulike tolkninger. På grunn av dette kan FoU som variabel være utsatt for støy, og det kan med fordel være lurt å betrakte notene i regnskapet for en ytterligere forståelse.

Litteraturen omkring FoU og dens påvirkning på kontantbeholdning er relativt samstemte i at FoU kostnader måles som et forholdstall mellom FoU kostnader og driftsinntekter. Opler et al. (1999), Bates et al. (2009) og Dittmar et al. (2003) benytter alle denne definisjonen. I likhet med de nevnte studiene benytter vi tilsvarende definisjon.

Selskapsstørrelse

Majoriteten av litteratur, deriblant Opler et al. (1999), Dittmar et al. (2003) og Bates et al. (2009), måler selskapsstørrelse som den naturlige logaritmen av bokførte totale eiendeler. Et slikt mål kan sees på som en proxy for selskapsstørrelse. I likhet med disse studiene bruker også vi bokførte totale eiendeler som beregningsgrunnlag for variabelen, men vi måler den noe ulikt. Selskapsstørrelse blir i vår avhandling målt som et forholdstall hvor vi summerer de totale bokførte eiendelene til samtlige selskaper per år, for deretter å dividere totale bokførte eiendeler for hvert enkelt selskap på den totale summen. På denne måten oppnår vi et forholdstall som er sammenlignbart på tvers av selskaper.

MBR

MBR blir av Opler et al. (1999), Bates et al. (2009) og Gill og Shah (2012) målt som et forholdstall hvor teller består av bokført verdi av totale eiendeler minus bokført verdi av egenkapital pluss markedsverdien av egenkapital, og nevner består av bokført verdi av totale eiendeler. Markedsverdien, som er komponert av aksjepriser og utestående aksjer, består av observerte verdier per respektive år. Denne pris/bok definisjonen viser sammenhengen mellom markedsverdi og den bokførte verdien av de totale eiendelene. I denne avhandlingen benyttes en tilsvarende definisjon.

Industrisigma

Opler et al. (1999) og Bates et al. (2009) bruker gjennomsnittlige standardavvik på kontantstrømmene til selskaper som mål på risikoen forbundet med kontantstrømmen. Vi benytter samme mål på risikoen forbundet med kontantstrømmen. I praksis konstrueres variabelen gjennom at vi måler gjennomsnittlig standardavvik til kontantstrømmen for hver enkelt sektor i utvalget fra 2004 til 2018. For en gjennomgang av sektorinndelingen, se appendiks 1.

3.2.2.2 Makroøkonomiske forklaringsvariabler

VIX

Som en proxyvariabel på usikkerheten i markedet, benyttes VIX-indeksen. Dataen til VIX variabelen hentes direkte fra Yahoo Finance, hvor daglige data i perioden 2004 til 2018 lastes ned. Deretter beregnes gjennomsnittlig verdi for hvert av de respektive årene analysen strekker seg over. De daglige verdiene baserer seg på sluttnoteringen for de daglige observasjonene. Denne årlige gjennomsnittlige verdien benyttes videre som forklaringsvariabel for usikkerheten i markedet.

Rente

Flere studier, deriblant García-Teruel og Martínez-Solano (2008) og Bates et al. (2009), benytter renten på kortsiktige statsobligasjoner med løpetid på under 1 år som mål på risikofri rente. García-Teruel og Martínez-Solano (2008) bruker renten på 1-årige statsobligasjoner, mens Bates et al. (2009) bruker renten til tremåneders amerikanske statsobligasjoner. Siden det i denne avhandlingen fokuseres på norske selskaper notert på Oslo Børs, benytter vi

gjennomsnittlig årlig rente på norske tremåneders statsobligasjoner som variabel for risikofri rente.

3.3 Oppsummering variabler

Tabell 2: Variabelkonstruksjon

| <i>Variabel</i> | <i>Definisjon</i> |
|--------------------------|---|
| <i>Kontantbeholdning</i> | $\frac{\text{Kontantbeholdning}}{\text{Netto eiendeler}}$ |
| <i>Kontantstrøm</i> | $\frac{\text{Årsresultat} + \text{Avskrivninger}}{\text{Totale bokførte eiendeler}}$ |
| <i>Arbeidskapital</i> | $\frac{(\text{Omløpsmidler} - \text{kontantbeholdning}) - (\text{Kortsiktig gjeld} - \text{kontantbeholdning})}{\text{Total kapital}}$ |
| <i>Gjeldsandel</i> | $\frac{\text{Total gjeld} - (\text{kontantbeholdning})}{\text{Totale eiendeler}}$ |
| <i>Utbytte</i> | 1 hvis utbytte > 0 i år t 0 hvis utbytte = 0 i år t |
| <i>FoU</i> | $\frac{\text{FoU}}{\text{Driftsinntekter}}$ |
| <i>Selskapsstørrelse</i> | $\frac{\text{Totale bokførte eiendeler per selskap per år}}{\sum(\text{totale bokførte eiendeler per selskap per år})}$ |
| <i>MBR</i> | $\frac{\text{Totale eiendeler} - (\text{bokført verdi av egenkapital} + \text{markedsverdien av egenkapital})}{\text{Bokført verdi av totale eiendeler}}$ |
| <i>Industrisigma</i> | $\sqrt{\text{var}(\text{kontantstrøm})}$ |
| <i>VIX</i> | Årlig gjennomsnittlig verdi av VIX-indeksen |
| <i>Rente</i> | Gjennomsnittlig årlig rente på norske tremåneders statsobligasjoner |

3.4 Datatyper

Grunnlaget for en anvendelig økonometrisk modell, velegnet til å gjøre analyser omkring virkelige forhold, er datamaterialet som benyttes. Gyldigheten av resultatene fra den økonometriske modellen avhenger i stor grad av dataene som benyttes. Kunnskap om datamaterialet er en forutsetning for å kunne estimere modeller som gir valide resultater, og som kan brukes til å besvare problemstillingen. Generelt skilles det mellom tre ulike typer data; tidsseriedata, tverrsnittsdata og paneldata (Hill et al., 2018).

Tidsseriedata er data samlet inn over diskrete intervaller over tid, hvor den samme mengden observasjoner blir registrert med et regelmessig tidsintervall. Tverrsnittsdata er data som blir samlet på tvers av enheter i en bestemt tidsperiode. Tidsseriedata og tverrsnittsdata danner grunnlaget for paneldata. Paneldata inneholder observasjoner på tvers av individuelle enheter over flere tidsperioder (Hill et al., 2018). Paneldata kan betraktes som en kombinasjon av tidsserie- og tverrsnittsdata. Regnskapsdata består ofte av flere dimensjoner, og paneldata brukes derfor ofte i analyser som inneholder regnskapsdata. Ved å kombinere data i to dimensjoner kan paneldata gi større variasjon, mindre multikollinearitet og flere frihetsgrader (de Jager, 2008). På denne måten blir det lettere å avdekke kausalitet mellom variablene.

Med bakgrunn i karakteristikken til dataen som benyttes i denne avhandlingen, er den å betrakte som paneldata. Siden antall tidsserier for selskapene varierer, hvor noen selskaper er observert for hele perioden, mens andre for deler av perioden, vil dataen omtales som ubalansert paneldata (Hill et al., 2018). Det eksisterer flere metoder for å analysere ubalansert paneldata, og de mest fremtredende vil bli gjennomgått.

3.5 Korrelasjonsanalyse

For å måle sammenhengen mellom variabler er korrelasjonsanalyse velegnet. Korrelasjon, også kalt samvariasjon, er et mål på styrken og retningen mellom to variabler. For å måle korrelasjonen benyttes ofte en korrelasjonskoeffisient. Denne koeffisienten har en verdi som varierer mellom -1 og +1. En korrelasjonskoeffisient på -1 og +1 indikerer henholdsvis perfekt positiv korrelasjon og perfekt negativ korrelasjon. En korrelasjonskoeffisient på 0 indikerer at det ikke eksisterer noen samvariasjon mellom variablene (Lind, Marchal &

Wathen, 2014). Ettersom korrelasjonsanalyse bare sier noe om samvariasjonen mellom to variabler, og samvariasjon igjen kan bli påvirket av andre forhold, er ikke korrelasjonsanalyse velegnet til å forklare den kausale sammenhengen mellom variabler.

3.6 Regresjonsanalyse

I motsetning til korrelasjonsanalyse, er regresjonsanalyse egnet for å avdekke kausalitet mellom variabler. Avhengig av antall forklaringsvariabler i regresjonen, kan man i hovedsak skille mellom to typer regresjonsanalyser; enkle regresjonsanalyser og multiple regresjonsanalyser (Hill et al., 2018).

Enkle regresjonsanalyser har til hensikt å undersøke den lineære sammenhengen mellom to variabler. En enkel lineær regresjonsmodell, også kalt en univariat modell, analyserer forholdet mellom en avhengig variabel (y) og en uavhengig variabel (x). Formelen for den enkle lineære regresjonsmodellen er som følger:

$$y = \beta_1 + \beta_2 x + e$$

(12)

I likningen er y den avhengige variabelen, x er den uavhengige variabelen, β_1 er koeffisienten til x , og e er feilledet (Hill et al., 2018).

En multipel regresjonsanalyse består av flere enn en uavhengig variabel. Et fenomen blir ofte forklart av flere faktorer, og det må da inkluderes flere uavhengige variabler i regresjonsanalysen for å i størst grad kunne forklare variasjonen i den avhengige variabelen. Likningen for en multipel regresjonsmodell kan fremstilles som følger:

$$y = \beta_1 + \beta_2 x_{i2} + \beta_3 x_{i3} + \dots + \beta_k x_{ik} + e_i$$

(13)

Notasjonene har samme betydning som i den enkle regresjonsmodellen, men koeffisientene β_1, \dots, β_n , viser til de isolerte effektene forklaringsvariablene har på den avhengige variabelen

y. Med den isolerte effekten menes effekten forklaringsvariabelen har på den avhengige variabelen, gitt at de andre forklaringsvariablene holdes konstant (Hill et al., 2018).

3.7 Overordnet modell

Basert på variablene gjennomgått i kapittel 2, har vi utarbeidet en overordnet modell som vil være utgangspunktet for videre analyse. Den overordnede modellen på logaritmisk form kan uttrykkes med følgende likning:

$$\ln(\text{Kontantbeholdning})_{it} = \alpha + \ln(\beta_1 \text{Kontantstrøm})_{it} + \ln(\beta_2 \text{Arbeidskapital})_{it} + \beta_3 \text{Utbytte}_{it} + \ln(\beta_4 \text{Gjeldsandel})_{it} + \ln(\beta_5 \text{FoU})_{it} + \ln(\beta_6 \text{MBR})_{it} + \ln(\beta_7 \text{VIX})_{it} + \ln(\beta_8 \text{Selskapsstørrelse})_{it} + \ln(\beta_9 \text{Rente})_{it} + \ln(\beta_{10} \text{Industrisigma})_{it} + e_{it}$$

(14)

Det er flere grunner til at vi tar den naturlige logaritmen på hver side av likhetstegnet og får en modell på log-log form. For det første bidrar log-transformasjonen av variablene til å fremkalle linearitet, noe som er en forutsetning for OLS, og som vil bli utdypet senere. For det andre vil log-log transformasjonen gjøre slik at koeffisienter kan tolkes som elastisiteter. Vi observerer dermed en konstant relativ endring istedenfor en konstant absolutt endring. Dette forenkler tolkningen av de estimerte koeffisientene, og gjør det lettere å sammenligne effekten som de ulike variablene har på den avhengige variabelen (Hill et al., 2018).

En forutsetning for å kunne transformere variabler med den naturlige logaritmen, er at observasjoner som er negative eller lik null, erstattes med positive verdier. Dette siden logaritmen bare er definert for positive verdier (Hill et al., 2018). Rent praktisk gjøres dette med å erstatte negative og null observasjoner med den laveste positive observasjonen for de respektive variablene.

Målet for regresjonsanalysen er å estimere plasseringen av linjen som passer dataen best. En rekke prinsipper kan brukes for å estimere en slik linje, blant annet “*Ordinary Least Squares*” (OLS), på norsk kalt minste kvadraters metode. Dette prinsippet går ut på å finne den linjen som minimerer de kvadrerte avvikene fra linjen. Verdiene for de ukjente

parameterne β_1, \dots, β_n som minimerer summen av kvadratene og som brukes i regresjonslinjen, kalles "*least square estimates*". For å oppnå det beste OLS-estimatet, må enkelte forutsetninger være tilfredsstilt (Hill et al., 2018).

3.8 Forutsetninger for OLS

Målet med regresjonsanalyser er å estimere estimater som er så nær den sanne verdien som mulig. Det er derfor ønskelig å bruke estimatoren med den laveste variansen. Gauss-Markov-teoremet sier at OLS-estimatoren har denne egenskapen under visse forutsetninger. Dersom forutsetningene 1-5 presentert i de neste avsnittene er tilfredsstilt, vil OLS være «*best linear unbiased estimator*» (BLUE) (Hill et al., 2018). Forutsetning om normalitet (6) trenger ikke være oppfylt for at estimatene skal være BLUE, men det har sine fordeler.

3.8.1 Linearitet (1)

Denne forutsetningen for OLS adresserer modellens funksjonelle form. En regresjonsmodell er lineær når den avhengige variabelen y , er en lineær funksjon av de uavhengige variablene. For at forutsetningen om linearitet skal være til stede, må regresjonsmodellen tilfredsstillende følgende form:

$$y = \beta_1 + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} + e_i$$

(15)

Hvis forutsetningen om linearitet ikke er tilfredsstilt, vil det kunne føre til at resultatene av analysen blir mindre valid, ettersom koeffisientene vil kunne være misvisende. I slike tilfeller eksisterer det flere metoder for å transformere dataene slik at de passer til en lineær modell. For å fremkalle linearitet, kan man eksempelvis transformere variablene om til logaritmisk form (Hill et al., 2018).

3.8.2 Streng eksogenitet (2)

Streng eksogenitet impliserer at den betingede forventningen til feilledet e_i , gitt alle observasjoner av forklaringsvariablene $X = \{x_i, i = 1, 2, \dots, N\}$, er null. Matematisk kan dette uttrykkes som:

$$E(e_i|X) = 0$$

(16)

Likning (16) igjen impliserer at $E(e_i) = 0$ og $\text{cov}(e_i|x_{jk}) = 0$ for $k = 1, 2, \dots, K$ og $(i, j) = 1, 2, \dots, N$. Forklart vil streng eksogenitet si at feilledet er konstant, og forklaringsvariablene er ukorrelert med feilledet. Hvis forutsetningen om streng eksogenitet holder, er forklaringsvariablene eksogene. Det vil si at de ikke påvirkes av andre variabler i modellen (Hill et al., 2018). Om en eller flere variabler er korrelert med feilledet, kategoriseres variablene som endogene, noe som kan føre til vanskeligheter med å utlede kausal inferens fra datamaterialet (Hill et al., 2018). Måten problemet knyttet til endogenitet kan omgås på, er med bruk av proxyvariabler. En proxyvariabel fungerer som en "erstatning" til den variabelen som egentlig ønskes brukt. En slik proxy må ha samme informasjonsinnhold som den ønskede variabelen (Chenhall & Moers, 2007).

3.8.3 Homoskedastisitet (3)

Den tredje forutsetningen handler om at feilledet e , som er betinget av x , må ha en varians som er konstant. Feilledd med denne egenskapen sies å være homoskedastisk. Det betyr at verdien til de uavhengige variablene ikke påvirker variansen til feilledet. Sagt på en annen måte, variansen til den avhengige variabelen y , påvirkes ikke av forklaringsvariablene (Hill et al., 2018). Matematisk kan dette uttrykkes som:

$$\text{var}(e_i|X) = \sigma^2$$

(17)

Dersom feilledet e , som er betinget av x , har en varians som ikke er konstant, eksisterer det heteroskedastisitet. Heteroskedastisitet er et problem fordi OLS regresjon forutsetter at alle

feilledd trekkes fra en populasjon som har en konstant varians. En rekke tester kan utføres for å avdekke heteroskedastisitet, blant annet en *Breusch-Pagan test* (Hill et al., 2018).

3.8.4 Autokorrelasjon (4)

Den fjerde forutsetningen tar for seg at det ikke kan eksisterer noe form for autokorrelasjon. Autokorrelasjon oppstår når feilleddet, e , korrelerer over tid. Matematisk kan dette uttrykkes som:

$$\text{cov}(e_i, e_j | X) = 0 \text{ for } i \neq j$$

(18)

Problemet med autokorrelasjon oppstår ofte når dataen inneholder en tidsdimensjon (Hill et al., 2018). Spesielt regnskapsdata er utsatt for autokorrelasjon, ettersom regnskapsdata rapporteres årlig, og observasjonene i år M avhenger av observasjonene i år $M-1$ og mulig enda flere år tilbake i tid. Tilstedeværelse av autokorrelasjon kan føre til mindre nøyaktige resultater, og større sannsynlighet for å begå en type 1-feil (Hill et al., 2018). For å imøtekomme problemet med autokorrelasjon, kan robuste standardavvik benyttes. Autokorrelasjon mellom feilleddene kan avdekkes ved en *Wooldridge-test*.

3.8.5 Multikollinearitet (5)

Den femte forutsetningen tar for seg at det ikke kan eksistere et lineært forhold mellom forklaringsvariablene. Dersom det eksisterer et lineært forhold mellom forklaringsvariablene, eksisterer det som kalles for multikollinearitet. Det vil da ikke være mulig å estimere den isolerte effekten hver forklaringsvariabel har på den avhengige variabelen i modellen, noe som medfører mindre presise estimater (Hill et al., 2018).

Multikollinearitet kan avdekkes ved bruk av *variance inflation factor (VIF)*, eventuelt kan det benyttes en korrelasjonsmatrise. VIF-faktoren varierer fra 1 og oppover. O'brien (2007) viser til at mye av litteraturen bruker en VIF-faktor på 10, som en øvre grense for når VIF indikerer problemer med multikollinearitet.

3.8.6. Normalitet (6)

Forutsetningen om normalitet i feilleddet trenger ikke være oppfylt for at estimatene skal være BLUE. Det kan dog være nyttig for å gjennomføre videre hypotesetesting og estimering av konfidensintervaller når utvalget er relativt lite. Når utvalget er stort nok, vil forutsetningen ikke lenger være nødvendig for nevnte formål (Hill et al., 2018). Forutsetningen innebærer at feilleddene, betinget av forklaringsvariablene, må være normalfordelt og ha et gjennomsnitt lik 0. Matematisk kan dette uttrykkes som:

$$e_i|X \sim N(0, \sigma^2)$$

(19)

Denne forutsetningen impliserer at den betingede fordelingen av, y , også er normalfordelt. En *Jarque-Bera test* og *karnel density estimate* kan benyttes for å undersøke normalitet i feilleddet.

3.9 Valg av regresjonsmodell

Siden vi undersøker flere uavhengige variabler i analysen, vil en form for multipl regressjonsanalyse være å foretrekke. Det finnes flere estimeringsmetoder egnet for å utføre multiple regressjonsanalyser på paneldata. I det følgende vil tre estimeringsmetoder bli utdypet, henholdsvis Samlet OLS, faste effekter (FE) og tilfeldige effekter (RE).

3.9.1 Samlet OLS

Samlet OLS er en av de enkleste måtene å modellere paneldata på. Metoden kan brukes for paneldata hvor datautvalget er homogent og hvor autokorrelasjon ikke er et problem. Spesielt med denne modellen er at enhetsspesifikke effekter blir ignorert, og alle observasjoner blir således behandlet likt (Hill et al., 2018). Samlet OLS er i realiteten bare vanlig OLS estimering brukt på paneldata (Hill et al., 2018). Modellen kan fremstilles på generell form med likningen:

$$\begin{aligned}
y_{it} &= \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_k x_{kit} + \alpha_1 w_{1i} + \dots + \alpha_M w_{Mi} + (u_i + e_{it}) \\
&= \beta_1 x_{1it} + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_k x_{kit} + \alpha_1 w_{1i} + \dots + \alpha_M w_{Mi} + v_{it}
\end{aligned}
\tag{20}$$

I likningen indikerer y_{it} den avhengig variabel for enhet i , for tidsperiode t . x_{2it}, \dots, x_{kit} er observasjoner på $K-1$ forklaringsvariabler som varierer mellom enhet og tid. w_{1i}, \dots, w_{Mi} er observerte data av M variabler som ikke varierer over tid, kun enhet, og er dermed tidsinvariant. Parameterne $\beta_1 \dots \beta_k$ og $\alpha_1 \dots \alpha_M$ er faste for alle tidsperioder, og for alle enheter (Hill et al., 2018). I tillegg til de uobserverte variablene nevnt ovenfor, vil det være uobserverte utelatte faktorer i hver tidsperiode for hver enhet, som komponerer regresjonens feilledd. De uobserverte effektene som gir opphav til feilleddet kan deles i to, u_i og e_{it} , hvor u_i er assosiert med kun enhet, mens e_{it} assosiert med både enhet og tid. u_i er uobserverte, tidsinvariante individuelle karakteristika. e_{it} er uobserverte tidsvarierende faktorer som utgjør det vanlige feilleddet i regresjon. Uobservert feilledd som varierer mellom enhet og tid, kalles idiosynkratisk feil (Hill et al., 2018). v_{it} er samlebetegnelsen for feilleddskomponentene. Komponentene i v_{it} kan ikke samvariere for at samlet OLS skal kunne benyttes. Om det foreligger autokorrelasjon mellom disse to komponenten, vil ikke resultatene av modellen være valide, og det må mer komplekse paneldatamodeller til for å løse problemet (Hill et al., 2018).

3.9.2 Faste Effekter (FE)

Til forskjell fra Samle OLS, kontrollerer FE for enhetsspesifikke effekter som over tid er konstante. I praksis vil dette si at alle observasjoner tilhørende en enhet behandles isolert for seg selv, og blir gransket for utelatte variabler og uobservert heterogenitet. På denne måten elimineres individuell heterogenitet fra estimeringen. Endogenitetsproblemet som oppstår på grunn av korrelasjon mellom uobserverte individuelle karakteristikk og forklaringsvariablene, løses. Dette gjøres gjennom å fjerne komponenten av feilleddet som ikke er tidsvarierende, noe *fixed effect estimator/within transformation* metoden egner seg til (Hill et al., 2018). Fordelen er at estimatorene da estimerer parameterne til variablene som varierer over tid, mens ulempen er at estimatorene ikke kan estimere de tidsinvariante variablene. Det vil si at $\beta_2 \dots \beta_k$ kan estimeres, men ikke skjæringskoeffisienten β_1 . Også

$\alpha_1 w_{1i} + \dots + \alpha_M w_{Mi}$ elimineres. Dette igjen resulterer i at u_i også elimineres. Uobserverte effekter blir dermed fjernet (Hill et al., 2018).

Flere metoder kan benyttes for å eliminere komponenten av feilleddet som ikke er tidsvarierende. Vi blir å fokusere på *within transformation* metoden. Den store fordelen med *within transformation* metoden, er at den generelt fungerer godt til situasjoner hvor $T > 2$, for hver enhet (Hill et al., 2018). Transformasjonen kan fremstilles ved å ta utgangspunkt i likningen nedenfor som inkluderer en tidsvarierende variabel, og en tidskonstant variabel, for hver enhet. Notasjonene har samme definisjon som i Samlet OLS.

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2 x_{2it} + \alpha_1 w_{1i} + u_i + e_{it}, \text{ hvor } i = 1, \dots, N, \text{ og } t = 1, \dots, T$$

(21)

For videre transformasjon beregnes gjennomsnittet over alle tidsobservasjoner for de ulike variablene:

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_{it} = \beta_1 + \beta_2 x_{2it} + \alpha_1 w_{1i} + u_i + e_{it})$$

(22)

På venstre side får vi:

$$\bar{y}_i = (y_{i1} + y_{i2} + \dots + y_{iT})/T$$

(23)

På høyre side får vi:

$$\beta_1 + \beta_2 \bar{x}_{2i} + \alpha_1 w_{1i} + u_i + \bar{e}_i$$

(24)

Hvor:

$$\bar{x}_{2i} = (x_{2i1} + x_{2i2} + \dots + x_{2iT})/T$$

(25)

$$\bar{e}_i = (e_{i1} + e_{i2} + \dots + e_{iT})/T$$

(26)

Den tidsgjennomsnittlige modellen blir dermed som følge:

$$\bar{y}_i = \beta_1 + \beta_2 \bar{x}_{i2} + \alpha_1 w_{1i} + u_i + \bar{e}_i$$

(27)

Når gjennomsnittsverdien trekkes ifra hver enkelt observasjon vil β_1 , α_1 , w_{1i} og u_i elimineres, og man sitter igjen med følgende likning:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta_2(x_{2it} - \bar{x}_{2i}) + (e_{it} - \bar{e}_i)$$

(28)

De transformerte variablene defineres som:

$$\hat{y} = y_{it} - \bar{y}_i$$

(29)

$$\hat{x} = x_{it} - \bar{x}_i$$

(30)

$$\hat{e} = e_{it} - \bar{e}_i$$

(31)

“*the within-transformed*” modellen kan da skrives som:

$$\hat{y}_{it} = \beta_2 \hat{x}_{2i} + \hat{e}_{it}$$

(32)

OLS estimatoren for β_2 kalles “*the within estimator*”. Hvis det hadde blitt inkludert flere variabler i eksemplifisering, ville det blitt konstruert OLS-estimer for β_2, \dots, β_k (Hill et al., 2018).

FE-modellen eliminerer uobservert heterogenitet, slik at bare det idiosynkratiske feilleddet står igjen. Det er mulig at det innenfor en klynge av observasjoner, som definerer hver individuell tverrseksjonale enhet, eksisterer seriekorrelasjon eller heteroskedastisitet (Hill et al., 2018). Dette kan føre til OLS-estimatene ikke er BLUE og at de vanlige standardfeilene ikke er korrekte. For å overkomme dette problemet, kan FE-modellen kombinert med klynge-robuste standardfeil benyttes (Hill et al., 2018). For å teste for autokorrelasjon mellom feilleddene over tid, kan en Wooldridge test gjennomføres.

3.9.3 Tilfeldige Effekter (RE)

Tilfeldige effekter modellen muliggjør estimering av effekten som tidsinvariante forklaringsvariabler har. Den hensyntar i tillegg uobserverte individuelle effekter (Hill et al., 2018). RE tar utgangspunkt i at observasjonene er blitt tilfeldig valgt, og at enhetsspesifikke forskjeller behandles som tilfeldige. Dette i kontrast til FE som behandler forskjellene som faste (Hill et al., 2018).

I motsetning til FE, vil RE utnytte en optimal andel av variasjonen mellom enhetene. Dette fordi RE antar variasjon på tvers av enhetene som tilfeldig og som ukorreletert med feilleddet. RE benytter "*general least squares*" (GLS) estimering, i motsetning til FE som benytter OLS. Vi kan oppnå GLS-estimat i RE-modellen ved å bruke OLS på en transformert modell (Hill et al., 2018). Den transformerte modellen, med å bruke $K=2$ og $M=1$, er som følger:

$$y_{it}^* = \beta_1 x_{1it}^* + \beta_2 x_{2it}^* + \alpha_1 w_{1i}^* + v_{it} \quad (33)$$

Hvor de transformerte variablene er:

$$y_{it}^* = y_{it} - \alpha \bar{y} \quad (34)$$

$$x_{1it}^* = 1 - \alpha \quad (35)$$

$$x_{2it}^* = x_{2it} - \alpha \bar{x}_{2i} \quad (36)$$

$$w_{1i}^* = w_{1i}(1 - \alpha)$$

(37)

Transformasjonsparameteren α er mellom 0 og 1, og gitt som:

$$\alpha = 1 - \frac{\sigma_e}{\sqrt{T\sigma_u^2\sigma_e^2}}$$

(38)

Selve utredningen er avansert og vil ikke bli gjennomgått. Hvis $\alpha = 1$ er RE-estimatoren identisk med FE-estimatoren, og hvis $\alpha = 0$ så er RE-estimatoren identisk med Samlet OLS estimatoren. Tidsinvariante variabler kan inkluderes i regresjonene, noe som er en stor fordel sammenlignet med FE (Hill et al., 2018). Det skal nevnes at for å bruke RE-modellen, kan ikke feilledet v_{it} , korrelere med noen av forklaringsvariablene. Dette fordi GLS estimatorene av parameterne da blir inkonsistent og mulig feil. Korrelasjonen skyldes ofte at den enhetsspesifikke delen av feilledet, u_i , ofte korrelerer med noen av forklaringsvariablene (Hill et al., 2018). For å teste dette kan en Hausman test benyttes.

4. Analyse og resultater

Dette kapitlet tar for seg analyse av datautvalget og resultater av statistiske tester. Først blir den deskriptive statistikken for det totale utvalget presentert, og det undersøkes for ekstremobservasjoner. Videre gjøres forskjellige tester med utgangspunkt i beskrivelsene fra kapittel 3. Dette innebærer tester for OLS-forutsetningene, samt tester for å avdekke hvilken modell som er å foretrekke. Til slutt blir resultatene fra den foretrukne modellen presentert, før vi i neste kapittel gjennomgår resultatene i lys av teori og empiri fra kapittel 2.

4.1 Deskriptiv statistikk for det totale utvalget

Av tabell 3 fremgår den deskriptive statistikken for det totale datautvalget. Tabellen viser en oversikt over distribusjonen til variablene, og kan brukes til å identifisere observasjoner som skiller seg ut. En observasjon som fremstår som unormal, eller på andre måter skiller seg fra resten av observasjonene, kan betraktes som en outlierobservasjon (Hill et al., 2018).

Det kan være flere årsaker til tilstedeværelse av outliers i et datasett. Anscombe (1960) nevner hovedsakelig to årsakskategorier. De som stammer fra feil i dataene, og de som potensielt er sanne, men svært atypiske. Outliers kan derfor være et resultat av feil i datainnsamling og registrering av data, men også et resultat av naturlige årsaker som frembringer atypiske observasjoner (Osborne & Overbay, 2004).

En ulempe med OLS-estimering er sensitiviteten overfor outliers. Siden OLS bygger på minimering av summen av de kvadrerte avvikene, vil avvik som ansees som outliers føre til at regresjonslinjen også søker å tilpasse seg disse. Dette går på bekostning av tilpasningen til resten av observasjonene. Outliers kan derfor påvirke estimatet til regresjonskoeffisientene betraktelig, og føre til villedende resultater som gir uriktige konklusjoner (Choi, 2009). Observasjoner man med rimelig sikkerhet kan anse som ekstreme eller direkte inkonsistente, vil ikke gi verdi til analysen (Mjøs, 2007). Slike observasjoner bør derfor avdekkes og håndteres.

Tabell 3: Deskriptiv statistikk for det totale utvalget.

| Variabler | min | Q1 | Median | Q3 | max | Mean | sd | n |
|-------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|-----|
| Kontantbeholdning | 0,001 | 0,037 | 0,080 | 0,166 | 8,307 | 0,168 | 0,404 | 635 |
| Kontantstrøm | 0,004 | 0,062 | 0,094 | 0,141 | 0,427 | 0,109 | 0,067 | 635 |
| Arbeidskapital | 0,000 | 0,010 | 0,135 | 0,248 | 0,866 | 0,162 | 0,166 | 635 |
| Gjeldsandel | 0,007 | 0,363 | 0,500 | 0,619 | 1,098 | 0,465 | 0,205 | 635 |
| FoU | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 1,227 | 0,014 | 0,072 | 635 |
| MBR | 0,561 | 0,997 | 1,320 | 1,827 | 29,255 | 1,661 | 1,518 | 635 |
| VIX | 11,090 | 14,176 | 16,640 | 17,799 | 32,693 | 17,991 | 6,066 | 635 |
| Selskapsstørrelse | 0,000 | 0,001 | 0,004 | 0,015 | 0,558 | 0,024 | 0,068 | 635 |
| Rente | 0,739 | 0,824 | 1,617 | 2,178 | 5,429 | 1,929 | 1,362 | 635 |
| Industrisigma | 0,000 | 0,034 | 0,050 | 0,066 | 0,186 | 0,054 | 0,032 | 635 |

Ved å se på variasjonen mellom persentilene, prosentvise avvik fra gjennomsnittet og standardavvik i tabell 3, virker det sannsynlig at det eksisterer outlierobservasjoner i datasettet. Dette kan som nevnt gi misvisende resultater og være ødeleggende for videre regresjon. Vi har derfor valgt å håndtere outliers i datasettet ved bruk av winsorisering.

4.2 Deskriptiv statistikk for det totale utvalget etter winsorisering

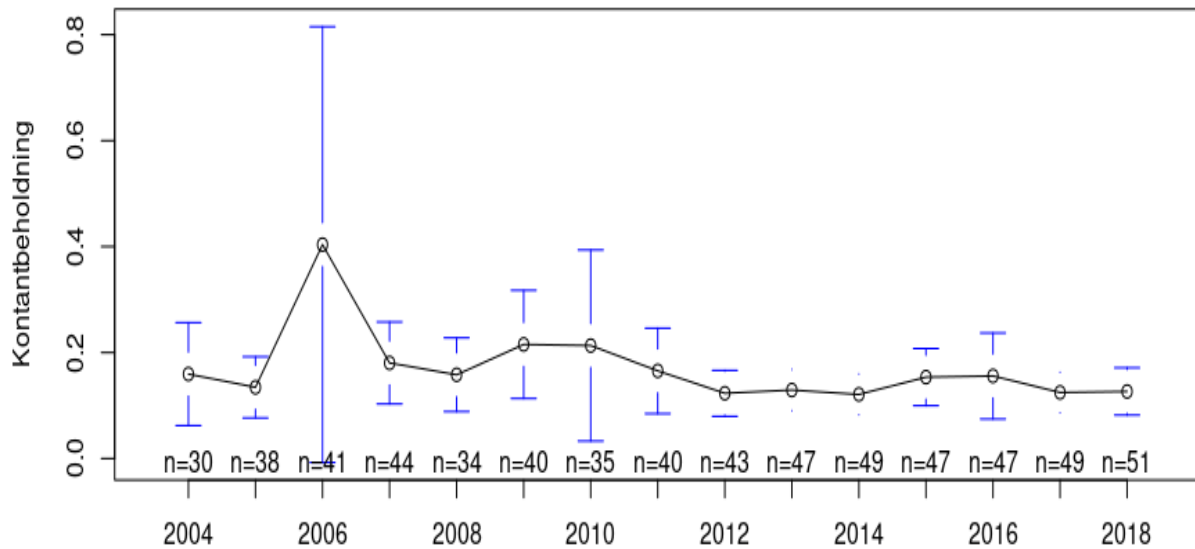
Winsorisering tar utgangspunkt i at outliers blir modifisert, istedenfor fjernet (Ghosh & Vogt, 2012). På denne måten opprettholdes antall observasjoner, noe som er gunstig da datasettet består av relativt få observasjoner. Ettersom årsaken til outlierobservasjonene ikke vil bli undersøkt i dybden, finner vi det best å ikke fjerne disse observasjonene, men heller modifisere dem. Modifiseringen som winsoriseringen gjør, er at outliers settes lik de konvensjonelle observasjonene. Ved bruk av R kan outliers modifiseres til valgfrie nivåer, hvor f.eks. alle observasjoner som er over 99-persentilen, blir erstattet med verdien til observasjonen i 99-persentilen. Det samme kan gjøres på motsatt side av skalaen, hvor observasjonene under 1- persentilen erstattes med observasjonen som representerer 1-persentilen.

For å håndtere outliers avdekket i tabell 3, har vi i denne avhandlingen winsorisert med bakgrunn i hva som er å anse som et rimelig intervall. Hver variabel, bortsett fra dummy-variabelen, er winsorisert med 1% i øvre og nedre del av distribusjonen. I tabell 4 vises den deskriptive statistikken for det totale utvalget etter winsorisering. Som et resultat av winsoriseringen, hvor vi gjør et minimalt inngrep i dataen, reduseres nesten samtlige av variablenes standardavvik. Differansen mellom tredje kvartil og observasjonen med høyest verdi, har for de aktuelle variablene blitt betraktelig mindre. Tross håndteringen av outliers, kan outliers fortsatt være tilstede i datasettet. Valget om å winsorisere med 1% i øvre og nedre del av distribusjonen er subjektiv, og blant annet gjort for å minimere inngripen i dataen. Tatt i betraktning at valg av hva som er å anse som outliers også er subjektivt, vil det kunne argumenteres for at flere av observasjonene etter winsorisering enda er å anse som outliers. Den totale effekten av winsoriseringen kan sees gjennom en sammenligning av tabell 3 og tabell 4.

Tabell 4: deskriptiv statistikk for det totale utvalget etter winsorisering.

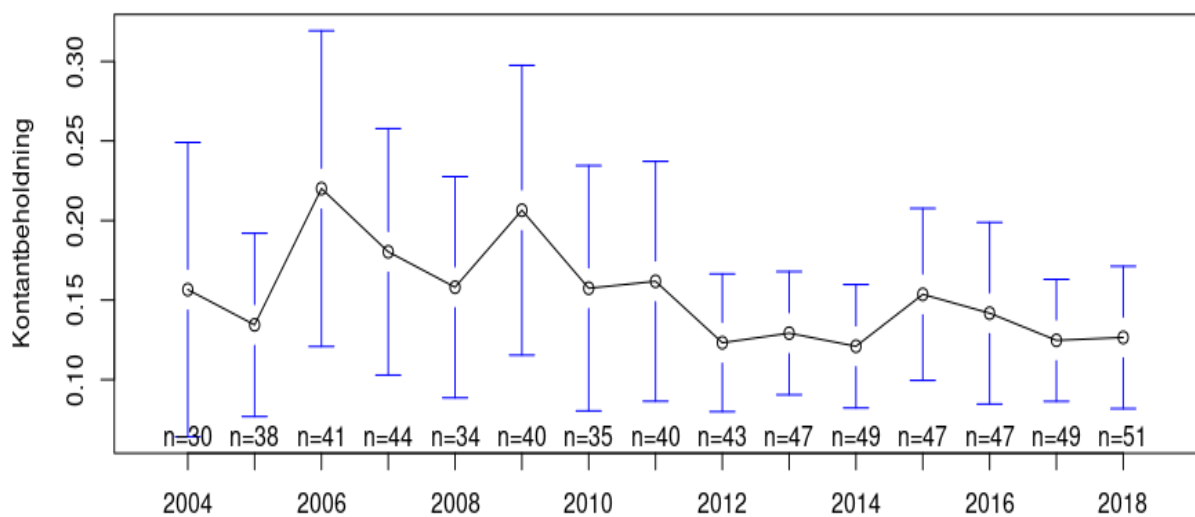
| Variabler | min | Q1 | Median | Q3 | max | Mean | sd | n |
|-------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|-----|
| Kontantbeholdning | 0,001 | 0,037 | 0,080 | 0,166 | 1,173 | 0,151 | 0,204 | 635 |
| Kontantstrøm | 0,015 | 0,062 | 0,094 | 0,141 | 0,353 | 0,109 | 0,065 | 635 |
| Arbeidskapital | 0,000 | 0,010 | 0,135 | 0,248 | 0,740 | 0,162 | 0,164 | 635 |
| Gjeldsandel | 0,007 | 0,363 | 0,500 | 0,619 | 0,830 | 0,454 | 0,203 | 635 |
| FoU | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,195 | 0,011 | 0,031 | 635 |
| MBR | 0,628 | 0,997 | 1,140 | 1,827 | 6,943 | 1,617 | 1,016 | 635 |
| VIX | 11,090 | 14,176 | 16,640 | 17,799 | 32,693 | 17,991 | 6,066 | 635 |
| Selskapsstørrelse | 0,000 | 0,001 | 0,004 | 0,015 | 0,444 | 0,023 | 0,062 | 635 |
| Rente | 0,439 | 0,824 | 1,617 | 2,178 | 5,429 | 1,929 | 1,362 | 635 |
| Industrisigma | 0,000 | 0,034 | 0,050 | 0,066 | 0,129 | 0,054 | 0,030 | 635 |

I figur 2 vises gjennomsnittlig kontantbeholdning før winsorisering for perioden 2004-2018. Av grafen kan man se at den gjennomsnittlige kontantbeholdningsratioen for 2006 er en mye større sammenlignet med resten av årene. Det vises også at den gjennomsnittlige kontantbeholdningen varierer innenfor intervallet 0,1 til 0,4 gjennom perioden, noe som indikerer stor variasjon.



Figur 2: Gjennomsnittlig kontantbeholdning over analyseperioden

I figur 3 vises gjennomsnittlig kontantbeholdning etter winsorisering for perioden 2004-2018. Gjennomsnittlig kontantbeholdning varierer her mellom 0,13 og 0,20, og har generelt mindre svingninger sammenlignet med før winsoriseringsen. Gjennomsnittlig kontantbeholdning har også gått ned, og i 2006 er den kraftig redusert. 2006 fremstår ikke som et unaturlig stort avvik lenger.



Figur 3: Gjennomsnittlig kontantbeholdning over analyseperioden etter winsorisering

4.3 Estimeringer

All analyse i denne avhandlingen gjøres i det integrerte utviklingsmiljøet Rstudio med bruk av programmeringsspråket R. Forutsetningene for OLS som ble diskutert i delkapittel 3.8, vil i det følgende bli testet. Modellene fra samme delkapittel vil også bli sammenlignet for å bestemme hvilken modell som skal benyttes i avhandlingen. Signifikansnivået for alle testene settes til 5 %, noe som er et konvensjonelt valg av signifikansnivå.

4.3.1 Linearitet

For å teste for linearitet benyttes *acpr*-plot. *Acpr* stammer fra den engelske benevnelsen «*Augmented Component-plus-residual-plot*» (Mallows, 1986). I appendiks 2 er resultatet av *acpr*-plottene presentert for variablene både på logaritmisk form og på vanlig form. Ved å se på plottene i appendiks 2, hvor variablene er på logaritmisk form, fremgår det at disse er mer lineære. Det lineære forholdet mellom den avhengige variabelen og de uavhengige variablene virker å være tilstede. Vi konkluderer med at forutsetningen om linearitet er tilfredsstillt for alle de uavhengige variablene.

4.3.2 Normalitet

For å teste forutsetningen for normalitet benyttes en *Jarque-Bera test*, samt et *kernel density estimate*. Forutsetningen om normalitet trenger ikke være oppfylt for at de estimerte parameteren skal være BLUE. Det er likevel fordelene med å oppfylle forutsetningen som nevnt i avsnitt 3.8.6. Resultatene av *Jarque-Bera testen* og *kernel density estimate* ligger som vedlegg i appendiks 3.

Av resultatene fra *Jarque-Bera testen* vedlagt i appendiks 3, kan vi se at p-verdien er mindre enn 0.05. Nullhypotesen forkastes dermed, hvilket indikerer at feilleddene ikke er normalfordelt. Gjennom å supplere testingen med en *kernel density estimate*, kan vi sammenligne fordelingen av feilleddene med en normalfordelingskurve. I appendiks 3 fremkommer det at feilleddene er relativt normalfordelt. Vi konkluderer dermed med at feilleddene er normalfordelt, tross resultatet av *Jarque-Bera testen*.

4.3.3 Multikollinearitet

Multikollinearitet kan avdekkes med bruk av en korrelasjonsmatrise på datautvalget eller undersøkes ved å gjøre en VIF-test (Hill et al., 2018). Korrelasjonsmatrisen bygger på bivariat analyse hvor hver variabel sammenlignes parvis. I tabell 5 er korrelasjonsmatrisen for datautvalget presentert. Korrelasjonskoeffisienten er et tall mellom -1 og 1, hvor de respektive verdiene indikerer henholdsvis perfekt negativ og perfekt positiv korrelasjon. En korrelasjonskoeffisient på 0 indikerer ingen korrelasjon (Hill et al., 2018). Av korrelasjonsmatrisen fremkommer det at korrelasjonen generelt lav. De aller fleste korrelasjonskoeffisientene er under 0.3, noe som impliserer at multikollinearitet generelt ikke et problem i dataene.

Tabell 5: Korrelasjonsmatrise

| | Kontanratio | Kontantstrøm | Arbeidskapital | Utbytte | Gjeldsandel | FoU | MBR | VIX | Selskapsstørrelse | Rente | Industrisigma |
|-------------------|-------------|--------------|----------------|---------|-------------|--------|--------|--------|-------------------|-------|---------------|
| Kontanratio | 1,000 | | | | | | | | | | |
| Kontantstrøm | 0,368 | 1,000 | | | | | | | | | |
| Arbeidskapital | 0,289 | 0,124 | 1,000 | | | | | | | | |
| Utbytte | -0,103 | 0,137 | 0,014 | 1,000 | | | | | | | |
| Gjeldsandel | -0,693 | -0,438 | -0,198 | 0,014 | 1,000 | | | | | | |
| FoU | 0,178 | 0,012 | 0,098 | -0,079 | -0,179 | 1,000 | | | | | |
| MBR | 0,401 | 0,352 | 0,318 | -0,063 | -0,342 | 0,159 | 1,000 | | | | |
| VIX | 0,045 | -0,024 | -0,008 | -0,069 | -0,034 | 0,060 | -0,137 | 1,000 | | | |
| Selskapsstørrelse | -0,166 | 0,083 | -0,181 | 0,235 | 0,101 | 0,118 | -0,089 | 0,030 | 1,000 | | |
| Rente | 0,075 | 0,037 | 0,035 | -0,143 | -0,011 | -0,032 | -0,102 | 0,487 | 0,024 | 1,000 | |
| Industrisigma | 0,137 | 0,335 | -0,026 | -0,088 | -0,106 | 0,013 | 0,131 | -0,084 | 0,148 | 0,049 | 1,000 |

Ulempen med korrelasjonsmatrisen er at multivariate forhold ikke fanges opp. Hver variabel kan være en lineær funksjon av flere variabler, og det kan derfor eksistere multikollinearitet som korrelasjonsmatrisen ikke fanger opp. Ved å bruke *variance inflation factor (VIF)* fanges multivariate forhold opp (Hill et al., 2018).

VIF-faktoren varierer fra 1 og oppover, hvor en VIF-verdi på 1 indikerer at variasjonen i den aktuelle variabelen ikke kan forklares av de andre forklaringsvariablene (Hill et al., 2018). Det er ulik praksis angående hvilken VIF-verdi som er å anse som en verdi som indikerer multikollinearitet. En VIF-verdi på 10 vil eksempelvis indikere at 90 % av variasjonen i en

forklaringsvariabel kan forklares av andre forklaringsvariabler (Hill et al., 2018). Jo større VIF-faktor, desto mindre pålitelige blir regresjonsresultatene. En tommelfingerregel er at en VIF-verdi på 10 eller mer ansees som et tegn på alvorlig multikollinearitet (O'brien, 2007). Vi benytter denne tommelfingerregelen i vår tolkning av VIF-verdiene i tabell 6.

Tabell 6: VIF

| Variabler | VIF | TOL |
|-------------------|------|------|
| Kontantstrøm | 1,56 | 0,64 |
| Arbeidskapital | 2,06 | 0,49 |
| Utbytte | 1,21 | 0,83 |
| Gjeldsandel | 2,15 | 0,47 |
| FoU | 1,11 | 0,9 |
| MBR | 1,32 | 0,76 |
| VIX | 1,37 | 0,73 |
| Selskapsstørrelse | 1,17 | 0,85 |
| Renter | 1,37 | 0,73 |
| Industrisigma | 1,23 | 0,81 |

Av tabell 6 vises det at VIF-verdiene er gjennomgående lave, hvor ingen er større enn 10. Den gjennomsnittlige VIF-verdien er på bare 1,46. I likhet med korrelasjonsmatrisen indikerer også VIF verdiene at multikollinearitet ikke er et problem, og at forutsetningen om fravær av multikollinearitet derfor er tilfredsstillt.

4.3.4 F-test

Ved bruk av paneldata er det fare for problemer knyttet til individuell heterogenitet. Om det eksisterer individuelle heterogenitet, vil FE-modellen være å foretrekke framfor Samlet-OLS. Dette fordi FE-modellen kontrollerer for individuell heterogenitet, i motsetning til Samlet-OLS. Dersom det ikke foreligger individuell heterogenitet, vil Samlet-OLS være å foretrekke framfor FE. En F-test kan brukes for å avdekke om det foreligger signifikant individuell heterogenitet i dataen, og kan dermed benyttes som en test mellom Samlet-OLS og FE.

Hypotesene til F-testen er som følger:

- Nullhypotesen H_0 : “De observerte og uobserverte faste effektene u_i , er lik null”
- Alternativhypotesen H_1 : “De observerte og uobserverte faste effektene u_i , er forskjellig fra null”

Testresultatet er presentert i tabell 7. Ettersom p-verdien er mindre enn 0.05 blir nullhypotesen forkastet, noe som betyr at det foreligger signifikant individuell heterogenitet i dataen. Ettersom FE-modellen kontrollerer for individuell heterogenitet, vil den være å foretrekke framfor Samlet-OLS.

Tabell 7: F test

| Model | F | df1 | df2 | p-value |
|--|--------|-----|-----|---------|
| F test | 6.0021 | 69 | 555 | 2.2e-16 |
| Alternativ hypotese: Signifikante effekter | | | | |

4.3.5 Breusch-Pagan test

Breusch-Pagan testen undersøker om feilleddet e , som er betinget av x , har en varians som ikke er konstant. Testen undersøker altså om det foreligger heteroskedastisitet, og om variansen til den avhengige variabelen y , påvirkes av forklaringsvariablene (Hill et al., 2018). Testen avslører således hvilken modell av Samlet-OLS og RE som er å foretrekke. Gitt at det avdekkes heteroskedastisitet, vil RE være å foretrekke framfor Samlet-OLS. RE-modellen er i stand til å håndtere heteroskedastisitet i motsetning til Samlet OLS, ettersom RE-modellen anvender en spesifikk type «*Generalised Least Square*»-metode.

Hypotesene for Breusch-Pagan testen er som følger:

- Nullhypotesen H_0 : $var(e_i|X) = \sigma^2 = 0$, hvor $X = \{x_i, i = 1, 2, \dots, k\}$
- Alternativhypotesen H_1 : $var(e_i|X) = \sigma^2 \neq 0$, hvor $X = \{x_i, i = 1, 2, \dots, k\}$

I tabell 8 er resultatet av Breusch-Pagan testen presentert. P-verdien er mindre enn 0.05 og chi-squared verdien er svært høy. Dette impliserer at nullhypotesen forkastes, og at det foreligger heteroskedastisitet. RE-modellen er derfor å foretrekke framfor Samle-OLS.

Tabell 8: Breusch-Pagan test

| Model | Chi-squared | df | p-value |
|--|-------------|----|---------|
| Breusch-Pagan test | 252.84 | 1 | 2.2e-16 |
| Alternativ hypotese: Signifikante effekter | | | |

4.3.6 Hausman test

Med bakgrunn i F-testen og Breusch-Pagan Lagrange Multiplier testen, foretrekkes FE og RE modellen framfor Samlet OLS. For å avgjøre hvilken av disse to modellene som foretrekkes framfor hverandre, benyttes en Hausman test. Hausman testen avdekker endogene regressorer i regresjonsmodellen (Hill et al., 2018). Hvis feilleddet u_i er korrelert med noen av forklaringsvariablene, vil RE være inkonsistent for alle modellkoeffisientene, og følgelig ikke passende. FE vil derimot være konsistent, og foretrekkes dersom det avdekkes endogene regressorer.

Følgende hypoteser er utarbeidet for Hausman testen:

- Nullhypotesen $H_0: cov(u_i|X) = 0$, hvor $X = \{x_{it}, i = 1, 2, \dots, k\}$
- Alternativhypotesen $H_1: cov(u_i|X) \neq 0$, hvor $X = \{x_{it}, i = 1, 2, \dots, k\}$

Nullhypotesen er at den foretrukne modellen er RE. Den alternative hypotesen er at FE er den foretrukne modellen.

Resultatene av testen er presentert i tabell 9. Resultatene viser at Hausman testen forkaster nullhypotesen, ettersom p-verdien er mindre enn 0.05. Dette impliserer at feilleddet korrelerer med forklaringsvariablene, og at FE-modellen er å foretrekke framfor RE-modellen.

Tabell 9: Hausman test

| Model | Chi-squared | df | p-value |
|--|-------------|----|-----------|
| Hausman test | 35.822 | 10 | 9.032e-05 |
| Alternativ hypotese: En modell er inkonsis | | | |

4.3.7 Wooldridge test

Resultatet av Hausman testen indikerer at FE modellen foretrekkes framfor RE modellen.

Tross dette, vil autokorrelasjon og heteroskedastisitet i feilledet kunne påvirke standardavviket til estimatene, og gjør resultatene av FE modellen mindre presis. I Breusch-Pagan testen ble det avdekket at FE-modellen bar preg av heteroskedastisitet. For å teste for autokorrelasjon mellom feilleddene, benyttes en Wooldridge test (Wooldridge, 2009).

Hypotesene for Wooldridge testen er som følger:

- Nullhypotesen H_0 : Ingen autokorrelasjon i det idiosynkratiske feilledet e_{it} .
- Alternativhypotesen H_1 : Autokorrelasjon i det idiosynkratiske feilledet e_{it} .

Resultatene av Wooldridgetesten er presentert i tabell 10.

Tabell 10: Wooldridge test

| Model | Chi-squared | df | p-value |
|--------------------------------------|-------------|----|---------|
| Wooldridge test | 109.92 | 3 | 2.2e-16 |
| Alternativ hypotese: Autokorrelasjon | | | |

Av testresultatene ser vi at p-verdien er mindre enn 0.05. Dette betyr at vi forkaster nullhypotesen om at det ikke foreligger autokorrelasjon i feilledet. Etersom FE-modellen er den foretrukne modellen, må autokorrelasjon og heteroskedastisitet hensyntas for at modellen skal kunne gi korrekte standardavvik, og for at OLS-estimatene skal være BLUE. For å imøtekomme problemet med autokorrelasjon og heteroskedastisitet, benytter vi robuste standardavvik i FE-modellen (Hill et al., 2018).

4.4 Resultater

Resultatene av FE modellen er presentert i tabell 11. Alle variabler er på logaritmisk form, foruten om dummyvariabelen *utbytte*. Siden FE modellen eliminerer tidsinvariante observasjoner, utgår konstantleddet. Det robuste standardavviket til hver enkelt variabel fremkommer i parentes under estimatene. R^2 og justert R^2 er presentert nederst i tabellen. R^2 angir hvor stor andel av variansen i den avhengige variabelen som blir forklart av forklaringsvariablene. Den har en verdi som varierer mellom 0 og 1, hvor 1 indikerer at all varians i den avhengige variabelen forklares av forklaringsvariablene, mens 0 indikerer at ingen varians kan forklares av forklaringsvariablene (Hill et al., 2018). Tolkningen av R^2 som rapporteres i FE modellen er noe ulik sammenlignet med den tradisjonelle tolkningen. Dette skyldes at FE modellen rapporterer R^2 som et *within-group* estimat. R^2 i FE modellen tolkes dermed som variasjonen i den avhengige variabelen skapt av forskjeller over tid innad i en gruppe. R^2 og justert R^2 er i modellen på henholdsvis 23.2% og 12.2 %, noe som indikerer at en stor del av variansen i *kontantbeholdning*, ikke forklares av variablene i modellen. I det neste avsnittet blir resultatene av FE-modellen diskutert med bakgrunn i teori og tidligere empiri.

Tabell 11: Resultatene fra Faste Effekter modellen

| Variabler | Faste effekter |
|------------------------|----------------------|
| log(kontantstrøm) | -0.025 (0.088) |
| log(arbeidskapital) | 0.116** (0.058) |
| Utbytte | 0.044 (0.181) |
| log(gjeldsandel) | -0.618*** (0.110) |
| log(FoU) | 0.126*** (0.047) |
| log(MBR) | -0.040 (0.144) |
| log(VIX) | 0.270 (0.218) |
| log(Selskapsstørrelse) | 0.079 (0.101) |
| log(Rente) | -0.201* (0.115) |
| log(industrisigma) | -0.022 (0.035) |
| R-squared | 0.232 |
| Adjusted R-squared | 0.123 |

Robuste standardavvik i parantes, * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

5. Diskusjon

I dette kapitlet blir resultatene fra tabell 11 drøftet med bakgrunn i gjeldende teori og tidligere empiri. Nærmere bestemt blir resultatene gjennomgått og drøftet hver for seg i lys av kapitalstruktureringsteoriene, motivene og funn gjort fra tidligere studier, som presentert i kapittel 2. Videre følger en konklusjon knyttet opp til avhandlingens problemstilling, hvor forskningsspørsmålene blir besvart. Det hele avsluttes med en kritikk til utredningen og dens begrensninger, samt forslag til videre forskning.

5.1 Drøfting av resultater

Resultatene fra tabell 11 skaper rom for diskusjon. Ettersom kapitalstruktureringsteoriene predikerer ulike sammenhenger mellom forklaringsvariablene og kontantbeholdning, vil det være interessant å se hvilke teorier som støtter opp under funnene våre. Samtidig vil de ulike motivene, samt funn og argumentasjon fra tidligere studier, også kunne brukes for å tolke resultatene. I tabell 12 fremkommer predikasjonene de ulike kapitalstruktureringsteoriene gir omkring sammenhengen mellom forklaringsvariablene og kontantbeholdning. I det følgende blir resultatene for hver variabel i tabell 11 drøftet med utgangspunkt i kapittel 2 og tabell 12.

Tabell 12: Estimerte effekter og teoripredikasjoner

| Variabel | Estimert | Pecking-order | Fri kontantstrøm | Trade-off | Markedstiming |
|-------------------|----------|-----------------|------------------|-----------------|-----------------|
| Kontantstrøm | Negativ | Positiv | Positiv/Negativ | Negativ | |
| Arbeidskapital | Positiv | | | Negativ | |
| Utbytte | Positiv | Positiv/Negativ | | Positiv/Negativ | |
| Gjeldsandel | Negativ | Negativ | Negativ | Positiv/Negativ | Positiv/Negativ |
| FoU | Positiv | Negativ | | Positiv | Positiv/Negativ |
| MBR | Negativ | Positiv | | Positiv | Positiv |
| VIX | Positiv | | | Positiv | Positiv |
| Selskapsstørrelse | Positiv | Positiv | Negativ | Negativ | |
| Renter | Negativ | | | | Negativ |
| Industrisigma | Negativ | | | Positiv | |

Kontantstrøm

Av resultatene fra tabell 11 fremkommer det at koeffisienten til *kontantstrøm*, ikke er statistisk signifikant forskjellig fra null. Ettersom feilmarginen til koeffisienten er stor, er estimatet sett på som for usikkert til at det har noen forklarende verdi. Det gir følgelig liten mening å tolke verdien til koeffisienten. Det at koeffisienten ikke er statistisk signifikant forskjellig fra null, er i seg selv interessant. Det indikerer at kontantbeholdningene til selskapene på Oslo Børs, ikke påvirkes av *kontantstrøm*.

Ettersom et bredt antall studier, som nevnt i avsnitt 2.4.1, finner en signifikant sammenheng mellom *kontantstrøm* og kontantbeholdning, er det overraskende at resultatet fra vår analyse er insignifikant. En mulig forklaring på dette kan knyttes til variabelkonstruksjonen.

Kontantstrøm måles i Opler et al. (1999) og Bates et al. (2009) som driftsresultat etter rentekostnader, utbytte og skattekostnader, men før avskrivninger delt på bokførte eiendeler. Vi har derimot definert kontantstrøm som årsresultat pluss avskrivninger delt på bokførte eiendeler. Det kan derfor stilles spørsmål ved om definisjon vår har ført til støy i variabelen som har resultert i svak forklaringskraft. I så måte kan det diskuteres om *kontantstrøm*, slik den defineres i modellen vår, er valid til å undersøke den virkelige kontantstrømmens påvirkning på kontantbeholdning.

Et insignifikant forhold mellom *kontantstrøm* og kontantbeholdning, bryter med flere av kapitalstruktureringsteoriene. Av tabell 12 fremkommer det at pecking-order teorien, trade-off teorien og fri kontantstrøm teorien predikerer en sammenheng mellom *kontantstrøm* og kontantbeholdning, dog med forskjellige fortegn. Siden teoriene er inkonsistent seg imellom, og predikerer ulike retninger på forholdet, kan det tyde på at det hersker tvil omkring *kontantstrømmens* faktiske betydning for kontantbeholdningen.

Arbeidskapital

Koeffisienten for *arbeidskapital* er statistisk signifikant forskjellig fra null, på et 5 % signifikansnivå. Ettersom vi har transformert variablene på logaritmisk form, tolkes koeffisienten som en elastisitet, hvor 1 % økning i *arbeidskapital* fører til 0.116 % økning i kontantbeholdning. Dette resultatet er på mange måter overraskende.

Funn gjort i tidligere studier, deriblant av Opler et al. (1999) og Bates et al. (2009), tyder på en negativ sammenheng mellom *arbeidskapital* og kontantbeholdning. Disse funnene støttes av trade-off teorien som predikerer en negativ sammenheng basert på argumentasjonen om at arbeidskapital består av eiendeler som anses som substitutter for kontantbeholdning. På denne måten vil en økende *arbeidskapital* kunne ta bort behovet for kontanter, og følgelig bidra til å redusere kontantbeholdningen.

Ettersom resultatet fra vår analyse tyder på en signifikant positiv sammenheng, bryter det med trade-off teorien. Det kan være flere grunner til dette. For det første kan det tenkes at norske selskaper notert på Oslo Børs, ikke benytter *arbeidskapital* som substitutt til kontantbeholdning. For det andre kan det tenkes at behandlingen av dataen påvirker resultatet. Formelen til arbeidskapital, slik vi definerer den, åpner for negative verdier for selskaper med dårlig likviditet, noe som vil slå ut i negative verdier i variabelen. Dette tillates ikke i log-log modeller. Verdier mindre enn, eller er lik null, blir derfor justert til minste observerte verdi over null. Dette kan bidra til skjevhet i dataene, og følgelig påvirke resultatet.

Ettersom det ikke er foretatt lignende analyser på norske selskaper notert på Oslo Børs, er sammenligningsgrunnlaget lite. Det er derfor vanskelig å avgjøre om resultatet er en konsekvens av faktiske forhold eller bearbeiding av dataen.

Utbytte

Det er usikkerhet knyttet til koeffisienten *utbytte*, ettersom den ikke er signifikant forskjellig fra 0. Kontantbeholdningene til selskapene i analysen vil ikke bli påvirket av om selskapene betaler *utbytte* eller ikke. På forhånd hadde både pecking-order og trade-off teorien predikert ulike retninger på effekten som utbytte har på kontantbeholdning. Begge teorier åpner for at sammenhengen mellom *utbytte* og kontantbeholdning kan være både positiv og negativt. Dette samsvarer med funn gjort av Bigelli og Sánchez-Vidal (2012) og Opler et al. (1999), som seg imellom finner motstridende effekter av *utbytte*.

Ingen av kapitalstruktureringsteoriene støtter opp under resultatet fra modellen vår. Al-Najjar og Belghitar (2011) får lignende resultat når de kontrollerer for at kontantbeholdning og *utbytte* bestemmes simultant. Gjennom empirisk analyse, finner de en signifikant

sammenheng mellom *utbytte* og kontantbeholdningen, og motsatt. De finner også at kontantbeholdning og *utbytte* forklares av de samme forklaringsvariablene. På bakgrunn av dette tar de høyde for simultanitet, gjennom å kontrollere for endogenitet. De finner da at utbyttebetalinger ikke har signifikant påvirkning på kontantbeholdningen, og motsatt.

Gjeldsandel

Gjeldsandel er den faktoren i analysen vår som påvirker kontantbeholdning mest. Det påvises et negativt kausalt forhold mellom gjeldsandel og kontantbeholdning. *Gjeldsandel* er signifikant ulik null, på 1% signifikansnivå. Koeffisienten til *gjeldsandel* er -0.618. Dette indikerer at en økning i gjeldsandelen på 1 %, fører til et fall i kontantbeholdningen med 0.618 %. Det påvises dermed at norsknoterte selskaper med høy *gjeldsandel* tenderer til å ha en lavere kontantbeholdning, gitt alt annet likt.

Funnet vårt er i tråd med både pecking-order teorien og fri kontantstrøm teorien, som begge predikerer en negativ sammenheng. Pecking-order teorien argumenterer med at selskaper ser på gjeld og kontantbeholdning som substitutter. Resultatet i analysen støttes også av tidligere forskning. Blant annet argumenterer Ferreira og Vilela (2004) med at selskaper med høy *gjeldsandel* er i mindre stand til å lagre kontanter, og at det dermed vil være et negativt forhold mellom *gjeldsandel* og kontantbeholdning. Det kan tenkes at samme resonnement kan være aktuelt for norskregistrerte selskaper på Oslo Børs.

En interessant bemerkelse er at *gjeldsandel* til selskapene som inngår i vår analyse er betydelig høyere enn selskapene som inngår iblant annet Bates et al. (2009). Gjennomsnittlig *gjeldsandel* for selskapene i vår analyse er på 46,4 %, kontra 25 % som rapporteres for selskapene i Bates et al. (2009). Det kan diskuteres om årsaken til økningen i gjeld er grunnet den fallende renten i perioden som analyseres, ettersom Bates et al. (2009) undersøker selskapsdata i perioden 1980 til 2006.

FoU

Resultatet fra tabell 11 viser at koeffisienten til *FoU* er statistisk signifikant forskjellig fra null, på 1 % signifikansnivå. Koeffisienten har en verdi på 0.126, og tolkes som at 1 % økning i *FoU* fører til 0.126 % økning i kontantbeholdning. Fra tabell 12 kan vi se at

resultatet vårt samsvarer med trade-off teorien som predikerer en positiv sammenheng mellom *FoU* og kontantbeholdning.

Trade-off teorien argumenterer med at *FoU* kan sees på som investeringer med høy grad av asymmetrisk informasjon. Den asymmetriske informasjonen er et resultat av at selskapsledelsen besitter større grad av informasjon rundt *FoU*, enn hva eksterne investorer gjør. Dette fører til høyere konkurskostnader, som i sin tur gjør at selskapet vil foretrekke å akkumulere kontanter for å kunne finansiere investeringer i fremtiden. Trade-off teorien predikerer dermed en positiv sammenheng mellom *FoU* og kontantbeholdning, noe som er i tråd med resultatet i vår analyse. Det er dermed sannsynlig at investorer hensyntar manglende innsyn i *FoU* hos selskaper notert på Oslo Børs, og at asymmetrisk informasjon faktisk bidrar til å øke konkurskostnadene. Kontantbeholdningen til selskapene kan dermed sies å være følsomme overfor *FoU*, men i en positiv retning.

Resultatet i analysen vår er også i tråd med forsiktighetsmotivet. Når selskaper binder opp kontanter i *FoU*, vil dette øke risikoeksponeringen. Følgelig vil selskaper holde på kontanter for å være i stand til å håndtere uforutsette hendelser og ugunstige markedssjokk. Dette er også i tråd med argumentasjonen til Tong (2014), som sier at selskaper som har mer kostnader knyttet til *FoU*, vil ha et større behov for likviditet. Studier utført av Opler et al. (1999), Dittmar et al. (2003) og Bates et al. (2009) finner også en positiv sammenheng. Kombinasjonen av asymmetrisk informasjon og forsiktighetsmotivet bidrar tilsynelatende til en signifikant positiv påvirkning mellom *FoU* og kontantbeholdning.

MBR

Som tidligere nevnt, brukes *MBR* i denne avhandlingen som en proxyvariabel for vekstmuligheter. Av resultatene fra tabell 11 fremkommer det at koeffisienten til *MBR* ikke er statistisk signifikant forskjellig fra null. Det har dermed liten hensikt å tolke verdien av koeffisienten, ettersom estimatet er for usikkert. Selv om *MBR* er insignifikant, er resultatet interessant. Det indikerer nemlig at kontantbeholdningene til norsknoterte selskaper på Oslo Børs ikke påvirkes av *MBR*, noe som strider mot gjeldende teorier og tidligere forskning.

Både pecking-order, trade-off, markedstiming teorien og forsiktighetsmotivet predikerer en positiv sammenheng mellom *MBR* og kontantbeholdning. Tidligere studier finner imidlertid

motstridende resultater, hvor noen peker i retning av et positivt forhold, mens andre peker i retning av et negativt. Felles for disse studiene er at funnene er signifikante. Det gjelder både for de som finner et positivt forhold, og de som finner et negativt. Majoriteten av forskningen peker mot en positiv signifikant sammenheng mellom *MBR* og kontantbeholdning.

Det kan diskuteres om årsaken til det fravikende resultatet kan skyldes uheldig variabelkonstruksjon opp mot selskapene som undersøkes. Vi benytter oss av Opler et al. (1999) sin konstruksjon av variabelen som baserer seg på markedsforhold. Barclay, Smith og Morellec (2006) finner at en svakhet med *MBR* er at markedsverdien er fremtidsrettet. Oslo Børs består i stor grad av sykliske selskaper innen olje, -offshore, -råvare- og shipping. Det er en generell antagelse i sykliske bransjer at markedsverdien vil svinge. En mulighet er at disse sykliske svingningene bidrar til feilprising og dermed implikasjoner. Det kan derfor stilles spørsmål ved om *MBR* i sin nåværende form er hensiktsmessig i et utvalg bestående av mange sykliske selskaper.

Selskapsstørrelse

Vi ser av resultatene i tabell 11 at *selskapsstørrelse* ikke er statistisk signifikant forskjellig fra null. Etersom dette tyder på stor usikkerhet knyttet til estimatet av koeffisienten, kan den ikke brukes til å måle sammenhengen mellom *selskapsstørrelse* og kontantbeholdning. Resultatet forteller oss likevel at *selskapsstørrelse* ikke har en signifikant påvirkning på kontantbeholdningen, noe som er overraskende.

Tidligere studier finner at selskapsstørrelse har en signifikant påvirkning på kontantbeholdning. Kapitalstruktureringsteoriene viser til forskjellige sammenhenger, hvor pecking-order teorien og fri kontantstrøm teorien predikerer en positiv sammenheng, mens trade-off teorien predikerer en negativ. Resultatet fra vår analyse bryter dermed med både kapitalstruktureringsteoriene som predikerer en sammenheng, så vel som resultater fra tidligere forskning. En insignifikant koeffisient er entydig med at *selskapsstørrelse* ikke er av betydning for kontantbeholdninger til selskaper notert på Oslo Børs.

En mulig forklaring på det insignifikante resultatet, kan være den alternative tilnærmingen til variabelen *selskapsstørrelse*. I motsetning til tidligere studier, definerer vi størrelse som bokførte eiendeler delt på summen av de totale bokførte eiendelene til alle selskapene det

aktuelle året. Vi kommer derfor ut med en ratio i motsetning til tidligere studier. I forlengelse av dette kan selskapsstørrelse måles på flere ulike måter, deriblant som antall ansatte, omsetning og markedsverdi. Resultatet av koeffisienten kan derfor bli annerledes, avhengig av hvordan man velger å definere selskapsstørrelse. Vårt resultat indikerer derfor kun at selskapsstørrelse, målt etter bokført verdi, ikke har en signifikant påvirkning på kontantbeholdning.

Industrisigma

Koeffisienten til *industrisigma* er i likhet med selskapsstørrelse ikke signifikant forskjellig fra null. Det knytter seg dermed usikkerhet til estimatet. Resultatet forteller oss at kontantbeholdningen til norske selskaper på Oslo Børs, ikke lar seg påvirke av *industrisigma*.

På forhånd hadde trade-off teorien predikert en positiv sammenheng mellom *industrisigma* og kontantbeholdning. Teorien støttes av studier utført av Saddour (2006) og Opler et al. (1999). Argumentasjonen deres bygger i stor grad på resonnementene om at kontantbeholdningen vil stige i takt med risikoen knyttet til kontantstrømmen, noe som fremstår som generell konsensus.

Det kan diskuteres om industrisigma er velegnet til å analysere et utvalgt som i stor grad består av noen få dominerende industrier. Tidligere forskning har benyttet seg av et utvalg hvor selskapene er jevnere fordelt på industrier. En stor del av selskapene på Oslo Børs opererer innen olje, -offshore, -råvare og shipping. Det kan i så måte tenkes at en utvidelse av analyse vår, gjennom å i større grad inkludere selskaper utenfor de nevnte industriene, vil kunne påvirke koeffisienten til industrisigma.

VIX

Det er også usikkerhet knyttet til koeffisienten *VIX*, ettersom den ikke er signifikant forskjellig fra null. På forhånd predikerte både trade-off teorien og markedstiming teorien en positiv sammenheng mellom *VIX* og kontantbeholdning. Denne sammenhengen blir også støttet av Bates et al. (2009). Ettersom resultatet i analysen vår tyder på en insignifikant sammenheng, bryter det med både teori og forskning.

Det kan diskuteres hvorvidt *VIX* er en valid variabel til å undersøke påvirkningen risikoen i markedene har på kontantbeholdning, ettersom den, oss kjent, ikke er blitt anvendt tidligere i en slik sammenheng. En annen årsak til at resultatet av *VIX*, ikke er signifikant i vår analyse, er et den er konstruert til å predikere usikkerheten i S&P 500 indeksen. Det er ikke sikkert at den predikerte usikkerheten til S&P 500 nødvendigvis gir et korrekt bilde av usikkerheten som preger Oslo Børs. Vi er kjent med at det nylig er konstruert en norsk variant av *VIX*, kalt *NOVIX*. Det ble vurdert å anvende denne i analysen, men ettersom *NOVIX* ikke er beregnet lengre tilbake enn til 2016, ville det ikke vært tilstrekkelig datamateriale til å inkludere den i modellen vår.

Renter

Resultatene fra tabell 11 gir svake indikasjoner på at norske selskaper på Oslo Børs tenderer til å redusere kontantbeholdningen når den risikofrie renten stiger, og motsatt. Dette negative forholdet samsvarer med tidligere forskning. Koeffisienten er dog kun statistisk signifikant på et 10 % nivå, derav den svake indikasjonen. Koeffisienten kan tolkes som at 1% økning i risikofri rente fører til en nedgang i kontantbeholdningen på 0.2 %.

Både markedstiming teorien og transaksjonsmotivet hadde på forhånd predikert en negativ sammenheng mellom renter og kontantbeholdning. Argumentasjonen baserer seg på at det er en alternativkostnad med å holde på kontanter, og at denne alternativkostnaden stiger etter hvert som renten øker, og motsatt. Det kan ut ifra resultatene fra modellen vår argumenteres for at norske selskaper på Oslo Børs, timer markedet med bakgrunn i den risikofrie renten. Selskapene ser ut til å foretrekke å øke beholdningen av likvide investeringer, og redusere beholdningen av kontanter, når renten er høy.

På en annen side vil et relativt lavt rentenivå gi selskaper bedre lånebetingelser, noe som skaper incentiver til å finansiere investeringer med gjeld, framfor egenkapital. Dette bidrar til at egenkapital, i form av kontanter, blir spart opp. Selskaper på Oslo Børs ser ut til å agere på en slik måte når renten synker.

Selv om både markedstiming teorien og transaksjonsmotivet, så vel som mye av forskningen, peker på en negativ sammenheng mellom renter og kontantbeholdning, er ikke resultatet vårt signifikant på et 5 % nivå. Med så sterke teoretiske prediksjoner, hadde vi forventet et

statistisk signifikant resultat på et 5% signifikantnivå i negativ retning. Det er mulig at endringer i renten påvirker andre forklaringsvariabler i analysen. Effekten som endringer i renten har på kontantbeholdning kan i realiteten være større, men at den ikke fanges opp i rentevariabelen, ettersom rente har en stor indirekte effekt på kontantbeholdning gjennom andre variabler.

6. Konklusjon

Formålet med denne avhandlingen er å identifisere faktorer som kan ha en forklarende effekt på kontantbeholdningen til norskregistrerte selskaper notert på Oslo Børs. Både selskapsinterne og selskapseksterne variabler er anvendt i analysen, som har til hensikt å besvare problemstillingen og de tilhørende forskningsspørsmålene. Studien er gjennomført på et utvalg bestående av 635 observasjoner fordelt på 70 forskjellige norskregistrerte selskaper notert på Oslo Børs i perioden 2004-2018. Etter å ha gjennomført flere metodiske tester på datautvalget, ble en *fixed effect* modell foretrukket i analysen. Med bakgrunn i resultatene fra modellen, avdekket vi flere interessante funn.

Forklaringsvariablene som viste seg å ha en signifikant påvirkning på kontantbeholdningen til selskapene i utvalget var *Arbeidskapital*, *Gjeldsandel*, *FoU* og *Risikofri rente*. Sistnevnte er imidlertid kun signifikant på et 10 % signifikansnivå. Betydningen av resultatene er at selskaper tilsynelatende tilpasser seg og agerer som følger:

- Jo større *arbeidskapital* et selskap har, desto større kontantbeholdning har selskapet.
- Jo høyere *gjeldsandel* et selskap har, desto mindre kontantbeholdning har selskapet.
- Jo høyere *FoU* kostnader et selskap har, desto større kontantbeholdning har selskapet.
- Jo høyere den *risikofrie renten* er, desto mindre kontantbeholdning har selskapet.

Av disse variablene er det kun *Rente* som er en makrovariabel, og følgelig viser analysen at de selskapsinterne variablene i større grad forklarer kontantbeholdningen, sammenlignet med de selskapseksterne variablene. Det må presiseres at majoriteten av variablene i analysen er selskapsinterne, og at konklusjonen derfor må sees i lys av dette.

Alle variabler i avhandlingen, foruten om *VIX*, er forankret i teori og tidligere forskning. Ettersom kun fire variabler i analysen er signifikante, kan det dermed konkluderes med at de resterende forklaringsvariablene ikke er gunstige til å forklare kontantbeholdningen til selskapene.

Vi kan med bakgrunn i analysen konkludere med at ingen av kapitalstruktureringsteoriene er mer dominerende enn andre. Vi ser av resultater og prediksjoner gjort i forkant, at ulike

teorier kan støtte opp under resultatet til enkelte variabler, og samtidig bryter med resultatet til andre. Av motivene fremstår forsiktighetsmotivet og transaksjonsmotivet mest konsistent med funnene i analysen. Både resultatene for *Gjeldsandel*, *Rente* og *FoU* kan forklares gjennom forsiktighetsmotivet, mens resultatet fra *Rente* i tillegg kan forklares gjennom transaksjonsmotivet.

6.1 Kritikk til avhandlingen

På bakgrunn av at enkelte regnskapsposter i Titlon mangler, har det vært nødvendig å innhente noe data manuelt fra selskapers årsregnskaper. Den manuelle innhenting kan være en kilde til feil i dataene, ettersom vi ikke har vært i stand til å kvalitetssikre alle dataene. Det forventes dog ingen nevneverdige avvik.

Datautvalget som benyttes i avhandlingen bærer preg av outlierobservasjoner. Disse observasjonene er forsøkt håndtert med winsorisering. Vi har valgt å winsorisere med 1 % i øvre og nedre del av distribusjonen. Siden hva som er å betrakte som outliers er en subjektiv vurdering, og det faktum at outliers kan være en viktig del av å forklare virkelige forhold, ønsket vi å gjøre en minimal inngripen i dataene. Dette var bakgrunnen for valget om å winsorisere med kun 1 %. Ettersom dette valget ikke har noen teoretisk forankring, kan det være en svakhet med avhandlingen.

6.2 Forslag til videre forskning

En naturlig forlengelse av denne studien vil være å inkludere flere selskaper, både skandinaviske, europeiske og internasjonale. Det hadde også vært naturlig å inkludere flere makrovariabler, ettersom det kun er to makrovariabler i analysen. Blant annet hadde det vært interessant å inkludere NOVIX som variabel i analysen. NOVIX predikerer usikkerheten på Oslo Børs, og vil derfor være mer relevant for analyser som tar utgangspunkt i norske selskaper.

Et bidrag som sammenligner norske og utenlandske selskaper hadde også vært interessant å sett på. Eventuelt kunne man undersøkt om det er forskjeller på påvirkningen

forklaringsvariablene har på kontantbeholdning mellom selskaper notert på ulike børser. Et annet forslag er å sammenligne selskaper på tvers av sektorer for å avdekke om det eksisterer sektorforskjeller med tanke på hvordan forklaringsvariabler påvirker kontantbeholdningen.

Flere selskaper på Oslo Børs har den norske stat på eiersiden. Vi har observert at enkelte andre studier som undersøker påvirkningsfaktorer på kontantbeholdning har inkludert institusjonelt eierskap som en dummyvariabel i sine analyser. Det kunne derfor vært aktuelt for videre forskning og inkludert en dummyvariabel på institusjonelt eierskap, og undersøkt om det har innvirkning på kontantbeholdningen til selskaper notert på Oslo Børs.

7. Litteraturliste

- Aftab, U., Javid, A. & Akhter, W. (2018). The Determinants of Cash Holdings around Different Regions of the World. *Business and Economic Review*, 10(2), 151-181. 10.22547/BER/10.2.7
- Al-Najjar, B. (2013). The financial determinants of corporate cash holdings: Evidence from some emerging markets. *International Business Review*, 22(1), 77-88. 10.1016/j.ibusrev.2012.02.004
- Al-Najjar, B. & Belghitar, Y. (2011). Corporate cash holdings and dividend payments: evidence from simultaneous analysis.(Report). *Managerial & Decision Economics*, 32(4), 231. 10.1002/mde.1529
- Ancombe, F. J. (1960). Rejection of Outliers. *Technometrics*, 2(2), 123-146. 10.1080/00401706.1960.10489888
- Ask-Henriksen, H., Stjern, S. T. & Frydenberg, S. (2009). Hvilke faktorer vektlegges ved valg av kapitalstruktur? *MAGMA*, (8/2009). Hentet fra <https://www.magma.no/hvilke-faktorer-vektlegges-ved-valg-av-kapitalstruktur>
- Baker, M. & Wurgler, J. (2002). Market Timing and Capital Structure. *Journal of Finance*, 57(1), 1-32. 10.1111/1540-6261.00414
- Barclay, Michael j., Smith, J. Clifford w. & Morellec, E. (2006). On the Debt Capacity of Growth Options *. *The Journal of Business*, 79(1), 37-60. 10.1086/497404
- Barry, C. B., Mann, S. C., Mihov, V. T. & Rodríguez, M. (2008). Corporate Debt Issuance and the Historical Level of Interest Rates. *Financial Management*, 37(3), 413-430. 10.1111/j.1755-053X.2008.00019.x
- Baskin, J. (1987). Corporate Liquidity in Games of Monopoly Power. *The Review of Economics and Statistics*, 69(2), 312. 10.2307/1927239
- Bates, T. W., Kahle, K. M. & Stulz, R. M. (2009). Why Do U.S. Firms Hold So Much More Cash than They Used To? *The Journal of Finance*, 64(5), 1985-2021. 10.1111/j.1540-6261.2009.01492.x
- Baumol, W. J. (1952). The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 66(4), 545-556. 10.2307/1882104
- Bigelli, M. & Sánchez-Vidal, J. (2012). Cash holdings in private firms. *Journal of Banking and Finance*, 36(1), 26-35. 10.1016/j.jbankfin.2011.06.004
- Bing, I. (2017). Tek-giganter med rekordhøy kontantbeholdning utenfor USA: Har over 3.700 milliarder i kontanter lagret i utlandet. Hentet 07.12 fra <https://e24.no/naeringsliv/i/zGIGOq/tek-giganter-med-rekordhoe-y-kontantbeholdning-utenfor-usa-har-over-3700-milliarder-i-kontanter-lagret-i-utlandet>
- Buffet, W. (2015). [Annual letter to shareholders].
- Chenhall, R. H. & Moers, F. (2007). The Issue of Endogeneity within Theory-Based, Quantitative Management Accounting Research. *European Accounting Review*, 16(1), 173-196. 10.1080/09638180701265937
- Choi, S.-W. (2009). Understanding Outliers in Foreign Direct Investment Data Analysis Reply. *Quarterly Journal of Political Science - Q J POLIT SCI*, 4, 183-185. 10.1561/100.00009035
- de Jager, P. (2008). Panel data techniques and accounting research. *Meditari Accountancy Research*, 16(2), 53-68. 10.1108/10222529200800012
- Dittmar, A., Mahrt-Smith, J. & Servaes, H. (2003). International Corporate Governance and Corporate Cash Holdings. *J. Financ. Quant. Anal.*, 38(1), 111-133. 10.2307/4126766

- Drobetz, W., Gounopoulos, D., Merikas, A. & Schröder, H. (2013). Capital structure decisions of globally-listed shipping companies. *Transportation Research Part E*, 52, 49-76. 10.1016/j.tre.2012.11.008
- Drobetz, W. & Grüninger, M. (2007). Corporate cash holdings: Evidence from Switzerland. *Financial Markets and Portfolio Management*, 21(3), 293-324. 10.1007/s11408-007-0052-8
- Ferreira, M. A. & Vilela, A. S. (2004). Why Do Firms Hold Cash? Evidence from EMU Countries. *European Financial Management*, 10(2), 295-319. 10.1111/j.1354-7798.2004.00251.x
- Fjell, T. J. (2001). Forutsetninger for en vellykket børsintroduksjon. *MAGMA*. Hentet fra <https://www.magma.no/forutsetninger-for-en-vellykket-boersintroduksjon>
- Frank, M. Z. & Goyal, V. K. (2009). Capital Structure Decisions: Which Factors Are Reliably Important? *Financial Management*, 38(1), 1-37. 10.1111/j.1755-053X.2009.01026.x
- Fritz, F., C., Hartzell, J. C., Titman, S. & Twite, G. (2007). Why do firms hold so much cash? A tax-based explanation. *Journal of Financial Economics*, 86(3), 579-607. 10.1016/j.jfineco.2006.11.006
- Frydenberg, S. (2004). Determinants of Corporate Capital Structure of Norwegian Manufacturing Firms. *SSRN Electronic Journal*. 10.2139/ssrn.556634
- García-Teruel, P. J. & Martínez-Solano, P. (2008). On the Determinants of SME Cash Holdings: Evidence from Spain. *Journal of Business Finance & Accounting*, 35(1-2), 127-149. 10.1111/j.1468-5957.2007.02022.x
- Gill, A. & Shah, C. (2012). Determinants of corporate cash holdings: evidence from Canada. *International Journal of Economics and Finance*, 4(1), 70. 10.5539/ijef.v4n1p70
- Han, S. & Qiu, J. (2007). Corporate precautionary cash holdings. *Journal of Corporate Finance*, 13(1), 43-57. 10.1016/j.jcorpfin.2006.05.002
- Hanlon, M., Maydew, E. & Saavedra, D. (2017). The taxman cometh: Does tax uncertainty affect corporate cash holdings? *Review of Accounting Studies*, 22(3), 1198-1228. 10.1007/s11142-017-9398-y
- Harford, J., Mansi, S. A. & Maxwell, W. F. (2008). Corporate governance and firm cash holdings in the US. *Journal of Financial Economics*, 87(3), 535-555. 10.1016/j.jfineco.2007.04.002
- Haugen, S. O. (2016). Investorene flykter til sikkerhet og likviditet. Hentet 12.12 fra <https://finansavisen.no/nyheter/boers-finans/2016/07/investorene-flykter-til-sikkerhet-og-likviditet>
- Hill, R. C., Griffiths, W. E. & Lim, G. C. (2018). *Principles of econometrics* (5th ed. utg.). Hoboken, N.J: Wiley.
- Hillier, D., Ross, S., Westerfield, R. W., Jaffe, J. F. & Jordan, B. D. (2016). *Corporate finance* (3rd ed., European ed. utg.). London: McGraw-Hill Education.
- Jensen, M. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. *The American Economic Review*, 323.
- Keynes, M. (1936). *The general theory of employment interest and money*. London: Macmillan.
- Knudsen, C. (2019). Rekordresultat for Buffetts Berkshire Hathaway. Hentet fra <https://e24.no/boers-og-finans/i/dOaqeq/rekordresultat-for-buffetts-berkshire-hathaway>
- Kraus, A. & Litzenberger, R. H. (1973). A STATE-PREFERENCE MODEL OF OPTIMAL FINANCIAL LEVERAGE. *Journal of Finance*, 28(4), 911-922. 10.1111/j.1540-6261.1973.tb01415.x
- Langli, J. C. (2016). *Årsregnskapet* (10. utg. utg.). Oslo: Gyldendal.

- Lien, L. B. & Knudsen, E. S. (2012). Norske bedrifter gjennom krisen: en oversikt. *MAGMA*. Hentet fra <https://www.magma.no/norske-bedrifter-gjennomkrisen-en-oversikt>
- Lind, D. A., Marchal, W. G. & Wathen, S. A. (2014). *Statistical techniques in business & economics* (16th ed. utg.). New York: McGraw-Hill.
- Lins, K. V., Servaes, H. & Tufano, P. (2010). What drives corporate liquidity? An international survey of cash holdings and lines of credit. *Journal of Financial Economics*, 98(1), 160-176. 10.1016/j.jfineco.2010.04.006
- Liu, Y., Mauer, D. & Zhang, Y. (2014). Firm cash holdings and CEO inside debt. *Journal of Banking & Finance*, 42, 83.
- Lov om aksjeselskaper (aksjeloven), Nærings- og fiskeridepartementet (1997).
- Lov om finansforetak og finanskonsern (finansforetaksloven), Finansdepartementet (2015).
- Lov om skatt av formue og inntekt (skatteloven), Finansdepartementet (1999).
- Mallows, C. L. (1986). Augmented Partial Residuals. *Technometrics*, 28(4), 313-319. 10.1080/00401706.1986.10488149
- Megginson, W. L., Ullah, B. & Wei, Z. (2014). State ownership, soft-budget constraints, and cash holdings: Evidence from China's privatized firms. *Journal of Banking and Finance*, 48(C), 276-291. 10.1016/j.jbankfin.2014.06.011
- Miller, M. & Orr, D. (1966). A Model of the Demand for Money by Firms. *The Quarterly Journal of Economics*, 80, 413.
- Mjøs, A. (2007). *Corporate finance : capital structure and hybrid capital*. Norwegian School of Economics and Business Administration, Bergen.
- Modigliani, F. & Miller, M. (1958). The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *The American Economic Review*, 261.
- Modigliani, F. & Miller, M. (1963). Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction. *The American Economic Review*, 53(3), 433.
- Mulligan, C. B. (1997). Scale Economies, the Value of Time, and the Demand for Money: Longitudinal Evidence from Firms. *Journal of Political Economy*, 105(5), 1061-1079. 10.1086/262105
- Myers, S. C. (2001). Capital Structure. *Journal of Economic Perspectives*, 15(2), 81-102. 10.1257/jep.15.2.81
- Myers, S. C. & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187-221. 10.1016/0304-405X(84)90023-0
- Natke, P. & Falls, G. (2010). Economies of scale and the demand for money. *An Entrepreneurship Journal*, 35(3), 283-298. 10.1007/s11187-008-9161-7
- Nielsen, B. K. & Nilsen, Ø. V. (2009). *Multinasjonale selskapers skattemessige tilpasning av kapitalstruktur : en empirisk studie av norsk og britisk kontinentalsokkel*.
- Norges Bank. (2020). Valutakurser. Hentet 1.april 2020 fra <https://www.norges-bank.no/tema/Statistikk/Valutakurser/>
- O'brien, R. (2007). A Caution Regarding Rules of Thumb for Variance Inflation Factors. *International Journal of Methodology*, 41(5), 673-690. 10.1007/s11135-006-9018-6
- Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R. & Williamson, R. (1999). The determinants and implications of corporate cash holdings. *Journal of Financial Economics*, 52(1), 3-46. 10.1016/S0304-405X(99)00003-3
- Opler, T. & Titman, S. (1993). The Determinants of Leveraged Buyout Activity: Free Cash Flow vs. Financial Distress Costs. *Journal of Finance*, 48(5), 1985-1999. 10.1111/j.1540-6261.1993.tb05138.x
- Osborne, J. & Overbay, A. (2004). The power of outliers (and why researchers should ALWAYS check for them). *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 9, 6.

- Ozkan, A. & Ozkan, N. (2004). Corporate cash holdings: An empirical investigation of UK companies. *Journal of Banking and Finance*, 28(9), 2103-2134.
10.1016/j.jbankfin.2003.08.003
- Rajan, R. G. & Zingales, L. (1995). What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data. *Journal of Finance*, 50(5), 1421-1460.
10.1111/j.1540-6261.1995.tb05184.x
- Saddour, K. (2006). The Determinants and the Value of Cash Holdings: Evidence from French firms.
- Shin, M. & Kim, S. (2011). The effects of cash holdings on R&D smoothing of innovative small and medium sized enterprises. *Asian Journal of Technology Innovation*, 19(2), 169-183. 10.1080/19761597.2011.630501
- Sinclair, E. (2013). The VIX. I (s. 223-230). Hoboken, NJ, USA: Hoboken, NJ, USA: John Wiley & Sons, Inc.
- Subramaniam, V., Tang, T. T., Yue, H. & Zhou, X. (2011). Firm structure and corporate cash holdings. *Journal of Corporate Finance*, 17(3), 759-773.
10.1016/j.jcorpfin.2010.06.002
- Tobin, J. (1956). The Interest-Elasticity of Transactions Demand For Cash. *The Review of Economics and Statistics*, 38(3), 241-247. 10.2307/1925776
- Tong, Z. (2014). Deviations from optimal corporate cash holdings and the valuation from a shareholder's perspective. *Applied Economics*, 46(30), 3695-3707.
10.1080/00036846.2014.939374
- UiT. (2019). TITLON – Financial data for Norwegian academic institutions. Hentet fra https://uit.no/forskning/forskningsgrupper/sub?sub_id=417205&p_document_id=352767
- Visinescu, S. & Popescu, L. (2009). A REVIEW OF THE CAPITAL STRUCTURE THEORIES. *Annals of the University of Oradea: Economic Science*, 3(1), 315-320.
- VISMA. (2019a). Kontantbeholdning. Hentet fra <https://www.visma.no/eaccounting/regnskapsordbok/k/kontantbeholdning/>
- VISMA. (2019b). Likviditet. Hentet 11.12 fra <https://www.visma.no/eaccounting/regnskapsordbok/l/likviditet/>
- Weiss, L. A. (1990). Bankruptcy resolution: Direct costs and violation of priority of claims. *Journal of Financial Economics*, 27(2), 285-314. 10.1016/0304-405X(90)90058-8
- Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory econometrics : a modern approach* (4th ed. utg.). Mason, Ohio: South-Western Cengage Learning.

8. Appendiks

Appendiks 1: Sektorinndeling

For å kunne konstruere variabelen *industrisigma*, må selskapene i utvalget fordeles på sektorer. Sektorinndeling av selskaper vil kunne variere avhengig av hvilken kilde til inndelingen som brukes. Det vil si at antall sektorer, navnet på sektorene og kriteriene for inndelingen vil kunne variere avhengig av kilden til inndelingen. I denne avhandlingen benyttes Oslo Børs sin sektorinndeling, hvor selskaper fordels på 12 sektorer, som vist i tabell 13.

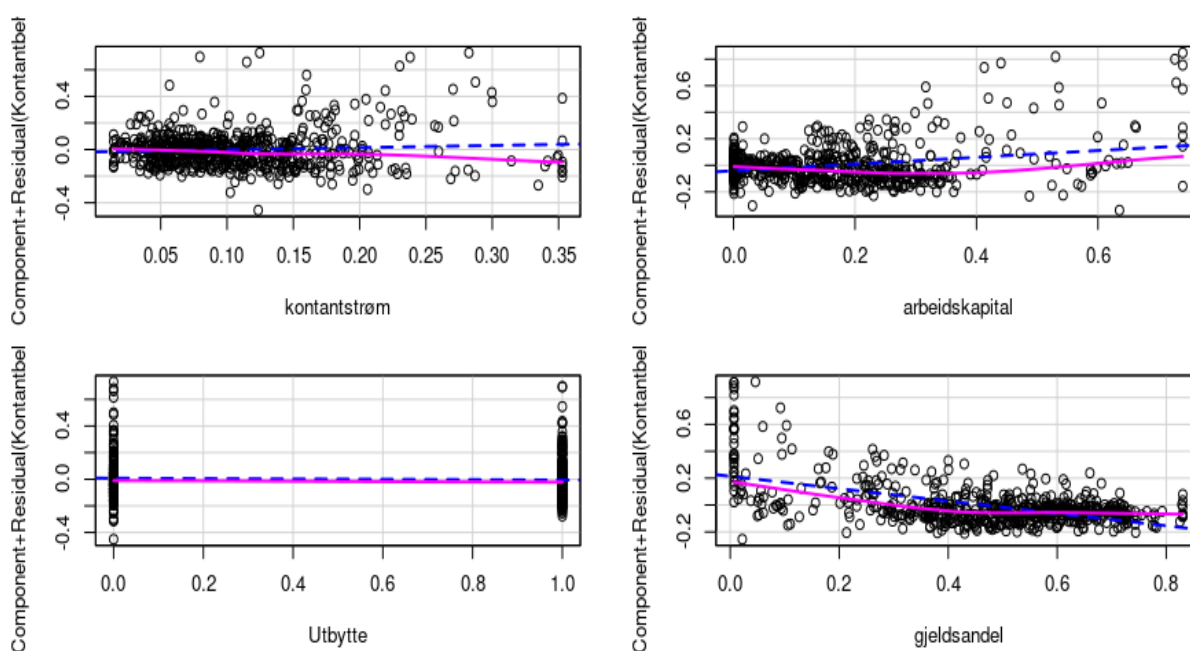
Tabell 13: Sektorinndeling Oslo Børs

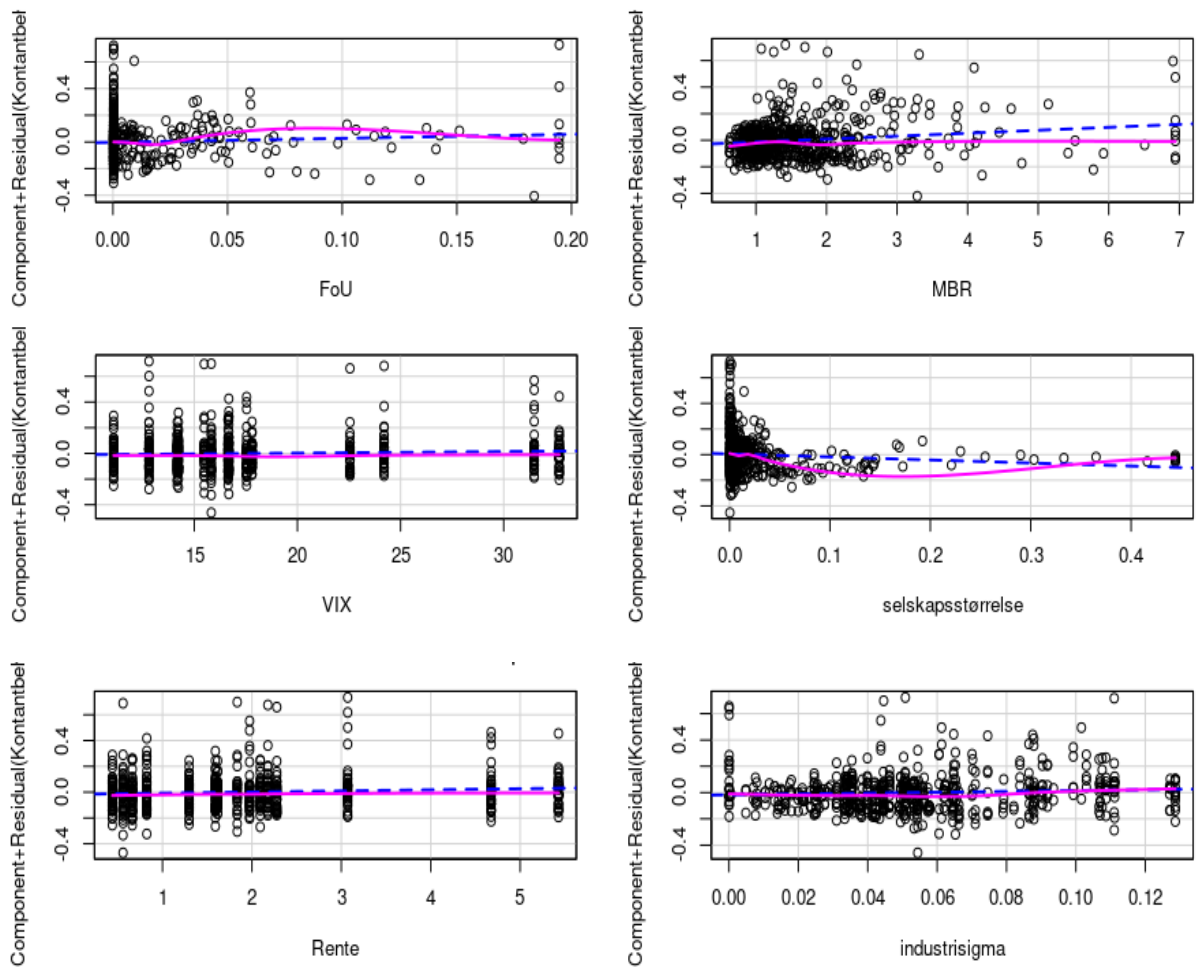
| Sektor |
|------------------|
| Egenkapitalbevis |
| Energi |
| Materialer |
| Industri |
| Forbruksvarer |
| Konsumvarer |
| Helsevern |
| Finans |
| IT |
| Kommunikasjon |
| Forsyning |
| Eiendom |

Appendiks 2: Test for linearitet

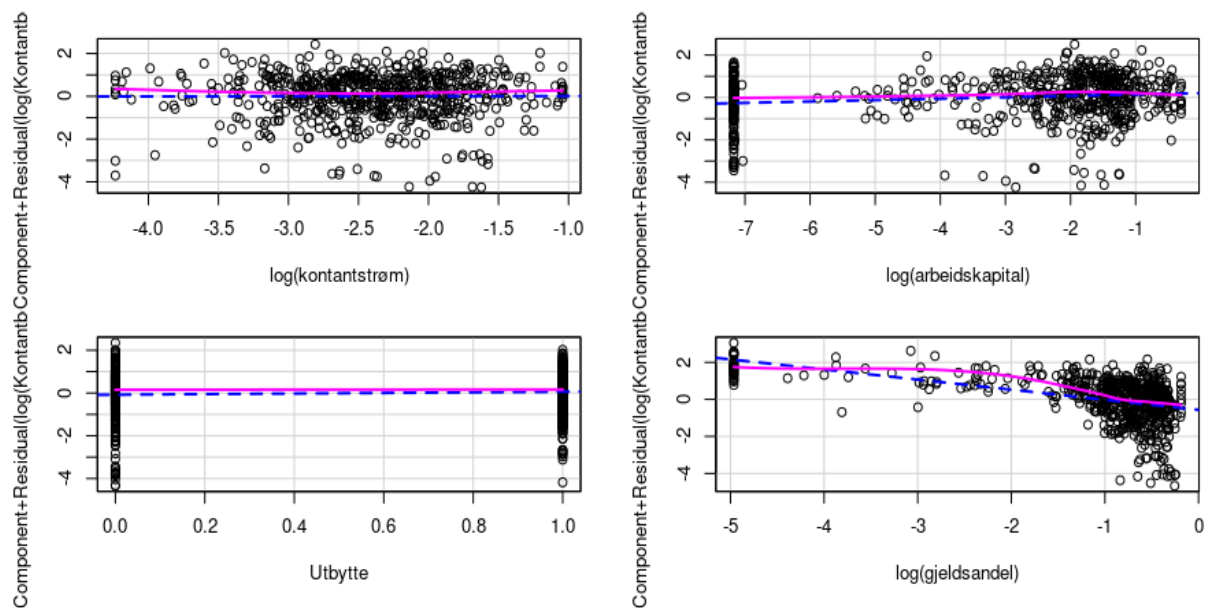
Forutsetningen om linearitet kan testes gjennom bruk av acpr-plot (Gujarati, 2003). Hvert plott i figur 4 og 5 er tilknyttet en valgt uavhengig variabel, og det er konstruert et plot for hver variabel. Den blå stiplede linjen i plottene har til hensikt å «tvinge» frem en lineær sammenheng i observasjonene, slik den blir estimert i regresjonen. Den rosa linjen viser det faktiske forholdet mellom observasjonene. Jo bedre den rosa linjen følger den blå, desto mer lineært er forholdet.

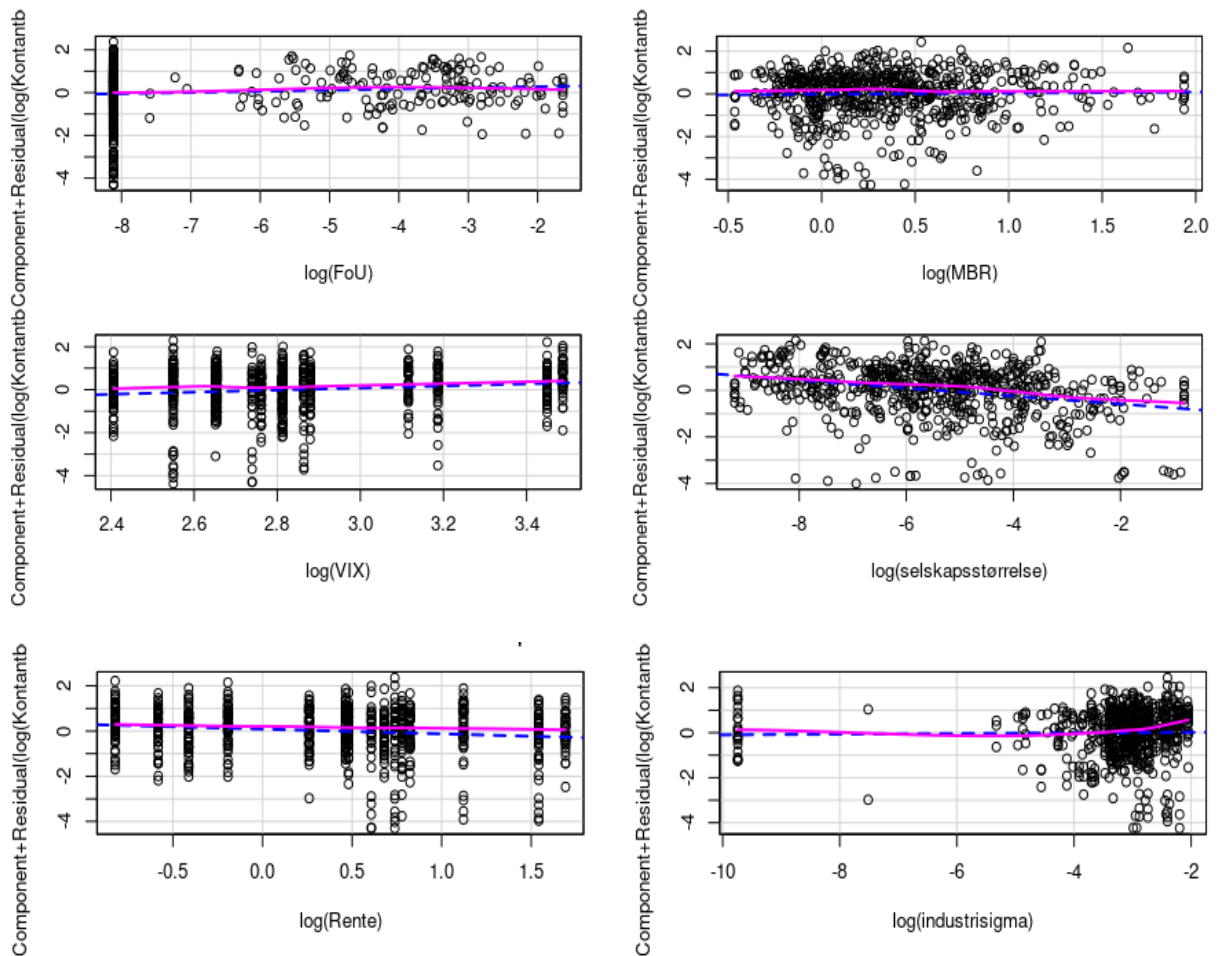
Vi har presentert acpr-plott for hver av variablene, både på vanlig og logaritmisk form, i henholdsvis figur 4 og 5. Ved å sammenligne plottene av variablene på de forskjellige formene, fremgår det at variablene på logaritmisk form er mer lineære. Acpr-plottene viser også at variablene som ikke er på logaritmisk form, fortsatt er relativt lineære, men at variabler som *MBR*, *FoU* og *Kontantstrøm* stikker seg ut som de som avviker mest.





Figur 4: Acpr-plott for alle variabler.





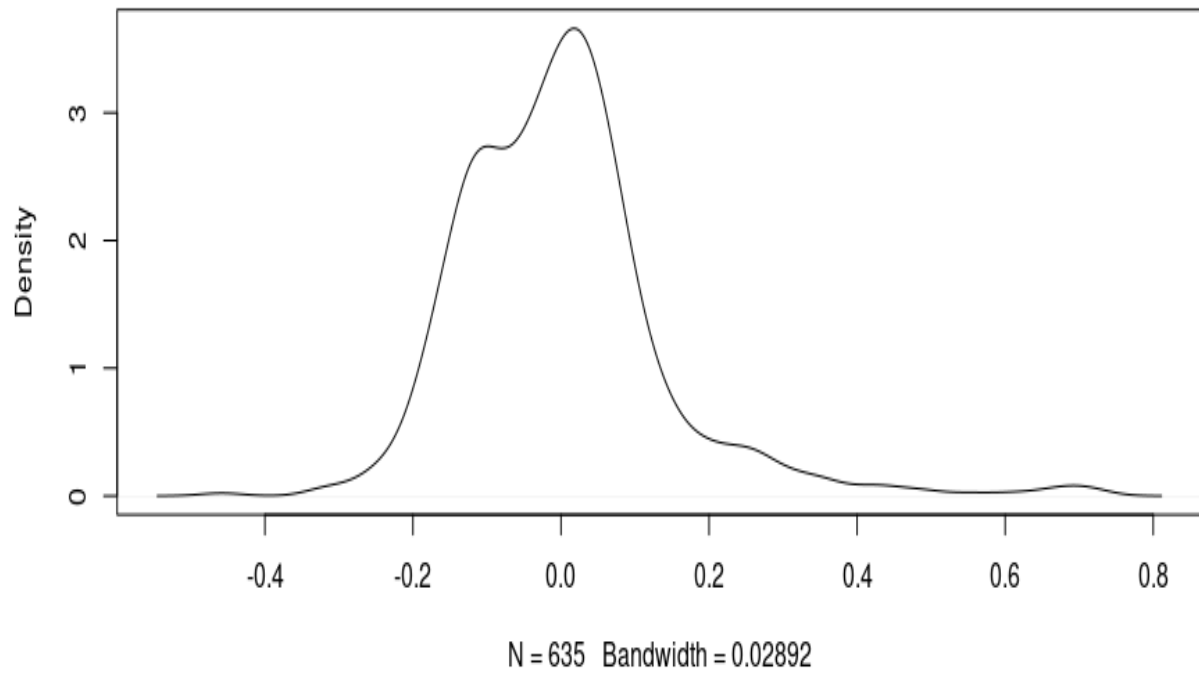
Figur 5: Acpr-plott for alle variabler på logaritmisk form.

Appendiks 3: Test for normalitet

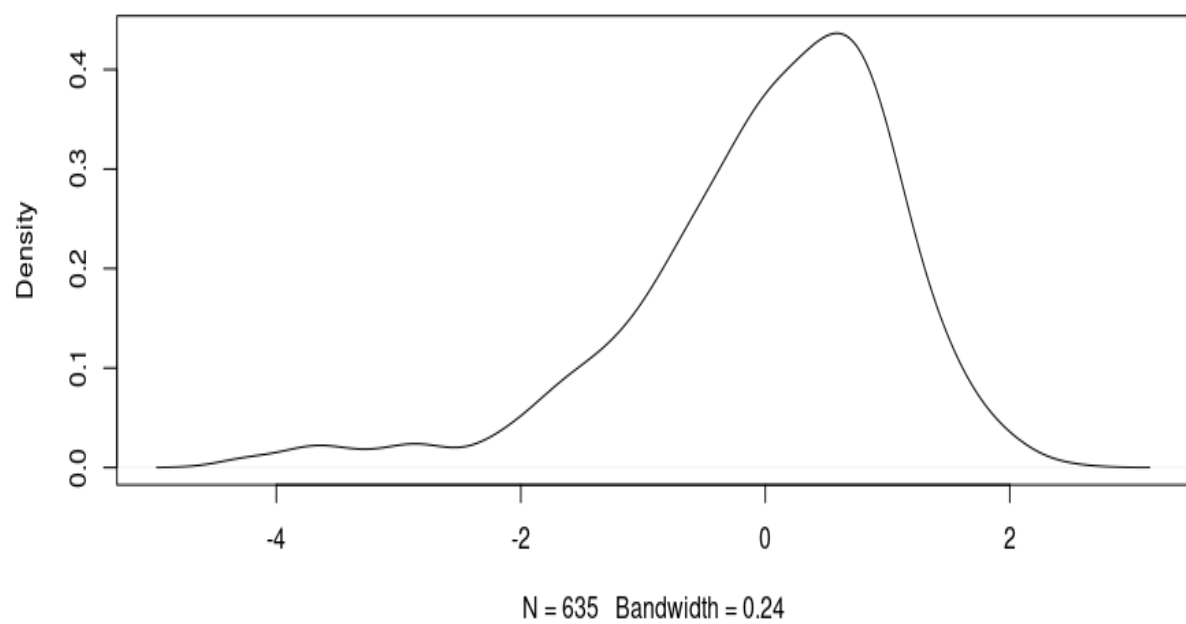
For å teste forutsetningen for normalitet benyttes det en *Jarque-Bera test* og et *kernel density estimate*. Resultatet av *Jarque-Bera testen* er presentert i tabell 14. Nullhypotesen er at feilleddene er normalfordelt. Resultatet viser en p-verdi mindre enn 0.05, hvilket indikerer at nullhypotesen forkastes. Generelt vil en stor chi-square verdi også indikere at feilleddene ikke er normalfordelt. Figur 7 viser *kernel density estimate*. Feilleddene er tilsynelatende relativt normalfordelt, og vi konkluderer dermed med at feilleddene er normalfordelt.

Tabell 14: Jarque-Bera test

| Model | X-squared | df | p-value |
|---|-----------|----|---------|
| Jarque-Bera Test | 906.05 | 2 | 2.2e-16 |
| Alternativ hypotese: Fravær av normalitet | | | |



Figur 6: Kernel density estimate



Figur 7: Kernel density estimate på logaritmisk data

Appendiks 4: Valutakurser

I tabell 15 fremgår sluttkursene for USD og EUR i NOK, den 31.12 per respektive regnskapsår.

Tabell 15: Valutakurser

| År | USD | EUR |
|------|------|------|
| 2004 | 6,74 | 8,37 |
| 2005 | 6,45 | 8,01 |
| 2006 | 6,42 | 8,05 |
| 2007 | 5,86 | 8,02 |
| 2008 | 5,64 | 8,22 |
| 2009 | 6,28 | 8,73 |
| 2010 | 6,05 | 8,01 |
| 2011 | 5,61 | 7,79 |
| 2012 | 5,82 | 7,47 |
| 2013 | 5,88 | 7,81 |
| 2014 | 6,30 | 8,35 |
| 2015 | 8,07 | 8,95 |
| 2016 | 8,40 | 9,29 |
| 2017 | 8,26 | 9,33 |
| 2018 | 8,13 | 9,60 |

Valutakursene er hentet fra Norges Bank (2020).

Appendiks 5: Selskapsliste

Tabell 16: Selskapsliste

| Selskapsnavn | Selskapsnavn |
|---|-----------------------------------|
| AF Gruppen ASA | Multiconsult ASA |
| Akastor ASA | Navamedic ASA |
| Aker BP ASA | Nekkar ASA |
| AKVA Group ASA | Nordic Semiconductor ASA |
| American Shipping Company ASA | Norsk Hydro ASA |
| Aqua Bio Technology ASA | Norway Royal Salmon ASA |
| Arcus ASA | Norwegian Air Shuttle ASA |
| Atea ASA | Norwegian Energy Company ASA |
| Austevoll Seafood ASA | Norwegian Property ASA |
| Belships ASA | NTS ASA |
| Bionor Pharma ASA | Ocean Yield ASA |
| Bonheur ASA | Oceanteam ASA |
| Borgestad ASA | Olav Thon Eiendomsselskap ASA |
| Borregaard ASA | Orkla ASA |
| Bouvet ASA | Photocure ASA |
| Byggma AS | Polaris Media ASA |
| Data Respons ASA | Q-Free ASA |
| DNO ASA | Reach Subsea ASA |
| DOF ASA | REC Silicon ASA |
| Eidesvik Offshore ASA | SalMar ASA |
| Entra ASA | Scatec Solar ASA |
| Equinor ASA | Schibsted ASA |
| Europris ASA | Selvaag Bolig ASA |
| GC Rieber Shipping ASA | Solstad Farstad ASA |
| Goodtech ASA | Storm Real Estate ASA |
| Grieg Seafood ASA | Telenor ASA |
| Gyldendal ASA | TGS-NOPEC Geophysical Company ASA |
| Havila Shipping ASA | Tomra Systems ASA |
| Hexagon Composites ASA | Veidekke ASA |
| Interoil Exploration and Production ASA | Vistin Pharma ASA |
| Itera ASA | Wilson ASA |
| Kid ASA | XXL ASA |
| Kongsberg Automotive ASA | Yara International ASA |
| Kongsberg Gruppen ASA | Zalaris ASA |
| Lerøy Seafood Group ASA | |
| Marine Harvest ASA | |

