

Alexander Wasskog Aamo  
Per Fredrik Forsberg Johnsen

## **Misligholdssansynlighet og makroøkonomien**

En empirisk studie av hvordan makroøkonomiske forhold påvirker aggregert forventet misligholdssansynlighet (EDF) for norske sektorer

Masteroppgave i Samfunnsøkonomi  
Veileder: Kåre Johansen  
Trondheim, juni 2018

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet  
Fakultet for økonomi  
Institutt for samfunnsøkonomi

## **Forord**

Denne oppgaven markerer slutten på en femårig integrert master i samfunnsøkonomi ved Institutt for samfunnsøkonomi ved NTNU.

Vi ønsker å takke Kristian Semmen for gode faglige råd og med hjelp knyttet til datamaterialet. Takk også til Jørgen Haug for hjelp med tilgang til data. Videre vil vi takke venner og familie med støtte og korrekturlesning. En takk rettes også til Per Egil Aamo som har kommet med faglige innspill gjennom hele prosessen.

Det er på sin plass å takke alle medstudenter som har gjort studietiden fantastisk. En ekstra takk til Linn Stormo som har vært en god sparringspartner gjennom fem år og som har kommet med gode innspill underveis i prosessen.

Sist, men ikke minst, vil vi takke veileder Kåre Johansen for gode råd og ofte lattermilde møter oppe på instituttet.

Alle feil og mangler i denne oppgaven er våre egne.

Trondheim 1. juni 2018

Alexander Wasskog Aamo og Per Fredrik Forsberg Johnsen



## Sammendrag

I denne oppgaven undersøker vi sammenhengen mellom aggregert misligholdssannsynlighet (EDF) på sektornivå og innenlandske makroøkonomiske forhold. Sektorene består av selskaper notert på Oslo Børs og Axess i perioden 2004-2018. EDF på sektornivå utviser stor grad av samvariasjon mellom sektorene. Vi tror dette er et resultat av makroøkonomiske endringer som påvirker samtlige sektorer, men i ulik grad. Først estimerer vi separate Autoregressive Distribuerte Lag-modeller (ADL) for de ulike sektorene, for å se på hvilke faktorer som er viktige for de ulike sektorene. Videre bruker vi Fixed Effects-modeller (FE) for å undersøke gjennomsnittlige effekter på tvers av sektorene, for så å se på hvorvidt kredittkvaliteten har betydning for eksponeringen mot makroøkonomien. Avslutningsvis anvendes samme metode for å teste om ulike sektorer påvirkes ulikt av makroøkonomiske faktorer, som et alternativ til ADL-modellene. I denne oppgaven har vi funnet at EDF i stor grad kan forklares av innenlandske makroøkonomiske forhold. Oppgaven presenterer også funn som indikerer at effektene av makroøkonomiske endringer er betinget på kredittkvaliteten. Jo høyere kredittkvalitet, desto lavere eksponering mot makroøkonomiske endringer. I den siste delen av analysen finner vi at makroøkonomiske endringer har heterogene effekter på EDF på tvers av sektorer.



## Summary

The purpose of this thesis is to link aggregated expected default frequency (EDF) to domestic macroeconomic conditions. Our sectors consists of public firms listed on Oslo Børs and Oslo Axess in the period 2004-2018. EDF displays a co-movement over time across different Norwegian sectors. Our founding hypothesis is that the EDFs across sectors are affected by the same macroeconomic variables, but with varying magnitude. We investigate this hypothesis by using Autoregressive Distributed Lag (ADL) models in a pure time series analysis, where we estimate separate models for each sector to examine which macroeconomic variables are important for different sectors. Subsequently, we make use of Fixed Effects (FE) models. Firstly, we estimate FE models where the effect of macroeconomic changes on public firm EDF are equal across sectors. Secondly, we investigate how segments with different credit quality react differently to macroeconomic changes. At last, we reinvestigate via FE models how EDF for different sectors reacts differently to changes in the same macroeconomic variables. In this thesis we find that macroeconomic conditions are important in explaining EDF. Our findings indicate that the magnitude of changes in macroeconomic variables are conditioned upon credit quality. We also establish that changes in macroeconomic conditions affect Norwegian sectors differently.



# Innholdsfortegnelse

Forord .....	I
Sammendrag .....	III
Summary .....	V
Innholdsfortegnelse .....	VII
1 Introduksjon .....	1
2 Forventet misligholdssannsynlighet (EDF) .....	5
2.1 Introduksjon til forventet misligholdssannsynlighet .....	5
2.2 Strukturelle modeller .....	6
2.3 Vasieck-Kealhofer modellen .....	7
2.3.1 Introduksjon .....	7
2.3.2 Estimering av aktivaverdi og volatilitet .....	9
2.3.3 Misligholdspunktet og kalkulering av Distance-to-Default (DD).....	10
2.3.4 Kalkulering av misligholdssannsynlighet .....	12
2.3.5 Oppsummering .....	12
3 Styrker ved EDF .....	15
3.1 Introduksjon.....	15
3.2 Diskriminering mellom gode og dårlige selskap.....	15
3.3 Framoverskuende egenskaper.....	17
3.4 Nivå-validering .....	18
3.5 Oppsummering .....	19
4 Datamateriale og tidsserieegenskaper .....	21
4.1 EDF.....	21
4.1.1 Ulik aggregeringsteknikk .....	22
4.2 Sektorer.....	24
4.3 Makroøkonomiske variabler .....	25
4.4 Sektorspesifikke variabler .....	31



4.4.1	Sektorspesifikke interessevariabler .....	31
4.4.2	Sektorspesifikke kontrollvariabler .....	33
4.5	Stasjonaritet .....	35
5	Empirisk spesifikasjon og økonometrisk metode .....	37
5.1	Modellsesifikasjoner.....	37
5.1.1	Tidsseriemodell: ADL.....	37
5.1.2	Paneldatamodell: FE .....	38
5.2	Økonometriske utfordringer .....	40
5.3	Korreksjon av estimerte standardavvik .....	42
6	Resultater fra tidsserieanalysen.....	43
7	Resultater fra paneldataanalysen.....	49
7.1	Del 1: Statisk og dynamisk paneldataanalyse.....	49
7.2	Del 2: Modellering med ulike kredittkvalitet som avhengig variabel.....	52
7.2.1	Sammenlikning av segmenter med ulike kredittkvalitet i statiske modeller. ....	52
7.2.2	Sammenlikning av segmenter med ulike kredittkvalitet i dynamiske modeller. .	53
7.3	Del 3: Heterogene effekter av makrovariabler på sektornivå.....	54
7.3.1	Sektorspesifikke effekter av makroøkonomiske endringer .....	54
7.3.2	Sektorspesifikke effekter av makroøkonomiske endringer for ulike segmenter av kredittkvalitet .....	58
8	Diskusjon .....	61
9	Konklusjon.....	65
9.1	Videre arbeid .....	66
	Litteraturliste .....	67
	Appendiks.....	i
A.1.1	Definisjon av mislighold .....	i
A.2.1	Merton og VK-modellen: En mer teknisk gjennomgang .....	ii
A.2.2	Aksjonærenes og kreditorens verdier representert med opsjonsteori.....	ii

A.2.3 Usikkerhet i aktivaverdien.....	iv
A.3.1 Cumulative Accuracy Profile (CAP).....	vii
A.4.1 Sektorbeskrivelse og selskaper.....	ix
A.5.1 Deskriptiv statistikk.....	xii
A.6.1 Median vs. Gjeldsvekter.....	xv
A.7.1 Resultater fra tidsserieanalyse.....	xvi
A.8.1 Paneldata-tester.....	xix
A.8.2 Paneldata del 2: Dynamisk modell for ulike kredittkvaliteter.....	xx
A.8.3 Paneldata del 3: Heterogene effekter med laggede verdier («leading indicators») ..	xxi
A.8.4 Paneldata del 3: Heterogenitet og ulike kredittkvaliteter.....	xxii



## 1 Introduksjon

*Fra middelalderens bankmenn gjorde veloverveide gjetninger om hvilke konger som triumferte på slagmarken, til dagens popkultur med «The Iron Bank of Braavos» fra Game of Thrones-universet, har vi indirekte blitt presentert for fenomenet kredittrisiko. I dag er fenomenet fremdeles knyttet til viktige avgjørelser, men ofte av en mindre blodig art.*

I denne oppgaven ser vi på hvordan aggregerte misligholdssannsynligheter for norske sektorer påvirkes av generelle forhold i økonomien. Det er flere fordeler med å modellere makroøkonomiske endringer direkte på et aggregert mål for misligholdssannsynlighet. For det første kan idiosynkratiske faktorer i stor grad antas å være fraværende på grunn av aggregeringen. For det andre kan makroøkonomiske endringer være vanskelig å kvantifisere på bedriftsnivå (Nordal & Syed, 2010). Gjenværende faktorer er systematiske faktorer, eksempelvis endringer i makroøkonomien.

Problemstillingen vår er tredelt, og formålet med oppgaven kan oppsummeres med følgende punkter:

- 1. Estimere modeller for misligholdssannsynlighet forklart av makroøkonomiske variabler, både felles for alle sektorer og på sektornivå.*
- 2. Analysere sammenhengen mellom misligholdssannsynlighet og makroøkonomiske variabler for segmenter med ulik kredittkvalitet.*
- 3. Analysere hvordan ulike sektorer påvirkes ulikt av endringer i makroøkonomiske forhold.*

Kredittrisiko er viktig faktor når det kommer til allokering og prising av kapital. Konseptet er av stor interesse for både finansielle institusjoner og de regulatoriske myndighetene som overvåker dem. For finansielle institusjoner som banker er kredittrisiko selve kjernen i organisasjonens virksomhet. Utlån prises basert på selskapenes regnskaper og forventninger om debtors evne til å betjene gjeld, og utlånsporteføljen må overvåkes for overordnede endringer i risikoen for mislighold. Den største risikoen for norske finansielle institusjoner i dag er tap på utlån til bedriftsmarkedskundene. Husholdningene i Norge står sterkt med tanke på for eksempel solide trygdeordninger ved plutselig bortfall av inntekt. Myndighetene peker på at endring i konsum, noe som rammer private bedrifter, er en større potensiell trussel for finansiell stabilitet enn direkte mislighold på husholdningers lån (Finanstilsynet, 2017, s. 13). For regulatoriske myndigheter er robustheten til de finansielle institusjonene av stor interesse,

da ringvirkningene fra kriser i denne sektoren kan få enorme konsekvenser for realøkonomien. Depresjonen på 30-tallet i USA og den nylige finanskrisen som oppsto i det amerikanske subprime markedet, er begge historiske eksempler på kriser som har oppstått i denne sektoren.

Det er kjent at mislighold er knyttet til overordnet økonomisk utvikling. I nedgangstider vil man ofte se økt forekomst av mislighold, og for de finansielle institusjonene utgjør dette en dobbel trussel. For det første risikerer man tap på selve lånet, for det andre risikerer man at verdien på lånets sikkerhet faller (Frye, 2000). Askildsen og Nilsen (2009) kan relateres til denne syklikaliteten, og viser at forholdet mellom pris og kostnader (mark-up) for norske industribedrifter er prosyklisk.

Utgangspunktet for vår oppgave er artikler av Nordal og Syed (2010) i Norges Bank og Åsberg og Shahnazarian (2008) i Sveriges Riksbank. Artiklenes hovedformål er å analysere sammenhengen mellom kredittrisiko på sektornivå og makroøkonomiske tilstandsvariabler, men tilnærmingen til analysen og datagrunnlaget er forskjellig. Nordal og Syed (2010) bruker konkurssansynligheter beregnet med Norges Banks SEBRA-modell<sup>1</sup> som forklart variabel.

Nordal og Syed (2010) undersøker sammenhengen mellom kredittrisiko og makroøkonomiske variabler ved å estimere en modell for aggregert kredittrisiko i utvalgte sektorer. Med utgangspunkt i konkurssansynligheter estimert ved bruk av Norges Banks SEBRA modell, estimeres her en modell der sentrale makroøkonomiske variabler forklarer endringer i konkurssansynligheter. De bruker et aggregert, gjeldsvektet, mål på kredittrisiko i hver sektor fremfor å estimere kredittrisiko i det enkelte firmaet, for så å aggregere på sektornivå. Argumentet for denne fremgangsmåten er at makroøkonomiske variabler vil påvirke kredittrisiko i sektoren, men ikke nødvendigvis kredittrisikoen i enkeltsekskap. Enkeltsekskap påvirkes i stor grad av selskaps- og sektorspesifikke forhold. Kredittrisikoen i enkeltfirmaer vil vanligvis først og fremst være knyttet opp mot finansregnskapet til firmaet. Ettersom industri og gruvevirksomhet/mining, shipping og kommersiell eiendom har størst andel av total bankgjeld, er disse sektorene hovedfokuset i artikkelen. Av makroøkonomiske forklaringsvariabler benyttes GDP, ledighetsrate, lønnsvekst, real valutakurs, vekst i huspriser/eiendomspriser og bankenes lånerate.

---

<sup>1</sup> Se for eksempel: Bernhardsen og Larsen, Modelling av kredittrisiko i foretakssektoren – videreutvikling av SEBRA-modellen, 2007.

Åsberg og Shahnazarian (2008) estimerer en «vector error correction»-modell (VEC) for å forklare median forventet misligholdssannsynlighet (EDF) for svensk privat sektor med data fra 1997-2006. Konsumprisindeksen (KPI), industriell produksjon (IP) og kortsiktig rente brukes som makroøkonomiske forklaringsvariabler. EDF oppdateres på månedlig basis og derfor har forfatterne valgt å bruke IP fremfor BNP som vanligvis registreres kvartalsbasis. Argumentet for å bruke IP er at det er en en-for-en sammenheng mellom endringer i BNP og IP. De finner at kortsiktig rente har den største effekten på EDF. Hovedfokuset er å finne en langsiktig sammenheng mellom EDF og makrovariabler. De finner at deres modell har en god evne til å predikere EDF frem i tid, basert på makroøkonomiske tilstandsvariabler. Videre brukes modellen til å stress-teste EDF under forskjellige makroøkonomiske scenarier. Som forventet har IP negativ effekt på EDF og renten positiv effekt på EDF. Inflasjon har en positiv effekt på EDF. Dermed vil økte input-priser dominere effekten av økte output-priser, som fører til lavere kredittkvalitet i næringslivet.

Castrén, Déés, og Zaher (2008) benytter også en VAR modell for å estimere effekter av nasjonale og globale makroøkonomiske sjokk på misligholdssannsynlighet, hvor EDF brukes som mål. I så måte er tilnærmingen lik Åsberg og Shahnazarian (2008), men fokuset her er på Euro-området som helhet. Vi fraviker fra Castrén et al. (2008) på flere punkter. Vi estimerer separate ligninger for hver enkelt sektor i del 1, fremfor et ligningssystem og vi inkluderer flere makroøkonomiske indikatorer. De finner at EDF er mest sensitiv for sjokk i BNP, valutakurs, aksjepriser og oljepriser. Castrén et al. (2008) finner at makroøkonomiske endringer har ulik effekt på forskjellige sektorer. Simons og Rolwes (2009) tillater også for heterogene effekter på tvers av sektorene, for deretter å teste for parameterstabilitet. De finner at det er stor grad av heterogene effekter av makrovariabler på sektornivå.

Wilson (1997) utarbeidet en modell for å se på systematisk risiko i kredittporteføljer, mer kjent som «Credit Portfolio View». Den grunnleggende ideen bak utviklingen av en slik modell er at selv den mest diversifiserte porteføljen er utsatt for en substansiell systematisk risiko og studien viser at denne risikoen kan forklares av den overordnede tilstanden i økonomien. Flere aggregerte makroøkonomiske størrelser blir brukt til å forklare misligholdssannsynligheten, som BNP-vekst og arbeidsledighetstall. Wilson tar også hensyn til at ulike industrier reagerer ulikt på endringer i disse variablene. To andre studier som bygger på samme metodikk, er presentert av den østerrikske sentralbanken (Boss 2002) og den finske sentralbanken (Virolainen, 2004). Boss (2002) har imidlertid ikke nok datagrunnlag til å fokusere på ulike sektorer, slik at den østerrikske sentralbanken overordnet ser på misligholdssannsynligheten for

økonomien som helhet, slik som Sveriges Riksbank nevnt tidligere. Begge studiene presenterer bevis på sammenheng mellom sykliske bevegelser i misligholdssannsynligheter på bakgrunn av endringer i makroøkonomiske forhold.

I vår tidsserieanalyse fraviker vi fra Nordal og Syeds tilnærming i den forstand at vi har inkludert et bredt sett med kontrollvariabler, i tråd med deres oppfordring. Videre er paneldataanalysen vår et nytt tilskudd til litteraturen som omhandler misligholdssannsynligheter og makroøkonomien i Norge. Herunder analyserer vi både økonomien som helhet, i tillegg til å tillate for heterogene effekter på sektornivå. Etter vår viten har ikke tidligere studier som ser på sektorspesifikk misligholdssannsynlighet tatt hensyn til «cross-sectional dependency», og slik sett tilbyr vi en løsning på dette problemet ved bruk av standardavvik som korrigerer for dette problemet. Det er lite eksisterende litteratur som analyserer makroøkonomiske endringer for grupper med ulik kredittkvalitet. Vår oppgave tar for seg dette ved at vi estimerer separate modeller for ulik kredittkvalitet, representert ved ulike persentiler for EDF som venstresidevariabel. Vi kontrollerer også for potensielle problemer med sektorspesifikke faste effekter, som kan være korrelert med de inkluderte forklaringsvariablene i studien. På lik linje med Castrén et al. (2008) og Simons og Rolwes (2009) tillater vi for heterogene effekter på sektorenivå i kapittel 7.3.

Strukturen i oppgaven er som følger: Kapittel 2 gir en teoretisk gjennomgang av metoden bak EDF, vår avhengige variabel i analysen, før vi i kapittel 3 foretar en gjennomgang av empirisk testing av EDF som mål på kredittrisiko. I kapittel 4 presenteres datamaterialet vårt, og i kapittel 5 introduserer vi modellspesifikasjoner og økonometrisk metode. Analysene gjennomføres med henholdsvis tidsserieanalyse i kapittel 6 og paneldataanalyse i kapittel 7, før resultat drøftes i kapittel 8 og konkluderes i kapittel 9.

## 2 Forventet misligholdssannsynlighet (EDF)

Misligholdssannsynlighet er ikke en størrelse som er direkte observerbar. Denne studien baserer seg derfor på et estimat for denne sannsynligheten. Det er viktig å få frem hvordan denne sentrale variabelen er beregnet, før vi benytter variabelen i analyser. I dette kapitlet går vi gjennom hvordan dette estimatet er konstruert. Det vil først presenteres kort om strukturelle modeller og videre vil vi gå gjennom viktige momenter i den strukturelle modellen EDF bygger på, Vasieck-Kealhofer-modellen. I kapittel 3 vil se på hvordan målet hevder seg i praksis.

### 2.1 Introduksjon til forventet misligholdssannsynlighet

Mislighold kan kort defineres som at et selskap ikke lenger klarer å imøtekomme sine forpliktelser i form av å betjene selskapets gjeld. Det er i forkant av mislighold ofte vanskelig å skille selskaper som faktisk misligholder fra de som ikke gjør det. På grunn av dette er det hensiktsmessig å utarbeide sannsynligheter for at slike hendelser finner sted. Kredittrisikoen, og dermed sannsynligheten for mislighold, er avgjørende når det kommer til prising av gjeldsprodukter og derivater avledet av disse. Her vil man, avhengig av kredittrisikoen, sette en kredittpremie/risikopremie på produktet, en rente på produktet som er høyere enn risikofri rente. Oppsummert består kredittrisiko av tre elementer (ser her kun på stand-alone risk, ikke porteføljerisiko). Sannsynlighet for mislighold, som introdusert over. *Tap gitt mislighold* (loss given default). Dette er avhengig av inngåtte avtaler om kontraktens natur, som senioritet og sikkerhet. *Migrasjonsrisiko*, endringer i et selskaps verdier gitt at sannsynligheten for mislighold er endret. For eksempel vil et selskap som får en bedre rating fra et ratingbyrå, grunnet redusert misligholdsrisiko, ofte oppleve økt verdi på selskapets gjeldspapirer og redusert yield (Wilmott, 2006, s. 663). Som eier av disse papirene vil man, gitt forbedret «rating», oppleve en verdiøkning.

Av de overnevnte komponentene i kredittrisiko er det utvilsomt risikoen for mislighold som er av størst betydning og den ligger til grunn for de andre delelementene (Glantz, 2003, s. 500). Det er denne risikoen vi ønsker å se nærmere på i denne oppgaven.



Moody's Analytics<sup>2</sup> leverer et produkt kalt EDF («Expected Default Frequency»), som er et mål på misligholdssannsynlighet basert på en strukturell modell som inkorporerer selskapsspesifikke faktorer. Kort sagt beregnes EDF ut i fra et volatilitetsjustert mål på et selskaps belåningsgrad, som gir sannsynligheten for mislighold ved å gå veien via en database (Dwyer & Qu, 2007, s. 5).

Databasen inkluderer et stort antall selskap over tid, både de som misligholder og de som ikke gjør det.

Før vi går videre er det viktig å definere hva vi mener med mislighold. Her følger vi definisjonen fra Moody's. Mislighold er definert som: Uteblitt betaling, konkurs eller «Distressed Exchange»<sup>3</sup>.

For en detaljert gjennomgang se appendiks A.1.1.

## 2.2 Strukturelle modeller

En strukturell modell for misligholdssannsynlighet er bygd opp fra økonomisk resonnering og teori. De er derfor ofte kjent som «cause-and-effect» modeller. Misligholdssannsynligheten i en slik modell er derfor basert på en rekke antakelser om når man i henhold til teori forventer at en aktør misligholder. Ved bruk av disse antakelsene finner man den tilhørende sannsynligheten for at mislighold faktisk inntreffer. Et eksempel er at en definerer mislighold for et firma når selskapets aktiva blir mindre enn selskapets forpliktelser. Regnskapsidentiteten dette bygger på er vist under (Löffler & Posch, 2007, s. 27).

$$(1) \quad \textit{Aktiva} = \textit{Egenkapital} + \textit{Gjeld}$$

Aksjonærene mottar residualverdien av selskapet. Dette betyr at egenkapitalen er negativ dersom aktiva blir mindre enn gjelden. Videre vil aksjonærene benytte seg av «walk away» muligheten, og dermed kostnadsfritt overlate selskapet til kreditorene. Kreditorene vil i dette scenarioet motta en sum som er mindre enn verdien på gjelden og selskapet vil derfor misligholde på betalingsforpliktelsene sin. En av de mest kjente strukturelle modeller som tar

---

<sup>2</sup> I resten av oppgaven vil vi referere til Moody's Analytics som Moody's.

<sup>3</sup> Et praktisk eksempel er utvidelse av løpetid på greske statsobligasjoner.

for seg misligholdsrisiko er Merton-modellen, etter Robert C. Merton (Löffler & Posch, 2007, s. 27).

Et alternativ til strukturelle modeller er redusert-form modeller. Denne metoden for å finne misligholdssannsynligheter har blitt populær på grunn av at den ofte er enklere å modellere matematisk enn strukturelle modeller. Hovedforskjellen mellom en strukturell modell og en redusert-form modell, er i all hovedsak at redusert form modellen ser på mislighold som en eksogent drevet prosess. I motsetning finner strukturelle modeller forventet mislighold gjennom utviklingen i et selskaps strukturelle variabler (f. eks: egenkapital). Slik vil man i en redusert-form-modell si at misligholdstidspunktet er uforutsigbart/uobserverbart og er en funksjon av ulike tilstandsvariabler. En kan se på dette som at redusert-form-modeller ikke antar full informasjon, noe som ofte er tilfellet for strukturelle modeller (Jarrow & Protter, 2004). Arora, Bohn, og Zhu (2005) argumenterer likevel for at redusert-form-modeller, til tross for sin fleksibilitet og i fravær av antakelsen om full informasjon, innehar mangler når det kommer til å klart definere misligholdsprosessen (Arora et al., 2005, s. 3).

Den største fordel med strukturelle modeller over redusert form-modeller, er derfor at den tilrettelegger for en intuitiv økonomisk tolkning av modellen.

### **2.3 Vasieck-Kealhofer modellen**

#### **2.3.1 Introduksjon**

VK-modellen er utarbeidet av O. Vasicek og S. Kealhofer, og er en utvidelse av Mertons arbeid nevnt i forrige delkapittel (Glantz, 2003, s. 505). KMV Corporation implementerte VK-modellen til å beregne forventet misligholdssannsynligheter (EDF), og de ble i 2002 kjøpt opp av ratingbyrået Moody's. For å beregne misligholdssannsynligheten i denne modellen er det i all hovedsak tre komponenter man må vite noe om. Disse er finansregnskapet, markedsprisene på selskapets egenkapital og gjeld, og til slutt markedets forventninger til selskapets utvikling (Glantz, 2003, s. 504). Finansregnskapet er bakoverskuende og tar dermed historien med i bildet. De to siste punktene er i grunn to sider av samme sak, da de samlede forventningene inngår i markedsprisen. Modellen antar ikke markedseffisiens<sup>4</sup>, men vektlegger likevel at

---

<sup>4</sup> Med markedseffisiens menes det at priser reflekterer all tilgjengelig informasjon

markedsprisene reflekterer markedsaktørens aggregerte forventninger. Implikasjonen av dette er at det er usannsynlig at én aktørs forventninger er bedre enn markedets samlede forventninger<sup>5</sup>. Dermed er markedsprisene det beste målet vi har på framtidsutsiktene til selskapet (Glantz, 2003, s. 521). Finansregnskapet og markedsprisene er på grunn av dette avgjørende for å utlede sannsynligheten for at et selskap misligholder (Glantz, 2003, s. 505). Ideen bak dette er at man bruker informasjon fra et veldig likvid marked, nemlig aksjemarkedet, til å si noe om kredittrisikoen i obligasjonsmarkedet som er et mindre likvid marked (Dwyer & Qu, 2007, s. 28).

VK-modellen baserer seg på opsjonsteori for å finne verdien på et selskaps aktiva og aktivas volatilitet, dette brukes videre i et volatilitetsjustert mål på belåningsgrad (Dwyer & Qu, 2007, s. 5). Dette målet blir i litteraturen kalt «*Distance-to-Default*», og vi skal videre i oppgaven referere til dette målet som DD. Ved bruk av DD kan vi finne misligholdssannsynlighetene fra en database med en metodikk kalt «mapping». Slik slipper man å anta en teoretisk sannsynlighetsfordeling for mislighold.

Det er tre faktorer som må være kjent for å utlede misligholdssannsynligheter i denne modellen. *Aktivaverdi* er et mål som representerer neddiskonterte fremtidige kontantstrømmer generert av selskapets aktiva. Med andre ord markedsverdien på selskapets aktiva. Dette er et mål på selskapets utsikter, og inneholder informasjon om den tilhørende sektoren og økonomien i sin helhet. *Aktiva Risiko* er usikkerheten (volatiliteten) knyttet til markedsverdien på selskapets aktiva. Denne inkorporerer både selskaps- og sektorspesifikk risiko. *Belåningsgraden* representerer hvor mye gjeld et selskap har i forhold til egenkapitalen. Og kan defineres slik:

$$\text{Belåningsgrad} = \frac{\text{total gjeld}}{\text{total egenkapital}}$$

Videre i dette kapittelet skal vi se nærmere på de tre stegene som kreves for å finne misligholdssannsynligheten i denne modellen. Estimering av aktivaverdi og tilhørende volatilitet til selskapet i kapittel 2.3.2, finne misligholdspunktet og kalkulere DD i kapittel 2.3.3 og finne misligholdssannsynlighet avledet fra DD og en database i kapittel 2.3.4.

---

<sup>5</sup> I praksis betyr dette at det er vanskelig for en aktør å konsekvent slå markedet

### 2.3.2 Estimering av aktivaverdi og volatilitet

Et selskaps aktivaverdi er ikke direkte observerbar. Derfor baserer VK-modellen seg på opsjonsteori til å finne aktivaverdien til et selskap. Dette kan enkelt la seg gjennomføre om selskapet er notert og aksjeprisen er kjent (Glantz, 2003, s. 506). Aksjonærenes verdier kan representeres ved en kjøpsopsjon som bygger på underliggende aktiva og med en innløsningskurs lik et definert misligholdspunkt, for enkelhets skyld kan man her forestille seg at misligholdspunktet er den totale gjelden innenfor en gitt periode.

Intuisjonen er at aksjonærene har en «walk away-mulighet» hvor de kostnadsfritt (sett bort i fra opsjonspremien som her er lik initial kjøpsverdi av aksjen(e)) kan overdra selskapet til kreditorene når aksjeverdien er mindre enn misligholdspunktet. Om aksjeverdien er større enn misligholdspunktet har aksjonærene retten til, men ikke plikten til, å betale kreditorene og overta selskapet.

Ut fra dette rammeverket kan man anvende Black & Scholes' modell<sup>6</sup> for opsjonsprising til å finne underliggende aktivaverdi, om man kjenner til markedsverdien på aksjekapitalen. Sammenliknet med Black-Scholes-Merton fraviker VK-modellen ved at den tillater mer enn én type gjeld og aksjer. De fem ulike typene inkludert i VK-modellen er kortsiktig gjeld, langsiktig gjeld, konvertible verdipapirer, ordinære aksjer og preferanseaksjer (Nazeran & Dwyer, 2015, s. 7). VK-modellen tar i tillegg hensyn til «lekkasjer» som dividende på aksjer, kupong på obligasjoner (sertifikater) og renteutgifter på lån. Slik vil et selskap isolert sett oppleve økt misligholdssannsynlighet om de har relativt store lekkasjer, ettersom dette isolert etterlater færre midler til å betjene den totale gjelden. (Nazeran & Dwyer, 2015, s. 8).

Volatiliteten må estimeres på lik linje med aktivaverdien. Dette gjøres ved hjelp av den observerbare aksjekursen. Man bruker ikke volatiliteten på selskapets aksjer, da dette målet er mer volatilt enn volatiliteten til aktiva. Dette skyldes at kontantstrømmen aksjonærene mottar er mer usikker, ettersom aksjeselskapet skal betjene gjeldshaverne før de imøtekommer aksjonærenes krav om dividende.

Moody's tar hensyn til to ulike mål på volatilitet. Det første målet omtales som empirisk volatilitet. Dette målet er knyttet opp mot selskapets egen historikk og kalkuleres ved en iterativ

---

<sup>6</sup> Se Bodie, Kane, og Marcus (2014, s. 737-759) og Hull (2012, s. 299-331)

prosess. Det andre målet er modellert volatilitet og denne er beregnet volatilitet for liknende selskaper. Sistnevnte inkorporerer selskapsstørrelse, geografisk plassering og markedstilørighet. Disse to målene vektet sammen, blant annet på bakgrunn av hvor lang individuell historikk selskapet har, til et mål på selskapets volatilitet. Målet justeres også til å være framoverskuende (Nazeran & Dwyer, 2015, s. 10-13).

### 2.3.3 Misligholdspunktet og kalkulering av Distance-to-Default (DD)

For å finne DD er vi avhengige av å kjenne seks variabler, og i figur 1 er disse illustrert.

1. Nåværende aktivaverdi
2. Distribusjonen/fordelingen til aktivaverdi på tidspunkt H
3. Volatiliteten til aktivaverdien på tidspunkt H
4. Misligholdspunktet
5. Forventet vekst i aktiva fra startpunkt til tidspunkt H
6. Lengden på tidsperioden H

I VK-modellen definerer man at et selskap har misligholdt dersom markedsverdien av aktiva er mindre enn et definert misligholdspunkt. Med andre ord om differansen (nettoverdien) under blir negativ.

$$(2) \quad \text{Markedsverdien på aktiva} - \text{Misligholdspunktet} < 0$$

Legg merke til at et selskap er definert som ikke kapabel til å betjene gjeldsforpliktelsene sine når markedsverdien av aktiva er mindre enn et definert misligholdspunkt, og ikke bokført gjeld. Grunnen til at VK-modellen har definert dette er at studier av mislighold viser at bedrifter normalt sett ikke misligholder når markedsverdien av aktiva er mindre enn bokført gjeld. Dette kommer av at gjelden består av både kortsiktige og langsiktige lån, og at det er den langsiktige gjelden som gir dette «pusterommet». I VK-modellen antas derfor et misligholdspunkt som ligger en plass mellom den kortsiktige og totale gjelden (Glantz, 2003, s. 501). Misligholdspunktet som blir brukt er definert som vist i (3) (Crouhy, Galai, & Mark, 2000, s. 89). Kortsiktig gjeld er gjeld som forfaller i innværende periode  $H^7$ . Langsiktig gjeld er all gjeld med lengre løpetid enn kortsiktig gjeld.

---

<sup>7</sup>  $H=12$  måneder

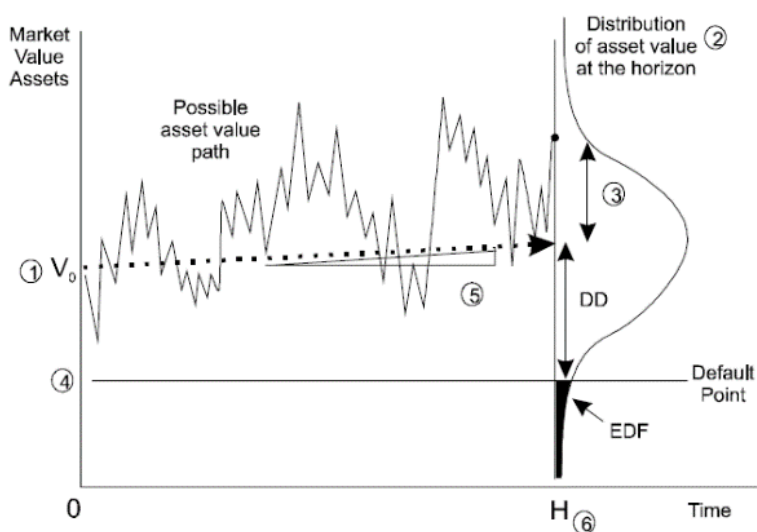
$$(3) \quad \text{Misligholdspunkt} = \text{Kortsiktig Gjeld} + \frac{1}{2} \text{Langsiktig Gjeld}$$

De tre hovedelementene nevnt i introduksjonen (aktivaverdien, aktiva-risikoen og belåningsgrad) kombineres sammen til et indekstert mål på misligholdssannsynlighet, som vi har omtalt som DD. Økt DD betyr at et selskap befinner seg lengre unna mislighold, målt med standardavvik for aktivaverdien. Det betyr at et selskap med DD lik tre, er tre standardavvik unna misligholdspunktet.

DD er definert under. Formelen er konstruert som nettoverdien av selskapet relativt til et standardavviks bevegelse i aktivaverdien.

$$(4) \quad DD = \frac{\text{Markedsverdien av aktiva} - \text{Misligholdspunktet}}{\text{Standardavviket til markedsverdien av aktiva}}$$

DD har en intuitiv økonomisk tolkning. Om markedsverdien av aktiva øker, noe som betyr at selskapets inntjeningsutsikter er bedret, vil DD øke. Om misligholdspunktet øker, noe som betyr at gjelden har økt, vil dette isolert sett redusere DD. Om volatiliteten øker grunnet mer usikkerhet om fremtiden til selskapet, vil DD reduseres.



Figur 1: Her er de seks variablene nevnt i teksten nummerert i figuren. Bohn, Crosbie 2003.

Vi ser av figur 1 at DD angir avstanden mellom forventet aktivaverdi i periode H og misligholdspunktet. Om fordelingen på dette tidspunktet var kjent, kunne man enkelt kalkulert misligholdssannsynligheten som det skraverte området under fordelingen i figur 1. Dette er problematisk for det første på grunn av at DD-fordelingen er vanskelig å konstruere og at antakelsen om normalfordeling (eller log-normalfordeling) er dårlig til å forklare sammenhengen mellom DD og EDF i den virkelige verden (Glantz, 2003, s. 510).

### 2.3.4 Kalkulering av misligholdssannsynlighet

Ettersom antagelsen om normalfordelt<sup>8</sup> DD ofte ikke holder i praksis, er det brukt alternative måter å finne EDF på. Den måten Moody's løser problemet knyttet til antagelsen om en gitt sannsynlighetsfordeling, er å benytte en stor database over reelle hendelser i bedrifter. Dette betyr at man empirisk finner misligholdssannsynligheten, uten å måtte anta noen fordeling. I praksis gjennomføres dette ved at man kalkulerer DD, for så å samle alle selskaper med samme DD i en gruppe. Deretter finner man misligholdsraten blant selskapene med samme DD. Det er denne raten som er sannsynligheten for at selskap med tilhørende DD misligholder i løpet av den definerte perioden<sup>9,10</sup>.

### 2.3.5 Oppsummering

Vi har nå sett nærmere på stegene som kreves for å komme til modellens estimat av misligholdssannsynlighet (EDF). Prosessen er gjengitt i korte trekk under og i figur 2.

1. Estimering av verdien på aktiva og tilhørende volatilitet: Her ble aktivaverdien og tilhørende volatilitet estimert fra markedsverdien og volatiliteten på aksjekapitalen og gjelden.
2. Kalkulering av DD: Her brukes estimatene fra første steg sammen med gjelden til å konstruere DD. DD er enkelt definert som hvor mange standardavviks bevegelse i aktivaverdi et selskap er unna mislighold.
3. Kalkulering av misligholdssannsynlighet: Denne er avledet fra DD. Her samles alle selskaper med lik DD og misligholdssannsynligheten finnes ved å se på hvor mange innad i denne gruppen som hadde misligholdt gjeld relativt til det totale antallet selskaper i samme gruppe.

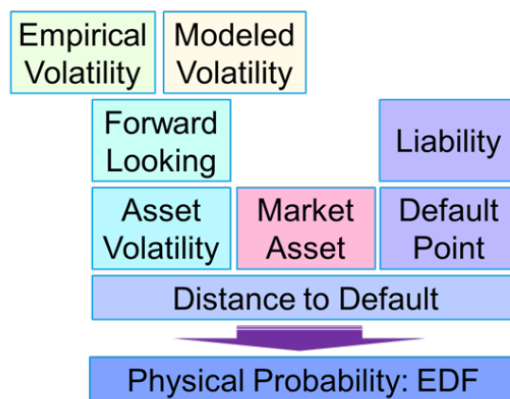
---

<sup>8</sup>Hvis DD og EDF hadde en Gaussisk sammenheng ville et selskap med DD større enn 4, misligholde gjeld i 6 av 100 000 tilfeller. Dette impliserer at halvparten av alle selskapene er tilnærmet risikofrie, noe som databasen viser at de ikke er (Dwyer & Qu, 2007, s. 32). Slik kan man tenke seg at graden av kurtose er større i virkeligheten enn det en Gaussisk fordeling tilsier.

<sup>9</sup> I vårt tilfelle er denne perioden 12 måneder frem i tid.

<sup>10</sup> Eksempel: Vi finner 1000 selskaper med  $DD = x$ . Av disse ser vi fra databasen at ett (selskap) misligholdte. Slik er misligholdssannsynligheten for selskapene med  $DD = x$  gitt ved:

$$EDF_{DD=x} = \frac{\text{antall konkurs}_{DD=x}}{\text{totalt antall selskaper}_{DD=x}} = \frac{1}{1000} = 0,001, \text{ med andre ord 10 basispoeng forventet misligholdssannsynlighet.}$$



Figur 2: Grafisk fremstilling av prosessen forklart i dette kapitlet. Kilde: *Credit Risk Modeling of Public Firms: EDF9, 2015*

For en mer teknisk gjennomgang av Merton/VK-modellen, se appendiks A.2.1.





## 3 Styrker ved EDF

### 3.1 Introduksjon

EDF er på lik linje med Altman Z-score og Agency Rating et mål på misligholdsrisiko.<sup>11</sup> I dette kapitlet vil vi trekke frem styrker ved EDF som mål på sannsynlighet for mislighold. Det vil videre sammenlignes med mye brukte alternative mål på kredittrisiko. Et godt mål på risiko for mislighold bør inneha følgende egenskaper: Evnen til å skille mellom selskap som misligholder gjeld og selskap som ikke misligholder gjeld, *ex ante*.<sup>12</sup> For det andre bør nivået på sannsynlighet for mislighold være nær observerte misligholdsrater i ettertid. For det tredje bør selskaper som misligholder gjeld ha dårligere rangering<sup>13</sup> enn gjennomsnittet i god tid før gjeld misligholdes, ettersom vi har med framoverskuende mål å gjøre.

### 3.2 Diskriminering mellom gode og dårlige selskap

Et kriterium for et godt mål på risiko for mislighold er at modellen evner å skille, *ex ante*, mellom selskap som misligholder gjeld og de som ikke gjør det. Modellen burde ikke tillate at et selskap som misligholder gjeld kommer med i et utvalg av selskap med god kredittkvalitet (Type 1 feil). Tilsvarende burde den heller ikke ekskludere selskap med god kredittkvalitet i et forsøk på å ekskludere selskap som potensielt misligholder gjeld (Type 2 feil) (Bohn, Arora, & Korablev, 2005, s. 5).

En metode for å måle ulike kredittmodellens evne til å diskriminere mellom mislighold og ikke mislighold *ex ante*, er «Cumulative Accuracy Profile» (CAP), som gir oss det kvantitative målet «Accuracy Ratio» (AR). Målet AR sammenligner vår modell (EDF) opp mot en perfekt modell, etter at begge er evaluert mot en tilfeldig modell.<sup>14</sup> AR er forholdstallet til arealet mellom CAP til modellen vi ønsker å validere og en tilfeldig modell, og arealet mellom CAP til en perfekt modell og CAP til en tilfeldig modell (Engelmann, Hayden, & Tasche, 2003, s. 4). I (5) er  $a_P$  modellen vi validerer sin evne til å diskriminere evaluert mot tilfeldig modell og  $a_R$  er en perfekt

---

<sup>11</sup> Se for eksempel: Korablev og Dwyer (2007, s. 6-8)

<sup>12</sup> Før mislighold inntreffer

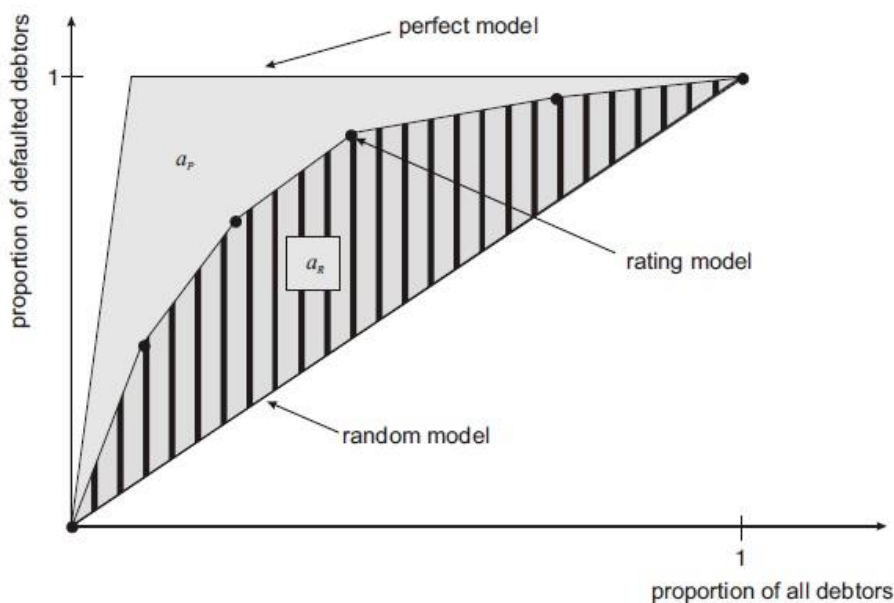
<sup>13</sup> Dårligere rangering er analogt med høyere EDF

<sup>14</sup> En perfekt modell forutser alle mislighold. En tilfeldig modell gir alle selskap en tilfeldig rangering, uavhengig av faktisk risiko for mislighold.

modellens evne til å diskriminere evaluert mot en tilfeldig modell.  $AR$  er forholdstallet mellom  $a_P$  og  $a_R$ . Dette er vist grafisk i figur 3.

$$(5) \quad AR = \frac{a_P}{a_R}$$

Målet rangerer firmaer fra dårligst til best kvalitet på kreditt, og i en god modell vil denne rangeringen være sterkt korrelert med påfølgende mislighold. En modell med perfekt evne til å diskriminere vil gi samtlige selskap som misligholder gjeld dårligere score enn samtlige som ikke misligholder gjeld.<sup>15</sup> Dette er urealistisk å oppnå i praksis, men en god modell vil i stor grad gi lavest score til de med størst sannsynlighet for å misligholde gjeld.



Figur 3: En modells evne til å diskriminere sett opp mot en perfekt modell. Kilde: AR, *Measuring the Discriminative Power*, Bundesbank.

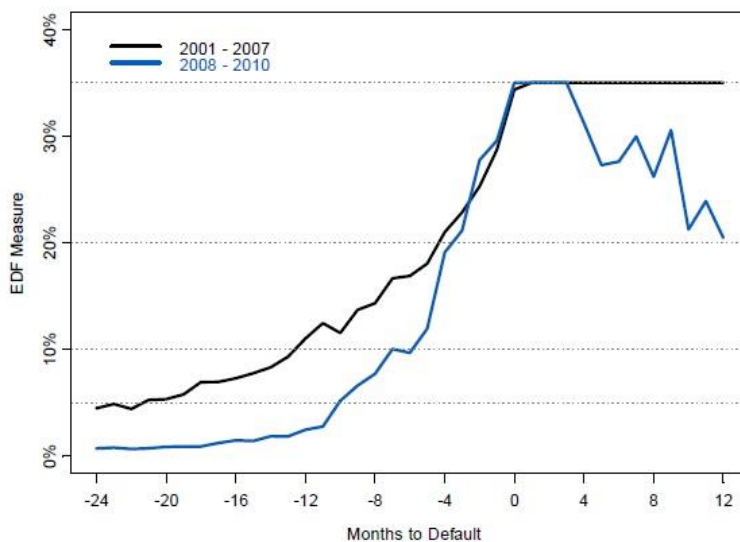
For å teste modellens evne til å diskriminere bruker Crossen og Zhang (2011) data fra 2001-2007 og 2008-2010 for europeisk privat sektor, med observasjoner fra de fleste europeiske land, deriblant Norge. Selskap med omsetning mindre enn 100 millioner USD ekskluderes fra utvalget for å unngå «hidden defaults». Med «hidden defaults» menes det gjeld som misligholdes i mindre selskap uten at det blir nevnt i stor grad ettersom det er lite oppmerksomhet rundt det, og forringe resultatene ved å øke sannsynlighet for målefeil. For hele

<sup>15</sup> Dersom fem prosent av alle selskap misligholder gjeld i et utvalg, så vil disse selskapene også være de selskapene som ekskluderes fra utvalget om man ekskluderer de fem prosentene med dårligst score.

perioden har EDF en AR på 0,788 til sammenligning med Altman Z-score som har en AR på 0,629. EDF oppnår betydelig høyere AR i begge delperioder. Videre har EDF gjennomgående høyere AR enn Z-score i alle enkeltårene (Crossen & Zhang, 2011, s. 8). EDF evner i stor grad å skille mellom selskap med høy kredittrisiko og selskaper med lav kredittrisiko.

### 3.3 Framoverskuende egenskaper

For at et mål på misligholdssannsynlighet skal være nyttig for å vurdere kredittrisiko, er det viktig at målet reflekterer forverret kredittkvalitet i tiden før mislighold. Crossen og Zhang (2011, s. 9), viser at median EDF for selskap som misligholder gjeld ligger gjennomgående høyere enn medianen for det samlede utvalget av selskaper.



Figur 4: Utvikling i median EDF for selskaper som har mislighold opp til misligholdstidspunktet. Kilde: Validating the Public EDF model, Crossen og Zhang

Crossen og Zhang (2011) viser hvordan EDF til selskap som misligholder gjeld begynner å øke om lag 30 måneder før mislighold inntreffer, som illustrert i figur 4. Median EDF for konkursrammede firmaer begynner å stige drastisk 12 måneder før konkurs, noe som tyder på at EDF er godt egnet som tidlig varsel for økt konkurssannsynlighet de kommende 12 månedene (Crossen & Zhang, 2011, s. 9). Tilsvarende finner Korablev og Dwyer (2007, s. 36) liknende resultat med data for Europa fra 1996-2006, som delvis overlapper med tidsperioden studert av Crossen og Zhang (2011). EDF begynner å øke allerede 24 måneder før mislighold, og har en kraftig økning 12 måneder før.

Agency Rating er gjennomgående tregere til å reagere på endringer i kredittkvalitet enn EDF-nivåene. Dette skyldes til dels at EDF er et mer kontinuerlig mål enn rating, og vi observerer derfor en jevnere økning. EDF øker om lag 11 måneder før det alternative målet (Korablev & Dwyer, 2007, s. 36). Dette tilsier at EDF egner seg bedre som et «early warning signal» enn Agency Rating, som er mye brukt for å vurdere kredittkvalitet.

### 3.4 Nivå-validering

I nivå-valideringen i Crossen og Zhang (2011, s. 10-11) ekskluderes observasjoner fra selskap som omsetter for mindre enn 300 millioner dollar. I nivå-valideringen er det viktig å unngå «hidden defaults» ettersom det dreier seg om absolutte nivåer på misligholdsraten. Derfor brukes det her en høyere terskel enn i «power-valideringen».<sup>16</sup> Uobservert mislighold kan forekomme dersom et lite selskap, med lite mediadekning for eksempel, reforhandler gjeld og dette går upåaktet hen for offentligheten (Bohn et al., 2005, s. 13). Resultatet er at realiserte misligholdsrater fremstår som lavere enn de faktisk er, noe som impliserer at EDF fremstår som for høy relativt til faktiske rater.

I perioden 2001-2010 var EDF nivåene noe høye sammenlignet med påfølgende realiserte misligholdsrater i Europa, med unntak av året 2002 (Crossen & Zhang, 2011, s. 11). Det er mulig at dette skyldes «hidden defaults», som vil føre til at observerte misligholdsrater fremstår som lavere enn de faktisk er. Grunnen til dette kan være «hidden defaults», men det er vanskelig å konkludere at dette er årsaken. For perioden 1996-2006 observerer vi at realisert misligholdsrate følger median EDF svært tett, med unntak av året 2003 hvor median EDF er veldig konservativ (for høy) (Korablev & Dwyer, 2007, s. 39). Realiserte misligholdsrater ligger vel innenfor prediksjonsintervallet til median EDF. En hypotese om at median EDF er lik realisert misligholdsrate kan ikke forkastes ved konvensjonelle signifikansnivåer for samtlige år. Til tross for at median EDF for privat sektor i Europa fremstår som noe konservativ i forhold til realiserte misligholdsrater følger median EDF faktiske nivåer tett og har ikke større variabilitet enn det som kan forventes.

---

<sup>16</sup> Med «Power»-validering menes modellens evne til å diskriminere mellom «gode» og «dårlige» selskap, som diskutert i kapittel 3.2.

### 3.5 Oppsummering

EDF presterer gjennomgående bedre enn alternative mål på misligholdssannsynlighet, målt med AR. Resultatene er konsekvente, i den forstand at resultatet holder uavhengig av hvilken tidsperiode man bruker data fra. At EDF lykkes med å fange opp forverring i selskapers kredittsituasjon i god tid, samt at det greier å skille mellom mislighold og ikke-mislighold ex ante, understøtter styrkene ved EDF. Empiri viser at dette holder også for amerikanske og asiatiske firmaer, noe som gir kredibilitet til EDF som verktøy. Europa består av regioner som har vesentlig forskjellig gjeldsstruktur og konkursmekanismer innad, men til tross for dette gjør modellen det godt på tvers av regionene. Dette ville ikke vært tilfellet dersom modellen ikke fanger opp noe universelt.

Det faktum at EDF treffer godt både på nivåer, diskriminering og som «early warning signal» på tvers av regioner og underutvalg underbygger at metoden har et universelt konsept, som kan brukes for selskap i de fleste regioner (Korablev & Dwyer, 2007, s. 51). Ettersom det er få norske selskap i utvalgene brukt for å validere EDF er dette en viktig egenskap, med tanke på at vår oppgave dreier seg om utelukkende norske selskap. Hoveddriveren til EDF er aktivaverdi og volatilitet, og dersom kapitalmarkedene reflekterer verdi og volatiliteten presist, så vil dette gjøre EDF til et kraftig verktøy uavhengig av regionale institusjonelle forhold (Korablev & Dwyer, 2007, s. 34).

I flere av overnevnte valideringstester er mindre selskaper ekskludert.<sup>17</sup> Dette impliserer ikke at EDF er dårligere for mindre selskap. Til tross for at mange norske børsnoterte selskap er mindre enn cut-off som er brukt i valideringen, er det ingenting ved studiene nevnt her som tilsier at EDF er mindre presist for små selskap. Mindre selskap blir kun ekskludert for å sitte igjen med et utvalg som er mindre preget av målefeil, som kan føre til at man observerer en kunstig lav misligholdsrate.<sup>18</sup>

---

<sup>17</sup> Selskap med omsetning mindre enn 300 millioner USD er ekskludert i nivå-valideringen. I «power»-valideringen i kapittel 3.2 er det brukt en cut-off på 100 millioner USD.

<sup>18</sup> Et eksempel er at EDF vil bevege seg oppover over tid for et selskap som nærmer seg mislighold, men ettersom selskapet er «lite» fanges ikke faktisk mislighold opp i databasen, grunnet lite oppmerksomhet rundt dette. Når man da skal sammenlikne med EDF mot faktiske mislighold, vil derfor slike selskaper by på problemer for valideringen.



## 4 Datamateriale og tidsserieegenskaper

I dette kapitlet går vi igjennom datamaterialet som ligger til grunn for den empiriske analysen. Her vil vi gå nærmere inn på hvilke variabler som er inkludert i studien, hvorfor disse er inkludert, hvor variablene er hentet fra og hvordan datamaterialet er behandlet.

### 4.1 EDF

EDF-dataen som er hentet ned er niende generasjon EDF kalt *EDF9*, og er lastet ned fra *Moodys' Analytics Credit Edge*-portalen vi har fått tilgang til gjennom Sparebank 1 Markets.

EDF-variabelen er 12-måneders EDF på selskapsnivå. Tidsformatet er månedsdata i tidsrommet januar 2004 til februar 2018. Data er sortert etter sektorkodene GICS (Global Industry Classification Standard) som brukes av Oslo Børs til å kategorisere selskapene på Oslo Børs og Oslo Axess. GICS-koder for selskaper som ikke eksisterer i dag, men har vært notert i løpet av perioden, har vi fått tilsendt av Oslo Børs.<sup>19</sup>

Datasettet inneholder selskaper med opptil 170 observasjoner i tidsdimensjonen, og enkelte selskaper med så få observasjoner som et par måneder.<sup>20</sup> Dette kommer av at enkelte selskap kun har vært listet på Oslo Børs/Axess i en kortere tidsperiode.

Videre har vi aggregert EDF til sektornivå, hvor vi som nevnt har basert oss på GICS-strukturen. Hvor finnøstede sektorkoder som er benyttet er bestemt av hvor mange selskaper vi har hatt i de overordnede sektorene. I store sektorer som energi- og industrisektoren har vi delt inn i flere undersektorer. Mindre sektorer som eiendom og telekommunikasjon er det ikke funnet hensiktsmessig å dele inn i undersektorer.

---

<sup>19</sup> Regneark med listendringer på Oslo Børs og Oslo Axess ligger ute på Oslo Børs sine hjemmesider, og det er her vi har gått gjennom og funnet alle selskaper strøket i perioden. Sammen med listen for noterte selskaper på Oslo Børs og Oslo Axess (oppdatert for januar 2018), kan vi si å ha funnet alle selskapene notert i perioden januar 2004 til februar 2018.

<sup>20</sup> Opp til 170 observasjoner = 14 år ganger 12 måneder, pluss to måneder for 2018. Om et selskap har 170 observasjoner i tidsdimensjonen har vi data for selskapet gjennom hele perioden vi studerer.



### 4.1.1 Ulik aggregeringsteknikk

Aggregeringen foretas ved at vi for hver tidsperiode har funnet medianobservasjonen, 10. persentil, 25. persentil, 75. persentil og 90. persentil. I de små sektorene har ikke alle persentilene vært mulig å konstruere grunnet for få observasjoner. Ettersom antall selskap i en sektor ikke er konstant over tid, vil det være tilfeller hvor vi har persentilene kun for deler av tidsperioden vi ser på. Resultatet av aggregeringen er at man går fra månedsdata for hvert enkelt selskap, til å ha en felles tidsserie for sektorens median på månedsbasis, samt persentiler der disse er mulige å regne ut.

Videre er aggregerte mål konvertert fra månedsfrekvens til kvartalsfrekvens. Dette er gjennomført for å matche EDF med makrodata med lavere frekvens. En grafisk fremstilling av måneds- og kvartalsdata viser at utviklingen i EDF for de ulike sektorene ikke blir fullstendig glattet, og vi konkluderer med at dette er en god løsning. Aggregert EDF, her median for hver sektor, har etter kvartalstransformeringen 57 observasjoner i tidsdimensjonen.<sup>21</sup> For de ulike persentilene er dette, som tidligere nevnt, avhengig av størrelsen på sektoren til enhver tid.

Med utgangspunkt i Nordal og Syed (2010), er det konstruert et gjeldsvektet mål på EDF som et alternativ til median. Vi har konstruert et aggregert mål i form av et vektet gjennomsnitt basert på selskapenes gjeld relativt til sektorens gjeldsnivå. For vektingen er det brukt et gjeldsmål levert av *Moody's Analytics Credit Edge*, kalt *Defaultpoint (EDF9)*. Dette målet er definert som 100% kortsiktig gjeld + 50% langsiktig gjeld, og er samme mål som brukes i kalkuleringen av DD nevnt i kapittel 2. Kortsiktig gjeld er all gjeld med forfall i inneværende periode (12 måneder), og langsiktig gjeld er gjeld med lengre løpetid enn kortsiktig gjeld. Det er to grunner til at dette målet er vurdert. Den første er at dette målet er lett tilgjengelig på daglig basis i Credit Edge. For det andre, ved å ta hensyn til gjelden i aggregeringen, vil de selskapene med størst gjeldseksposering relativt til andre i sektoren være de som har størst betydning i det aggregerte målet. Dette målet tillegger samtidig kortsiktig gjeld større vekt enn langsiktig gjeld. Dette kan være positivt da et selskap er mer eksponert for mislighold, etter vår oppfatning, dersom det har relativt mye kortsiktig gjeld. En slik struktur gir opphav til høyere risiko, på

---

<sup>21</sup> 14 år multiplisert med 4 kvartal, pluss 1 kvartal i 2018.

grunn av at eksogene sjokk på kort sikt kan gjøre refinansieringskostnaden eller opptak av nye lån dyrere. Vektingen er utført som definert ved:

$$(6) \quad EDF_{i,t} = \sum EDF_{j,t} * w_{j,t}$$

$$(7) \quad w_{j,t} = \frac{D_{j,t}}{\sum D_{j,t}}$$

Hvor  $j$  er selskap,  $i$  er sektor,  $t$  er tid,  $D$  er Misligholdspunkt (gjeld) og  $w$  er vekt.

*Defaultpoint (EDF9)* er lastet ned som daglige data og konvertert videre til måned for at frekvensen skal samsvare med EDF på selskapsnivå. Videre er metodikken over anvendt, hvor man finner selskapets gjeld relativt til sektorens totale gjeldsnivå og multipliserer med selskapets tilhørende EDF, alle i inneværende måned. Til slutt summerer man over alle selskapene, og finner det gjeldsvektede målet.

Ved bruk av metoden over får vi et vektet gjennomsnitt for hver måned i tidsperioden januar 2004 til februar 2018. Denne tidsserien består av 170 observasjoner i tidsdimensjonen. Etter kvartalsjusteringen står vi igjen med 57 observasjoner i tidsdimensjonen.

Sammenlikning av våre to sentralmål for EDF på sektornivå er viktig for å avgjøre hvilket vi bruker i den økonometriske analysen. Ved grafisk sammenlikning av medianverdien mot gjeldsvektet verdi, ser vi at disse ofte avviker markant.<sup>22</sup> Først kan dette tenkes å komme av at enkelte små sektorer drives av noen ekstremobservasjoner. Det er to drivere for gjeldsvektet EDF, vekten og EDF for hvert enkelt selskap. Med ekstremobservasjoner mener vi selskaper med høy EDF og samtidig høy gjeldsvekt som driver det aggregerte nivået på EDF, ofte opp til verdier rundt 75. persentil av EDF i sektoren. Det motsatte problemet oppstår når solide selskaper med lav EDF, men samtidig høy gjeldsvekt, driver aggregert EDF ned mot null slik at variasjonen i sektoren i stor grad forsvinner i våre data. Dette er *ikke* kun forbeholdt små sektorer (færre enn 10 selskaper totalt i løpet av perioden Q12004-Q12018), men er også observert i større sektorer. En utslagsgiver for dette resultatet i tilfellene hvor gjeldsvektet EDF blir mistenkelig høy, tror vi kommer av hvordan gjeldsmålet brukt i oppgaven er konstruert. Det vil være naturlig å tro at selskaper med en mer kortsiktig finansieringsstruktur (høy grad av kortsiktig gjeld), også har relativt høyere EDF enn selskaper som ikke har like stor grad av

---

<sup>22</sup> Se appendiks A.6.1 for grafisk fremstilling av median EDF og gjeldsvektet EDF for utvalgte sektorer.

kortsiktig finansering. Dette kan komme av økt refinansieringsrisiko. Det er mulig gjeldsvektingen hadde gitt et mer fornuftig resultat om gjeldsmålet per konstruksjon ikke vektla kortsiktig gjeld i like stor grad.

Vår største sektor består av 87 selskaper. Til sammenlikning er største sektor i Nordal og Syed (2010) bestående av 32 280 selskaper. Forskjellen i størrelse følger av at vi kun ser på børsnoterte selskap. Vi tror at denne forskjellen i størrelsesorden gjør at vårt datasett er mer sårbart for ekstreme observasjoner, slik at gjeldsvektingen gir et noe mindre troverdig bilde på aggregert EDF. Det er derfor naturlig å fortsette med ulike transformasjoner av median EDF som venstresidevariabel i denne studien. Median EDF er også brukt som aggregert mål på misligholdssannsynlighet i tidligere studier, se for eksempel Åsberg og Shahnazarian (2008) og Castrén et al. (2008).

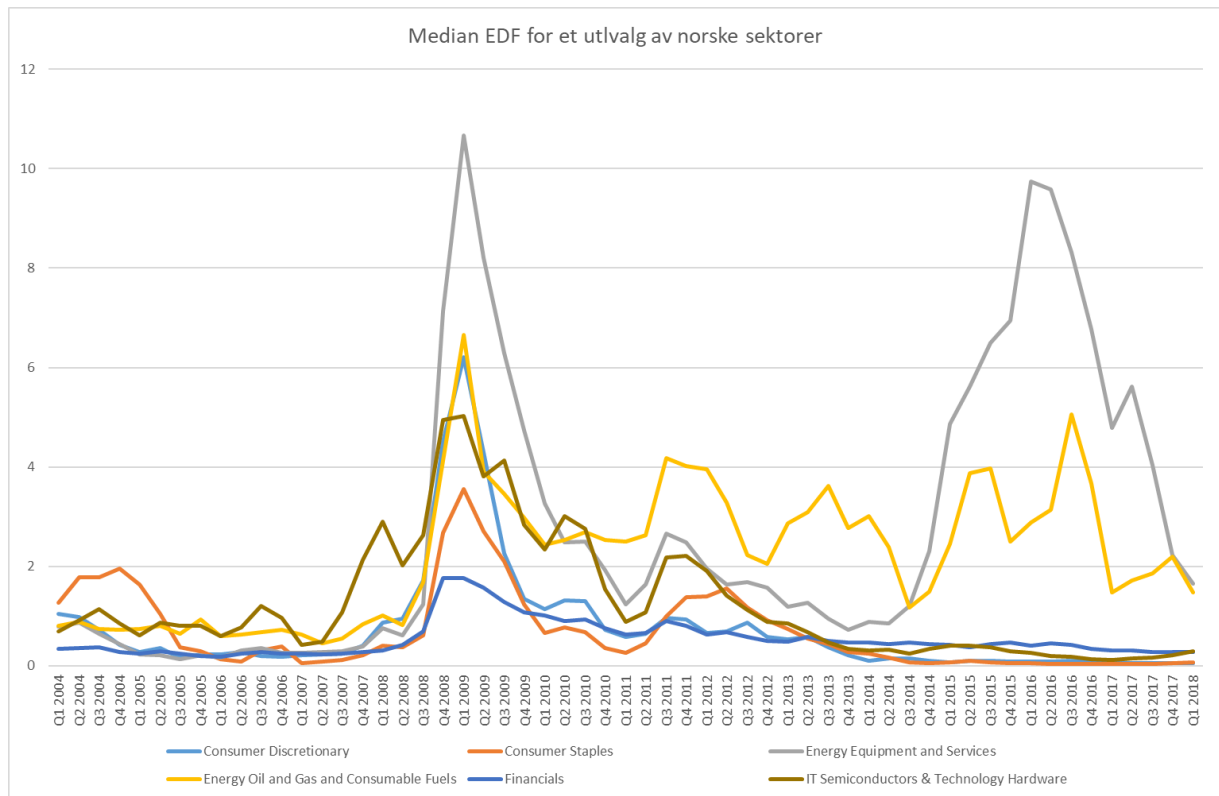
## 4.2 Sektorer

Vi har 15 sektorer i vårt datasett. Disse 15 sektorene er oppsummert i figur 5, med tilhørende forkortelser som brukt i analysen. Det er verdt å notere seg at om ikke annet er spesifisert vil det være snakk om median som aggregert mål på sektor EDF. Om vi ser på en av persentilene, vil persentil komme før forkortelsen. Eksempelvis vil median EDF for Consumer Discretionary være *cd*, og tiende persentil for samme sektor være *10cd*. For en nærmere beskrivelse av sektorene og de inkluderte selskapene, se appendiks A.4.1.

Sektor/industri	Forkortelse brukt i analyse*
Consumer Discretionary	cd
Consumer Staples	cs
Energy	
- <i>Equipment and Serviecs</i>	eqs
- <i>Oil and Gas and Consumable Fuels</i>	og
Financials	fin
Health Care	hc
Industry	
- <i>Capital Goods</i>	cap
- <i>Commercial and Professional Services</i>	cps
- <i>Transportation</i>	trp
IT	
- <i>Semiconductors and Technology Hardware</i>	it1
- <i>Software Services</i>	it2
Materials	mat
Real Estate	real
Telecom	tel
Utilities	ut

Figur 5: Sektorinndeling

EDF for de ulike sektorene utviser stor grad av samvariasjon<sup>23</sup>. Ved å aggregere selskapenes EDF opp til EDF på sektornivå, hevder vi å ha fjernet selskapsspesifikke faktorer. Dette antyder at det kan være felles faktorer som driver utviklingen i EDF på tvers av sektorer. Vi tror denne felles driveren er makroøkonomiske forhold.



Figur 6: Utviklingen i standardisert EDF for et utvalg sektorer

I figur 6 over ser vi hvordan EDF for et utvalg av sektorene varierer over tid. De utviser stor grad samvariasjon, men det ser ut til at de felles driverne påvirker de ulike sektorenes EDF av ulik størrelsesorden. Det er også tydelig at sektorspesifikke sjokk driver noe av utviklingen, dette er spesielt tydelig for de to energisektorene fra Q2 2014. Sistnevnte motiverer for å inkludere sektorspesifikke kontrollvariabler.

### 4.3 Makroøkonomiske variabler

Ved valg av makroøkonomiske variabler ser vi i stor grad på hva som har blitt brukt i liknende studier. Avveiningen ligger i om man ønsker en sparsommelig modell med få parametere som

<sup>23</sup> Se korrelasjonsmatrise for median EDF under deskriptiv statistikk i appendiks A.5.1.

er enkel å tolke, og hvor godt modellen forklarer variabelen av interesse, i vårt tilfelle EDF (Nordal & Syed, 2010, s. 23). Flere tidligere sentralbankstudier om modellering av kredittrisiko og makroøkonomiske variabler er presentert i Foglia (2009). I all hovedsak er det denne artikkelen som ligger til grunn for hvilke variabler som inkluderes. Foglia (2009) tilbyr i appendikset sitt en oversiktlig oppsummering av alle forklaringsvariablene brukt i de ulike sentralbankstudiene. De variablene vi har valgt som forklaringsvariabler på makrosiden er: Aksjeindeks, arbeidsledighetstall, bruttoprodukt, inflasjon, inntekt for husholdningene, K2, PMI, rente (nærmere beskrevet under), terminpremie og valutakursen. Forventede effekter på EDF diskutert for hver variabel baserer seg i stor grad på Nordal og Syed (2010) og Åsberg og Shahnazarian (2008), samt økonomisk intuisjon.

### Aksjeindeks

(OBX)

Aksjeindeksen brukt her er OBX (Oslo Børs Total Return Index), og ble lastet ned fra Macrobond. OBX inneholder de 25 mest omsatte aksjene på Oslo Børs det siste halvåret. Denne variabelen er inkludert for å fange opp investorenes syn på den økonomiske utviklingen, gjennom hvordan aksjeindeksen presterer.

Vi forventer at en økning i aksjeindeksen vil påvirke EDF negativt, da denne variabelen representerer framtidsutsiktene til investorsegmentet.

### Arbeidsledighet

(AKU)

Arbeidsledighetstallene er hentet fra SBB Statistikkbanken. Forskjellen mellom målene på ledighet er i all hovedsak at AKU er en spørreundersøkelse, til sammenlikning er tall fra NAV basert på faktisk registrert arbeidsledige i deres databaser. AKU er en rate, det vil si at vi ser på antall arbeidsledige over den totale arbeidsstyrken.

Vi valgte å bruke AKU-tallene fremfor tall fra NAV av ulike grunner. Enkelte fordeler, slik vi ser det, er at AKU fanger opp mennesker som i mindre grad er tilbøyelige til å registrere seg hos NAV. Kort oppsummert kan dette være nyutdannede eller innvandrere som ikke har tjent nok til å kvalifisere til dagpenger, det kan være høyt utdannede eller andre som tilhører grupperinger hvor det er tilknyttet stigma til å registrere seg hos NAV, studenter som søker sesongarbeid eller deltidsstillinger, folk som mottar sluttpakker og ikke har rett på dagpenger hos NAV (Andersen et al., 2017, s. 38-44). Vi tror likevel ikke at valget har stor betydning for videre analyser, da begge tall viser tilnærmet lik konjunkturutvikling (Andersen et al., 2017, s. 5).

Det er mulig å lage seg en hypotese om hvordan EDF er relatert til ledigheten. Tidligere empiri, som Okuns Lov, viser at økt ledighet kan relateres til lavere aktivitet i økonomien (Carlin & Soskice, 2006). I lys av dette kan man tro at EDF er positivt korrelert med ledigheten.

Intuisjonen bak dette er at når ledigheten øker vil man kunne få en reduksjon i konsumet, da flere vil stå uten annen inntekt enn statlige overføringer. Dette vil derfor slå ut i redusert etterspørsel etter varer og tjenester, men i ulik grad for de ulike sektorene. Eksempler her er Consumer Staples- og Utilities-sektoren, som i stor grad produserer det man kan definere som nødvendighetsgoder og ledighet kan derfor påvirke EDF i mindre grad enn øvrige sektorer.

Videre kan det være mekanismer som trekker i retning av negativ effekt av ledighet på EDF. Resonnementet er at økt arbeidsledighet gir lavere lønninger (lønnsvekst) på grunn av redusert forhandlingsmakt hos arbeiderne (fagforeningene). Dette er ofte antatt i økonomisk teori og som sett i Europa i perioden 1960-73, se for eksempel (Carlin & Soskice, 2006). Siden lønninger er en innsatsfaktor i produksjonen av varer og tjenester, kan økt ledighet isolert sett lede til lavere EDF. Den norske modellen er bygd opp med et godt sikkerhetsnett for husholdningene, som isolert sett vil medføre at konsumet ikke påvirkes i like stor grad som i land med dårligere velferdstilbud. Slik kan det tenkes at kostnadene faller, uten at det i stor grad påvirker innenlandsk etterspørsel.

### Bruttoprodukt (BNP)

Variabelen bruttoprodukt er hentet fra «Produksjon og inntekt, etter næring» i SSB Statistikkbanken. BNP er målt i basisverdi, det er altså lagt til produktsubsidier og betalt produksjonsskatter, herunder merverdiavgift (SSB, 2012). I første omgang brukes det et aggregert mål for alle næringer, uten offentlig sektor, for bruttoprodukt.

Bruttoprodukt sier altså noe om økonomisk merverdi (SSB, 2012), i motsetning til produksjonen som kun sier noe om verdien av varer og tjenester. Ved å inkludere endring i vekstrate i bruttoprodukt i modellen forventer man en negativ sammenheng mellom disse og EDF. Dette er naturlig å tro på grunn av at bruttoproduktet for alle næringer sier noe om lønnsomheten i økonomien, og bruttoprodukt på sektornivå sier noe om hvor lønnsom tilhørende sektoren er. Jo bedre lønnsomhet, desto lavere sannsynlighet for mislighold.

### Inflasjon (KPI)

I dag styrer verdens sentralbanker i stor grad etter et inflasjonsmål, noe som gjør denne variabelen til en viktig indikator på økonomisk utvikling. Dette gjelder også for Norge. Ved å inkludere inflasjon, ser vi to motstridende effekter på EDF. Den første er at høyere inflasjon leder

til økte utsalgspriser, noe som isolert sett skal drive ned EDF. Den andre potensielle effekten er at priser på innsatsfaktorer i produksjonen øker, som lønninger, slik at EDF isolert sett skal øke. Dette vil være et empirisk spørsmål, og vi kan ikke med sikkerhet si hvilken effekt på EDF som dominerer, eller hvorvidt de balanserer hverandre ut (Åsberg & Shahnazarian, 2008).

Samtidig, ved økt inflasjon overfører man verdier fra kreditor til debitor ved at realverdien av gjeld reduseres. Slik vil gjeldsfinansierte selskaper isolert sett tjene på inflasjon og dermed vil inflasjon i dette isolerte tilfellet være negativt korrelert med EDF.

### Inntekt for husholdningene (INNTEKT)

Husholdningenes inntekt er hentet fra SSB Statistikkbanken. Økt inntekt kan tenkes å ha to potensielle effekter på EDF. Den første effekten går på bedriftenes lønnskostnader og den andre går på potensielle kunders kjøpekraft. Isolert sett vil den første effekten bety en positiv korrelasjon med EDF, den andre effekten vil bety en negativ korrelasjon med EDF. Spørsmålet er om sentrale lønnsforhandlinger, som vi har i Norge, medfører at man har en jevnere og mer lik lønnsutvikling mellom de ulike sektorene.

### Kredittvekst (K2)

K2 er lastet ned fra SSB Statistikkbanken. K2 er en kredittindikator som måler all innenlandsk kreditt fra innenlandske kreditorer. Dette innebærer all innenlandsk bruttogjeld i både norske kroner og utenlandsk valuta (SSB, 2018). Finansielle foretak er ekskludert fra variabelen vi bruker.

Variabelen er en mye brukt indikator på kreditttilgangen. God tilgang på kreditt virker normalt stimulerende på økonomien og gjennom denne effekten er det rimelig å tro at EDF reduseres. Samtidig vil man på lang sikt tro at en slik gjeldsoppbygning kan være forbundet med bobledannelser og kan derfor resultere i økt EDF.

### Innkjøpssjefsindeksen (PMI)

PMI er lastet ned fra Macrobond. PMI er på norsk kjent som innkjøpssjefsindeksen (engelsk: Purchasing Managers Index). Dette er en diffusjonsindeks som i et nøytralt scenario ligger på 50, i tider med tilvekst over 50 og i tider med avmating under 50. Dette baseres på en undersøkelse hvor man måler hvor mange prosent av innkjøpssjefene som svarer at

produksjonstakten øker<sup>24</sup>. PMI er konstruert for å være en hurtig konjunkturindikator for norsk økonomi<sup>25</sup>.

Fortegnet på korrelasjonen mellom PMI og EDF, samt tolkningen av denne, vil følge samme analogi som for bruttoprodukt, se diskusjon over.

#### Renter: 3m-Nibor og rente på utestående utlån til ikke-finansiell sektor (RENTE og NIBOR)

Nibor er hentet fra Oslo Børs og rente på utestående utlån til ikke-finansiell sektor er hentet fra SSB Statistikkbanken.

Norwegian Interbank Offer Rate, Nibor, er renten på usikrede lån mellom bankene. Nibor er tenkt brukt i sektoren for finansielle foretak. Rente på utestående utlån til ikke-finansiell sektor er et aggregert mål på utlånsrenten fra alle långivere utenom Statens Pensjonskasse til alle foretak i ikke-finansiell sektor. Alle långivere er i dette tilfellet banker, kredittforetak, finansieringsselskaper, statlige låneinstitutter, livsforsikringsselskaper og Statens Pensjonskasse (som i dette tilfellet er ekskludert i totaltellingen). Denne renten er tenkt brukt i de øvrige sektorene. Både Nibor og utlånsrenten er annualiserte.

Begge rentene utviser en felles trend, men i nivå ligger rente på utestående utlån til ikke-finansiell sektor konsekvent høyere enn Nibor, som vist i figur 7. Dette er som forventet da banker og andre kredittforetak beregner et kredittpåslag på utlån til kunder.

Renten er inkludert for å fange opp effekten av finansieringskostnadene til de ulike foretakene i de ulike sektorene. Det finnes mange teorier og empiriske studier på sammenhengen mellom renter (og da spesielt rentepåslaget definert som påslag over risikofri rente) og sannsynlighet for mislighold. Fra et teoretisk perspektiv skal sannsynligheten for mislighold forklare store deler av rentepåslaget. Empirisk viser dette seg å ikke være hele historien, et fenomen populært kjent som «the credit spread puzzle».<sup>26</sup>

Økt rente forventes å øke EDF. Intuisjonen er at når renten øker, vil rentekostnadene øke og dermed slå direkte ut på bunnlinjen til selskapene. Slik vil det være mindre midler til rådighet for å betjene andre forpliktelser og dermed øke sannsynligheten for mislighold.

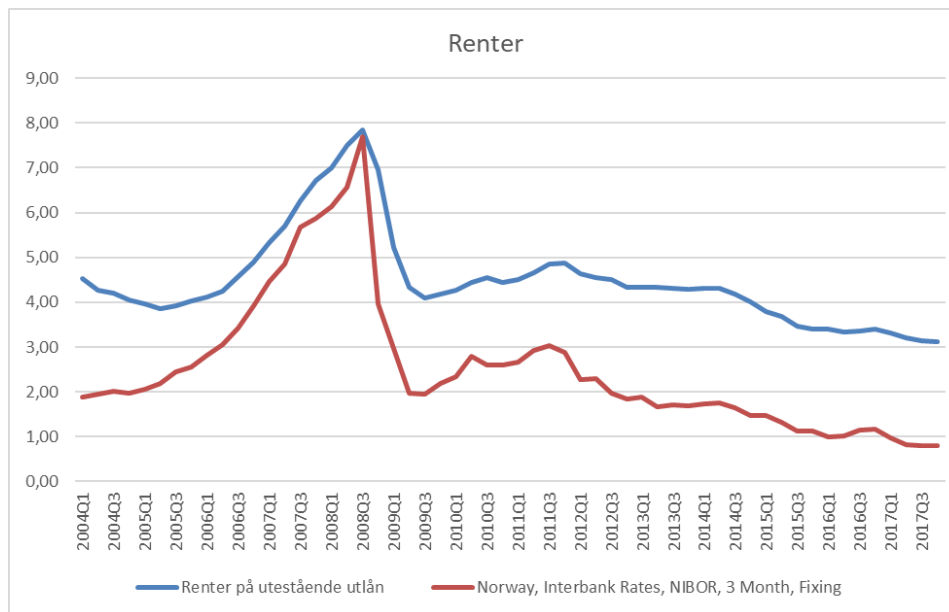
---

<sup>24</sup><http://www.nima.no/norskpmi/>, sist lastet 19.04.2018

<sup>25</sup><https://danskebank.no/nb-no/Bedrift/Store-bedrifter/Markets/Pages/Norsk-PMI.aspx>, sist lastet 19.04.2018

<sup>26</sup> Se for eksempel Huang og Huang (2002) og Collin-Dufresne, Goldstein, og Martin (2001)





Figur 7: Utvikling i renter på utestående utlån til ikke-finansiell sektor og 3 måneders interbankrente (Nibor). Kilde: SSB og Oslo Børs

### Terminpremie (SPREAD)

Terminpremien er differansen mellom 10-årsrenten og 1-årsrenten på norske statsobligasjoner. Begge rentene er lastet ned fra Macrobond.

Yield på 10-års statsobligasjoner representerer forventninger om kortsiktig rente i fremtiden. Jo lenger løpetid, jo mer usikkerhet rundt forventninger til fremtidig rentenivå. Investorer kompenseres for denne usikkerheten ved at de får et påslag over forventet kortsiktig rente i fremtiden. De får et påslag, likviditetspremie, for å binde penger i statsobligasjonen for en lenger periode. Dette er grunnen til at man vanligvis observerer positiv sammenheng mellom yield og løpetid, altså en stigende yield-kurve. Differansen (spread) i yield mellom 10-års og 1-års statsobligasjoner forteller altså noe om forventningene til fremtidige kortsiktige renter (Bodie et al., 2014, s. 497-500). Dersom differansen øker, så tyder dette på bedre framtidsutsikter til økonomien, som gjenspeiles i forventninger til en høyere fremtidig kortsiktig rente.

Som sagt observerer man vanligvis en positiv differanse, det vil si at forventet fremtidig nivå på renten, pluss likviditetspremien, vanligvis er høyere enn kortsiktig rente i dag. Det finnes unntak til dette, altså situasjoner hvor vi observerer flat eller fallende yield-kurve. I situasjoner hvor framtidsutsiktene for økonomien er svake, og det ligger en forventning om lavere kortsiktige renter i fremtiden, kan yield-kurven bli både flat, og i enkelte tilfeller negativ.

Når differansen øker vil man på sikt forvente økonomisk vekst, sånn sett kan dette ha to økonomiske tolkninger på EDF. Den første er at bedre vekstutsikter skulle tilsi lavere EDF, den andre er at økt terminpremie betyr at man har en forventning om høyere kortsiktig rente i fremtiden. Dette vil isolert sett tilsi en høyere rentebelastning og dermed økt EDF, en effekt som kan lede til et mulig multikollinearitetsproblem med rentevariablene.

### Valutakurs

(FX)

I-44 er en importveid kursindeks for Norske kroner. Den er beregnet som et veid geometrisk gjennomsnitt av de nominelle kursene på NOK mot Norges 44 viktigste handelspartnerne. Når indeksen øker, betyr dette at norske kroner depresierer (svekker seg mot utenlandsk valuta). Data er hentet fra Norges Bank.

Valutakursen er en viktig indikator for norsk konkurransekraft mot utenlandske aktører og kjøpekraft for importører. Sånn sett kan man se for seg at sammenhengen med EDF avhenger av hvorvidt sektorene er dominert av nettoeksportører eller nettoimportører av varer, tjenester og innsatsfaktorer. For sektorer som er dominert av eksportører vil det være rimelig å anta at EDF isolert sett reduseres når indeksen øker. Dette på grunn av at en depresiering gjør norskproduserte varer og tjenester relativt rimeligere i utlandet og dermed mer konkurransedyktige. Det motsatte resonnementet gjelder for importører, hvor en depresiering av norske kroner betyr dårligere kjøpekraft i utlandet og dermed høyere importkostnader. Dette vil man isolert sett tro betyr høyere EDF.

Videre kan argumentere for at EDF og I-44 er positivt korrelert, om en stor andel av selskapene i de ulike norske sektorene er finansiert med gjeld denominert i utenlandsk valuta. Mer presist vil en økning i I-44 (depresiering av norske kroner) bety at lån denominert i utenlandsk valuta blir større, målt i norske kroner. Viktigheten av dette argumentet avhenger av om selskapene med denne type finansiering også har inntekter i den utenlandske valutaen lånet er utstedt i og om selskapene benytter seg av sikringer som valuta-swapper.

## **4.4 Sektorspesifikke variabler**

### **4.4.1 Sektorspesifikke interessevariabler**

Våre sektorspesifikke interessevariabler er variabler som varierer både over tid og mellom sektorer. Vi har to variabler av slik natur i vårt datasett, aksjeindekser og bruttoprodukt. I tidsserieanalysen har vi brukt aggregert BNP ekskludert offentlig sektor og OBX. I

paneldataanalysen har vi erstattet disse med henholdsvis BNP på sektornivå og aksjeindekser på sektornivå.

### Aksjeindekser på sektornivå (OBX)

I panelutvidelsen har vi aksjeindekser for 13 av de 15 sektorene i vårt datasett. Indeksene på sektornivå er lastet ned fra Macrobond. Real Estate har kun indeks tilbake til 2016, derfor har vi valgt å bruke den nordiske indeksen NASDAQ OMX Nordic Construction & Real Estate (NOMXNCR), hvor eiendomsutviklere på Oslo Børs er inkludert. For energisektoren finnes det ikke en mer finnstet indeks enn overordnet for hele sektoren, og vi er derfor tvunget til å bruke denne for begge våre to undersektorer. Forventede effekter på EDF er analogt med resonnementet for OBX.

### Bruttoprodukt på sektornivå (BNP)

Vi har matchet de ulike næringskodene brukt av SSB med våre GICS-kodede sektorer. Dette er gjort for å finne bruttoprodukt på sektornivå, slik at de kan brukes i en paneldata-analyse. Det er ikke nødvendigvis slik at summen av disse vil aggregeres opp til totalt bruttoprodukt for næringer som rapportert hos SSB. Avgjørelsen som leder til dette resultatet er basert på sammensetningen av selskaper innad i de ulike sektorene i vårt datasett. Disse variablene er til slutt satt på endringsform (endring i vekstrate fra en periode til neste). Figur 8 tilbyr en oversikt over hvordan sorteringen er gjort. Tolkning av bruttoprodukt på sektornivå og sammenheng med EDF, er analogt med det det som er nevnt tidligere.

GICS	Næringskoder hos SSB
Consumer Discretionary	1. Kultur, underholdning og annen tjenesteyting, 2. Overnattings- og serveringsvirksomhet, 3. Produksjon av møbler og annen industriproduksjon, 4. Varehandel og reparasjon av motorvogner, 5. Informasjon og kommunikasjon, 6. (Tekstil-, beklednings- og lærvareindustri. Hører til her, men er ikke inkludert)
Consumer Staples	1. Fiske, fangst og fiskeoppdrett, 2. Nærings- drikkevare og tobakksindustri
Energy	
– <i>Equipment and Services</i>	Tjenester tilknyttet utvinning av råolje og naturgass
– <i>Oil and Gas and Consumable Fuels</i>	Utvinning av råolje og naturgass
Financials	Finansierings- og forsikringsvirksomhet
Health Care	Oljeraffinerer, kjemisk og farmasøytisk industri
Industry	
– <i>Capital Goods</i>	1. Produksjon av metallvarer, elektrisk utstyr og maskiner, 2. Verftsindustri og annen transportmiddelindustri
– <i>Commercial and Professional Services</i>	1. Faglig, vitenskapelig og teknisk tjenesteyting, 2. Forretningmessig tjenesteyting, 3. (Reparasjon og installasjon av maskiner og utstyr. Hører til her, men er ikke inkludert)
– <i>Transportation</i>	1. Transport utenom utenriks sjøfart, 2. Utenriks sjøfart
IT	
– <i>Semiconductors and Technology Hardware</i>	Produksjon av metallvarer, elektrisk utstyr og maskiner
– <i>Software Services</i>	Informasjon og kommunikasjon
Materials	1. Produksjon av metaller, 2. Produksjon av kjemiske råvarer, 3. Produksjon av papir og papirvarer, 4. Trelast- og trevareindustri, unntatt møbler, 5. Gummivare- og plastindustri, mineralproduktindustri
Real Estate	1. Omsetning og drift av fast eiendom, 2. Bygge- og anleggsvirksomhet, 3. (Boligtjenester, egen bolig)
Telecom	Informasjon og kommunikasjon
Utilities	Elektrisitets-, gass- og varmtvannsforsyning

Figur 8: Konvertering av GICS-koder til SSB sine næringskoder.

#### 4.4.2 Sektorspesifikke kontrollvariabler

Vi har et rikt sett med sektorspesifikke variabler som inkluderes for å kontrollere for sektorspesifikke forhold. Inklusjonen av variablene er tenkt å kontrollere for variasjon i EDF som ikke skyldes rene makroøkonomiske forhold. Dette er faktorer vi har vurdert å være relevante for å fange opp særegenheter ved sektorene. Et eksempel er laksepris som inkluderes i modell for *cs*. Dette er gjort etter oppfordring fra Nordal og Syed (2010, s. 28), som spesifikt påpeker at en forbedring av deres analyse ville være et rikere sett av sektorspesifikke variabler. Vi vil unngå å feilaktig tillegge en makroøkonomisk variabel effekt på EDF i en sektor, som i utgangspunktet skyldes sektorspesifikke forhold. Ettersom sektorspesifikke variabler ikke er våre variabler av primær interesse, men inkluderes som kontroller, er det ikke lagt mye vekt på

forklaringen av disse. Sektorspesifikke variabler vil kun brukes analysen med rene tidsseriemodeller for hver sektor. I paneldata-analysen vil disse ikke inkluderes.

I vår oppgave har vi tatt med følgende sektorspesifikke variabler: Boligpriser, byggekostnadsindeks, flypriser, fraktrater, kraftpriser, laksepriser, oljeprisen og råvarepriser (ekskludert olje og gass). Disse er hentet fra Macrobond, SSB Statistikkbanken og Bloomberg-terminalen.

Boligpriser er naturligvis svært relevant for selskap i eiendomsbransjen. I fravær av priser for næringsbygg, bruker vi boligpriser som en proxy. Økte boligpriser øker inntektene til disse selskapene som igjen gir lavere EDF. Byggekostnadsindeksen vil isolert sett føre til økte kostnader for eiendomsselskapene og høyere EDF. Bevegelser i boligpriser kan også påvirke andre sektorer på grunn boligs posisjon som formuesgode. Verdiendringer i formuesobjekter kan påvirke konsumet.

Konsumprisindeks for passasjerflygninger sier noe om utviklingen i priser flyselskapene tar for tjenestene sine. Vi har ikke med en kostnadsvariabel, så her kan vi ikke vite om økte priser skyldes kostnadsøkninger, eller økt mark-up som resultat av endring i konkurranseforholdene. Om økte priser ikke utelukkende er et uttrykk for en tilsvarende kostnadsøkning, kan vi forvente en negativ sammenheng med EDF i transportsektoren.

Data for fraktrater består av de tre baltiske indeksene Baltic Dry, Baltic Dirty Tanker og Baltic Clean Tanker. Baltic Dry Index er en indeks for fraktrater ved transport av varer som kull, jernmalm og korn. Baltic Dirty Tanker Index er prisindeksen for frakt av råolje. Baltic Clean Tanker Index er prisindeksen for frakt av raffinerte petroleumsprodukter.

Kraftpriser er relevant for utilities-sektoren, som hovedsakelig består av kraftprodusenter. Kraftpriser vil følgelig fortelle noe om produktpris, og vi tror derfor det vil være en faktor som påvirker misligholdssannsynligheten til vedkommende selskaper i sektoren.

Laksepris inkluderes ettersom majoriteten av selskapene i Consumer Staples produserer laks eller andre typer fisk. Her antar vi at en høyere laksepris vil redusere EDF for selskap i CS, ettersom høyere laksepris øker inntjeningen for lakseprodusentene alt annet likt.

Svingninger i oljeprisen påvirker både oljeprodusenter og oljeservice-selskaper. En økning i oljeprisen vil kunne øke investeringer og aktivitet i oljerelatert virksomhet og isolert sett bidra til økt inntjening. Økte oljepriser vil også kunne medføre at oljeservicesektoren forventer økt leting og produksjon, og øke sine investeringer basert på forventet etterspørsel fra

oljeselskapene. Disse investeringene vil i stor grad være gjeldsfinansiert og økt oljepris kan derfor gi økt EDF for oljeservicesektoren.

Råvareprisindeksen vil være relevant for eksportbedrifter i materials-sektoren. Med selskap som er eksponert for aluminium-, silisium- og gullpriser vil dette være en potensiell relevant variabel i forbindelse med misligholdssannsynlighet i sektoren som helhet. Oljeprisen er ekskludert fra denne indeksen.

## 4.5 Stasjonaritet

Om man anvender ikke-stasjonære variabler, uten å ta hensyn til dette, kan resultatet være at vi modellerer en spuriøs sammenheng mellom variablene. I slike tilfeller ser man ofte høye verdier på  $R^2$  og signifikante t-verdier. Rent praktisk vil en slik prosess hvor variablene har enhetsrøtter lede til brudd på forutsetningene for inferens, slik at t-tester og F-tester ikke kan anvendes (Enders, 2014, s. 195-196).

Det kan være grunn til å tro at flere av våre variabler inneholder enhetsrøtter, eller er integrert av en høyere orden, noe som er vanlig i makroøkonomiske og finansielle variabler.

Ved test for stasjonaritet bruker vi en enkel Dickey-Fuller-test, formalisert under (Enders, 2014, s. 206).

$$(8) \quad y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Trekker vi fra  $y_{t-1}$  fra på begge sider sitter vi igjen med:

$$(9) \quad \Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Hvor:  $\delta = \rho - 1$

Å teste om  $\rho = 1$ , er ekvivalent med å teste om  $\delta = 0$ . Derfor tester vi nullhypotesen om at  $y_t$  inneholder enhetsrot slik:

$$(10) \quad H_0: \delta = 0$$

Egne testobservatorer er benyttet i testene, siden under nullhypotesen vil ikke standard testobservatorer være gyldige.

Resultatene fra en enkel Dickey-Fuller test for median EDF i samtlige sektorer finnes i appendiks A.5.1. I real estate-sektoren får vi forkastet nullhypotesen om enhetsrot ved 5%-nivået, men i de resterende sektorene får vi ikke forkastet at vi har en enhetsrot. Vi har derfor

førstedifferensiert samtlige EDF-serier. Videre er det foretatt DF tester på førstedifferensen til median EDF og får forkastet hypotese om enhetsrøtter for samtlige, altså er ingen av EDF-seriene I(2). Vi konkluderer dermed at alle seriene er I(1), med unntak av real estate som er I(0). I analysen vil alle EDF-seriene være førstedifferensierte. Alle makrovariablene inneholder enhetsrøtter, men er stasjonære når tilsvarende test blir gjort på makrovariablene på endringsform, enten som vekstrate eller førstedifferensiert. For de sektorspesifikke *kontrollvariablene* inneholder et flertall av variablene enhetsrøtter, men er stasjonære når de er på endringsform.

I figur 9 finnes en oversikt over hvilken endringsform de forskjellige variablene er, og tolkningen av disse.<sup>27</sup> Variabler som i utgangspunktet er oppgitt i prosent er førstedifferensiert, mens variabler som i utgangspunktet er indeksert eller absolutte tall har vi satt på vekstform.

Variabel	Variabelforkortelse	Transformasjon	Tolkning av transformert variabel
Akseindeks	OBX	Logdifferens	Vekstrate
Arbeidsledighet	AKU	Førstedifferens	Prosentpoeng endring
Bruttoprodukt	BNP	Logdifferens	Vekstrate
Inflasjon	KPI	Logdifferens	Vekstrate
Inntekt for husholdningene	INNTEKT	Logdifferens	Vekstrate
Kredittvekst	K2	Førstedifferens	Prosentpoeng endring
Innkjøpssejfsindeksen	PMI	Logdifferens	Vekstrate
Nibor	NIBOR	Førstedifferens	Prosentpoeng endring
Rente på utestående utlån	RENTE	Førstedifferens	Prosentpoeng endring
Terminpremie	SPREAD	Førstedifferens	Prosentpoeng endring
Valutakurs I-44	FX	Logdifferens	Vekstrate

Figur 9: Variabelforkortelse, transformasjon og tolkning.

I neste kapittel vil ulike modellspesifikasjoner bli presentert og potensielle økonometriske utfordringer knyttet til datamaterialet diskutert.

<sup>27</sup> Logdifferens (vekstrate) er for eksempel:  $\log(BNP_t) - \log(BNP_{t-1}) = \log\left(\frac{BNP_t}{BNP_{t-1}}\right) \approx \frac{BNP_t - BNP_{t-1}}{BNP_{t-1}}$ . Førstedifferens er gitt ved for eksempel:  $AKU_t - AKU_{t-1}$ . Tolkning av koeffisienter til variabler som vekstrater blir følgelig  $dy = \left(\frac{\beta}{100}\right)\%dx$ , hvor  $\%dx$  er prosentvis endring, eks: 1% økning i  $x$  på  $y$  kan vises slik:  $dy = \beta * 0,01$   
 For variablene som er målt i prosentpoeng endring er tolkningen til koeffisienten at  $dy = \beta dx$ , hvor  $dx$  er prosentpoeng endring

## 5 Empirisk spesifikasjon og økonometrisk metode

I forbindelse med analysen bruker vi flere ulike modellspesifikasjoner. I kapittel 6 presenteres resultater fra autoregressiv distribuert lag-modell (ADL) for hver enkelt sektor. I kapittel 7 presenterer vi resultater fra Fixed Effects-modeller (FE). I dette kapittelet vil vi kort presentere bakenforliggende teori og modellspesifikasjonene anvendt i de ulike delene av analysen.

*Alle* inkluderte variabler er på endringsform. En grunn til dette, som vist i kapittel 4.5, er at et flertall av variablene er ikke-stasjonære på nivåform, men stasjonære på endringsform. En alternativ ikke-økonometrisk begrunnelse er at vi er interesserte i sykliske endringer, og dermed ønsker å luke ut trendveksten. Med andre ord er vi interesserte i hvordan endringer i de inkluderte makroøkonomiske og sektorspesifikke variablene påvirker endringen i EDF.

### 5.1 Modellspesifikasjoner

#### 5.1.1 Tidsseriemodell: ADL

I tidsserieanalysen i kapittel 6 bruker vi en autoregressiv distribuert lag-modell estimert separat for hver av de 15 sektorene i datasettet. Forklaringsvariablene inkludert i denne delen av analysen er dermed rene makrovariabler, som presentert i kapittel 4.3. Den generelle modellspesifikasjonen er vist under:

$$(11) \quad EDF_t = \alpha_0 + \rho(L)EDF_{t-1} + \beta(L)X_t + \varepsilon_t$$

her er  $\rho(L) = \sum_{i=1}^p \rho_i$  og  $\beta(L) = \sum_{j=0}^q \beta_j$ .  $L$  er lag-operatoren og  $X_t$  er en vektor med forklaringsvariablene (både makrovariabler og sektorspesifikke *kontrollvariabler*). Det estimeres ulike spesifikasjoner for de ulike sektorene, både når det kommer til inkluderte variabler og lag-lengder. I den empiriske analysen går vi fra en generell til spesifikk modell for hver sektor. Dette gjøres ved at vi starter med en modell som inneholder alle forklaringsvariablene og opp til 3 lag per variabel, en restriksjon på flere lag er antall frihetsgrader. Prosedyren gjennomføres ved at man estimerer den generelle modellen og utelater variablene med minst signifikante effekt basert på t-verdier, og i ettertid gjennomfører en F-test på hvorvidt det var en gyldig restriksjon (Enders, 2014, s. 274). Dette steget fortsettes til vi har en modell med primært signifikante effekter. I vårt tilfelle benytter vi oss av



informasjonskriteriene<sup>28</sup>når vi til slutt vurderer hvilken av modellene vi benytter. Potensielle problemer med denne prosedyren er at man ender opp med en modell som ikke nødvendigvis reflekterer økonomisk teori, da selekteringen av variabler fra den generelle til den spesifikke modellen er en rent teknisk prosess. Multikollinearitet kan også være en utfordring med mange variabler, spesielt mellom laggede verdier av samme variabel. Dette kan lede til at vi estimerer ikke-signifikante effekter, fordi høy korrelasjon mellom forklaringsvariablene leder til lavere presisjon for estimatene (Wooldridge, 2015).

En ADL-modell er en type tidsseriemodeller som tillater både laggede avhengige og uavhengige variabler. En slik modell tillater dermed treghet i tilpasning mellom periodene i avhengig variabler, slik at vi åpner for at forrige periodes EDF vil forklare noe av dagens verdi på EDF.

### 5.1.2 Paneldatamodel: FE

Modellspesifikasjonen (12) brukt i paneldatanalyse del 1 og del 2 i kapittel 7. For enkelhetsskyld er det kun illustrert en statisk spesifikasjon (12), men i praksis estimerer vi både en statisk og en dynamisk spesifikasjon av (12) hvor vi tillater både laggede verdier av avhengig variabel og uavhengige variabler.

$$(12) \quad EDF_{it} = \beta_0 BNP_{it} + \beta_1 OBX_{it} + \beta_2 AKU_t + \beta_3 KPI_t + \beta_4 FX_t + \beta_5 PMI_t + \beta_6 \text{Inntekt}_t + \beta_7 \text{Spread}_t + \beta_8 \text{Rente}_t + \beta_9 K2_t + \eta_i + \varepsilon_{i,t}$$

$$(13) \quad EDF_{i,t} = \beta_0 BNP_{it} + \beta_1 OBX_{it} + \sum_{j=1}^{T-1} \tau_j D_j + \eta_i + e_{i,t}$$

$$\text{Hvor } D_j = \begin{cases} 1, & j = t \\ 0, & \text{ellers} \end{cases} \text{ og } j \text{ er tidspunktet for observasjonen.}$$

I modell (12) har vi at  $EDF_{i,t}$  er misligholdssannsynligheten for sektor  $i$  på tidspunkt  $t$ ,  $BNP_{it}$  er bruttoproduktet for sektor  $i$  på tidspunkt  $t$ ,  $OBX_{it}$  er aksjeindeksen for sektor  $i$  på tidspunkt  $t$ ,  $AKU_t$  er arbeidsledigheten i norsk økonomi på tidspunkt  $t$ ,  $KPI_t$  er kjerneinflasjonen i Norge på tidspunkt  $t$ ,  $FX_t$  er valutakrusindeksen I-44 på tidspunkt  $t$ ,  $PMI_t$  er innkjøpssjefsindeksen på tidspunkt  $t$ ,  $\text{Inntekt}_t$  er husholdningens disponible inntekt på tidspunkt  $t$ ,  $\text{Spread}_t$  er

---

<sup>28</sup> De tre informasjonskriteriene brukt i vurderingen av modellene er Akaike (AIC), Hannan-Quinn (HQ) og Bayesian/Schwarz (SBC). Vi lar det sistnevnte kriteriet veie tyngst i vurderingen, da denne straffer mest for inkludering av variabler. Ved bruk av SBC er det likevel viktig å se på diagnostiseringstester for hvorvidt vi har ekskludert for mange variabler og sluttmodellen har problemer med for eksempel seriekorrelasjon i restleddene. Ved bruk av AIC er det samtidig viktig å se hvorvidt estimatene er signifikante, siden dette kriteriet straffer i mindre grad inkludering av forklaringsvariabler (Enders, 2014, s. 70).

terminpremien på tidspunkt  $t$ ,  $Rente_t$  er utlånsrenten på utestående lån til ikke-finansiell sektor i Norge på tidspunkt  $t$ ,  $K2_t$  er kredittindikatoren på tidspunkt  $t$ ,  $\eta_i$  er sektorspesifikke faste effekter og  $\varepsilon_{i,t}$  er den idiosynkratiske restleddskomponenten. I modell (13) er makrovariablene ekskludert til fordel for et sett tidsummier,  $D_j$ .

Det er interessant å se hvorvidt forklaringsvariablene med paneldatadimensjon er robuste for inkludering av tidsdummyer. Inkludering av tidsdummyer fordrer at alle variabler som ikke varierer i tverrsnittet, faller ut av modellen. For vår del gjelder dette samtlige variabler utenom BNP og OBX. Ved ekskludering av rene tidsserievariabler, vil tidsdummyene fange opp potensiell korrelasjon mellom ren tidsvariasjon i restleddet og de to panelmakrovariablene. Om resultatene er like i modeller hvor rene tidsserievariabler er inkludert, kan dette tolkes som at modellen kontrollerer godt nok for disse effektene. Modellspesifikasjon (13) er brukt som test på del 1 av paneldatanaalysen, både for statisk og dynamisk paneldatamodel.

$$(14) \quad EDF_{it} = (\beta_0 + \sum_{i=1}^{N-1} \beta_i D_i) BNP_{it} + (\beta_1 + \sum_{i=1}^{N-1} \beta_i D_i) OBX_{it} + (\beta_2 + \sum_{i=1}^{N-1} \beta_i D_i) AKU_t + (\beta_3 + \sum_{i=1}^{N-1} \beta_i D_i) KPI_t + (\beta_4 + \sum_{i=1}^{N-1} \beta_i D_i) FX_t + (\beta_5 + \sum_{i=1}^{N-1} \beta_i D_i) PMI_t + (\beta_6 + \sum_{i=1}^{N-1} \beta_i D_i) Inntekt_t + (\beta_7 + \sum_{i=1}^{N-1} \beta_i D_i) Spread_t + (\beta_8 + \sum_{i=1}^{N-1} \beta_i D_i) Rente_t + (\beta_9 + \sum_{i=1}^{N-1} \beta_i D_i) K2_t + \eta_i + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{Hvor vi har at } D_i = \begin{cases} 1, & \text{om sektor } i \\ 0, & \text{ellers} \end{cases}$$

Modell (14) er brukt i del 3 av paneldatanaalysen. Her er variablene de samme som i modell (12), men vi tillater at samtlige har ulike helningsparametere. Dette gjøres i praksis ved at vi inkluderer interaksjonsledd mellom forklaringsvariablene og et sett med sektordummyer,  $D_i$ . Ved å åpne opp for dette, kan vi undersøke hvorvidt endringer i makroøkonomiske og sektorspesifikke interessevariabler (BNP og OBX) har særegen effekt for ulike sektorer.

Gitt at de faste sektoreffektene er korrelert med forklaringsvariablene vil dette lede til at man får forventningsskjeve og inkonsistente parametere ved bruk av OLS på paneldatanaalen med ikke-transformerte variabler (pooled OLS), selv om øvrige antakelser for restleddet er oppfylt (Wooldridge, 2015, s. 413). FE løser dette problemet ved å utelukkende benytte variasjonen innad i sektorene. Siden vårt datasett følger et tverrsnitt av de samme sektorene og

makrovariablene over tid<sup>29</sup>, bruker vi FE som kontrollerer for sektorfaste effekter. Permanente forskjeller mellom sektorene kan være ulike bransjestrukturer og konkurranseforhold, og øvrige forhold som er generisk for sektorene.

Inkludering av lag på avhengig variabel er gjort for å ta hensyn til at en endring i EDF kan være persistente over flere kvartaler. I tidligere litteratur er det vist at det er stor grad av persistens i misligholdssannsynlighet, se for eksempel Simons og Rolwes (2009). Ved å introdusere laggede verdier av forklaringsvariablene fanger vi opp effekten av at endringer i enkelte makroøkonomiske variabler påvirker forventningene til fremtidig utvikling i EDF, og er dermed ledene indikatorer. Dette betyr at en endring i makroøkonomien forplanter seg over tid i EDF. Et problem med den dynamiske spesifikasjonen av (8) er at inkludering av lagget avhengig variabler forårsaker forventningsskjevne og inkonsistente estimater på grunn av korrelasjon mellom lagget avhengig variabel og restleddet. I tilfellet vårt med relativt stor tidsdimensjon, kan det likevel vises at FE-estimatoren er konsistent (Verbeek, 2012, s. 412). For den dynamiske versjonen av modellen, er samme prosedyre som nevnt for ADL benyttet når vi går fra generell til spesifikk modell.

## 5.2 Økonometriske utfordringer

Det kan fremdeles være skjevhet i estimatene ved bruk av FE om inkluderte forklaringsvariabler er korrelerte med den idiosynkratiske restleddskomponenten. Potensielle kilder til endogenitet i vår data er diskutert i dette delkapitlet.

Utfordringer ved bruk av EDF levert i Credit Edge er at flere selskaper som har vært notert på Oslo Børs eller Oslo Axess i perioden, ikke finnes i databasen. Fellestrekket ved flere av de manglende selskapene er at de har vært listet i svært kort tid. Enten har de vært på børs i få måneder før de er strøket, eller så har de blitt listet etter 2.kvartal 2017 og ikke blitt tatt inn i databasen enda. Selskap som har vært på børs kort tid kan være systematisk ulik selskapene vi har i vårt utvalg. De kan ha vært strøket grunnet mislighold, noe som tilsier at manglende observasjoner har høy EDF. Tilsvarende kan de være tatt av børs grunnet oppkjøp, noe som tilsier at selskapet var attraktivt og hadde lav EDF. Begge deler kan gi opphav til

---

<sup>29</sup> Alternativet er sammenkoblet tverrsnitt, hvor observasjonene fra en periode til en annen er tilfeldig trukket fra en populasjon på ulike tidspunkt.

seleksjonsskjevhet (Wooldridge, 2015, s. 293-295). Oppsummert kan seleksjonsskjevhet oppstå dersom utvalget ikke er representativt for populasjonen av norske børsnoterte selskaper i Norge, i perioden 2004 til 2018.

Basert på argumentasjonen over, vil de utelatte selskapene kunne påvirke aggregert median og føre til målefeil. Med målefeil i avhengig variabel vil presisjon i estimatene reduseres på grunn av økt restleddsvarians. Resultatene kan også være forventningsskjevne dersom de makroøkonomiske variablene er korrelerte med målefeilen i EDF. Korrelasjonen kan oppstå om de kort noterte selskapene enten er selskaper med høyere EDF (lavere EDF) enn medianen. Hvis det i tillegg er tilfellet at selskap med høy EDF påvirkes i større grad av makroøkonomiske endringer, så vil målefeilen være korrelert med forklaringsvariabler og dermed føre til forventningsskjevhet (Wooldridge, 2015, s. 288).

En annen grunn til bekymring er selskaper som tidligere har inngått i en annen sektor, enn den sektoren den tilhører i vårt datasett<sup>30</sup>. Grunnen til at dette er en bekymring er at dens historiske EDF vil inneholde risiko fra en annen sektor, om den ikke er justert for dette. Dette har vi dessverre ikke fått svar på hvordan behandles hos Moodys, slik at dette forblir et potensielt problem. Likevel omfatter problemet et så lavt antall selskaper, at vi ikke tror det gir opphav til mye støy i data (målefeil i aggregert EDF) På grunn av lite systematikk er det naturlig å tro at det ikke oppstår skjevhet fordi det er lite trolig at målefeilen er korrelert med makroøkonomiske variabler.

En siste bekymring er målefeil knyttet til prosessen med å koble bruttoprodukt klassifisert etter NACE-koder til sektorene våre klassifisert etter GICS-koder. Dette kan ha ført til målefeil i BNP som igjen øker restleddsvariansen. Det er vanskelig å tenke seg at målefeilen skal være korrelert med det sanne nivået til BNP på sektornivå. Dette impliserer at målefeilen er korrelert med observert verdi på bruttoprodukt. Korrelasjonen vil føre til skjevhet mot null i estimatene for BNP, se Wooldridge (2015, s. 289-292).

---

<sup>30</sup> Et eksempel på et slikt selskap er Axactor som tidligere var et gruveselskap og tilhørte sektoren «materials», men som i dag operer som et inkassoselskap og faller inn under sektoren «financials».

### 5.3 Korreksjon av estimerte standardavvik

I analysedelen hvor ADL-modellen er benyttet rapporteres det robuste standardavvik i tilfeller hvor tester for heteroskedastisitet bekrefter at modellene er beheftet med dette.

Ved tester på vår paneldatamodelle kan vi konkludere med at vi har tilstedeværelse av gruppevis heteroskedastisitet, avhengighet mellom restleddene til de ulike sektorene og seriekorrelasjon.<sup>31</sup> Relativt moderate korrelasjoner mellom tverrsnittsenhetenes restledd, som ofte er tilstede i makropanel, kan gi store utslag i forventningsskjevhet for estimerte standardavvik ved bruk av OLS (Driscoll & Kraay, 1998). Problemene vil ikke påvirke estimatene, slik at disse vil være forventningsrette og konsistente. På grunn av de overnevnte problemene vil vi rapportere Driscoll-Kraay-standardavvik i paneldatanaalysen<sup>32</sup>, som er konsistente ved de overnevnte problemene. For nærmere gjennomgang se Hoechle (2007) og Driscoll og Kraay (1998).

---

<sup>31</sup> Se appendiks A.8.1 for testutskriftene fra Stata.

<sup>32</sup> Våre paneldatamodeller er estimert ved bruk av «xtscc»-kommandoen i Stata.

## 6 Resultater fra tidsserieanalysen

*Alle variabler er som tidligere nevnt på endringsform. I diskusjonen under vil for eksempel BNP bety BNP-vekst, om ikke annet er spesifisert. Resultatene for **eqs**, **cap** og **it2** er rapportert i figur 10. Øvrige resultater fra tidsserieanalysen finnes i appendiks A.7.1.*

Det mest påfallende resultatet på tvers av sektorene er at økt OBX reduserer EDF i majoriteten av sektorene. Dette er forventet, ettersom markedsprisen av egenkapital er en viktig komponent i kalkulering av EDF, se kapittel 2. En økning i OBX indikerer økt tilgang på kapital i markedet og kan også representere optimisme rundt fremtidig inntjening i norske selskaper.

I utgangspunktet forventet vi negativ effekt av BNP på EDF, ettersom BNP er den overordnede veksten i økonomien. Noe overraskende viser det seg å være marginale effekter av BNP-vekst i de fleste sektorene. Unntakene er *trp* og *it2* hvor det er signifikant negativ effekt av førstelagget til BNP. Utover dette er koeffisienten lite presist estimert og ikke inkludert i modellen for flere sektorer. I noen sektorer er det tegn til positiv effekt av BNP på EDF. Det er ikke åpenbart hvorfor vekst i BNP skal påvirke EDF positivt i noen sektorer. En mulig forklaring kan være at vedvarende vekst i økonomien fører til investeringer for å øke produksjonskapasitet, noe som innebærer økt belåningsgrad og at det er denne effekten som dominerer i enkelte sektorer.

RENTE inngår modellen for de fleste sektorene. Fortegnet på koeffisienten er veldig varierende og det er stor grad av treghet i tilpasning, som gjenspeiler forskjellig lag-lengde mellom sektorer. Langsiktig effekt er i flere tilfeller nær null, med motstridende fortegn for ulike lag.

Økt arbeidsledighet medfører lavere EDF i flere sektorer. Dette er i utgangspunktet oppsiktsvekkende, ettersom økt ledighet forbindes med lavere økonomisk aktivitet. Dersom vi har tilstrekkelig kontrollert for dette med andre makrotilstandsvariabler kan det tenkes at arbeidsledighet fanger opp effekten av mindre press i arbeidsmarkedet, og dermed lavere vekst i lønnskostnader. Se diskusjon i kapittel 4.6.2.

PMI ser ut til å være en viktig indikator da den inngår negativt i flere sektorer. Økt produksjonstakt i industrien, normalt som følge av bedre framtidsutsikter, reduserer EDF i de fleste sektorer.

Sektor	Energy Equipment and services		Sektor	Industrials: Capital Goods		Sektor	IT: Software and Services	
Variabler	<i>eqs</i>	<i>eqs</i>	Variabler	<i>cap</i>	<i>cap</i>	Variabler	<i>it2</i>	<i>it2</i>
	(1)	(2)		(1)	(2)		(1)	(2)
Konstant	0,21** (0,1)	0,18* (0,09)	Konstant	0,10* (0,05)	0,23** (0,10)	Konstant	0,12** (0,05)	0,07 (0,05)
<i>eqs_1</i>	0,38*** (0,08)	0,30*** (0,09)	<i>cap_1</i>	-0,38*** (0,1)	-0,47*** (0,12)	<i>it2_1</i>	-0,39*** (0,12)	-0,21* (0,11)
Oljepris	-1,90*** (0,68)	-1,57** (0,64)	OBX	-1,68*** (0,44)	-2,37*** (0,51)	BNP_1	-3,85*** (1,09)	-4,64*** (1,201)
Oljepris_1	-3,66*** (0,55)	-3,06*** (0,56)	OBX_1	-2,78*** (0,49)	-3,02*** (0,54)	OBX	-3,23*** (0,47)	-2,46*** (0,55)
OBX	-3,27** (1,27)	-2,44* (1,21)	BNP_1	-6,46*** (1,37)	-6,48*** (1,60)	OBX_1	-1,05* (0,62)	
RENTE		-0,88* (0,51)	SPREAD	-0,36*** (0,11)	-0,37*** (0,11)	PMI_1	-1,81** (0,72)	-2,19*** (0,71)
RENTE_1	1,06*** (0,32)	1,44*** (0,45)	AKU		-0,24 (0,18)	RENTE	-1,01*** (0,30)	-0,95*** (0,30)
BNP	-5,02* (2,63)		AKU_1	-0,66*** (0,18)	-0,66*** (0,2)	RENTE_1	1,17*** (0,27)	1,16*** (0,27)
BNP_1	-5,21* (2,64)	-5,23** (2,33)	KPI		-24,36 (19,18)	K2	0,14*** (0,03)	0,14*** (0,03)
BNP_3	-4,87** (2,36)		FX		-3,17 (1,93)	K2_1	-0,07** (0,03)	-0,08** (0,03)
K2		0,07 (0,05)	RENTE		-0,38* (0,19)	AKU		0,22 (0,16)
AKU		0,70** (0,29)	PMI		-1,59* (0,82)	FX		3,37* (1,70)
PMI		-2,11 (1,36)	PMI_3	-1,79** (0,74)				
R <sup>2</sup>	0,83	0,85	R <sup>2</sup>	0,7	0,72	R <sup>2</sup>	0,82	0,82
Justert R <sup>2</sup>	0,8	0,81	Justert R <sup>2</sup>	0,65	0,65	Justert R <sup>2</sup>	0,78	0,78
Observasjoner	52	54	Observasjoner	52	52	Observasjoner	54	54

 Figur 10: Resultater fra tre utvalgte sektorer; *eqs*, *cap* og *it2*. Standardavvik er rapportert i parentes

### Consumer Discretionary (cd)

CD er i stor grad bestående av selskap som produserer varer og tjenester til private konsumenter. Det er derfor overraskende at hverken BNP eller husholdningers privatdisponible inntekt påvirker EDF i sektoren. PMI kan fange opp noe av effekten vi hadde forventet fra overnevnte variabler. Kapitalmarkedet påvirker EDF i stor grad. Den langsiktige effekten på EDF av en økning på et standardavvik i OBX er om lag -0,25 prosentpoeng for begge

modellspesifikasjonene. RENTE har initialt en negativ effekt på EDF, men den positive effekten av RENTE i foregående kvartal sørger for at langsiktig effekt er negativ. Det er også tendenser til negativ effekt av PMI og en positiv effekt av økt kredittvekst, K2, men disse effektene er i liten grad robuste for endringer i modellspesifikasjon. Noe overraskende er det at valutakursen ikke inngår signifikant i modellen, da turistrelatert aktivitet inngår i sektoren.

### *Consumer Staples (cs)*

I modellen for CS har INNTEKT negativ effekt på EDF. Sektoren består av matprodusenter, så her kan det tenkes at mange av matvarene som produseres er sensitive for inntektsendring i norske husholdninger, og økt inntekt vil følgelig kunne øke etterspørselen etter deres produkter (om disse er normalgoder). Disse estimatene er ikke veldig presist estimert, men robuste for endringer i modellspesifikasjon. PMI foregående periode har sterk negativ effekt på EDF. BNP inngår positivt, noe overraskende, men er upresist estimert. Ettersom *cs* i stor grad består av lakseeksportører var det forventet å finne negativ effekt av FX på EDF her, men dette er ikke tilfellet.

### *Energy – Equipment and Services (eqs)*

EDF i oljeserviceindustrien reduseres kraftig av både økt oljepris, OBX og BNP. Videre påvirkes EDF positivt av arbeidsledighet og negativt av PMI, noe som er i tråd med forventningene. Totaleffekten av RENTE har også forventet fortegn og bidrar til økt EDF i sektoren.

### *Health Care (hc)*

I HC er det verdt å nevne at SPREAD, forskjellen på renter på 10 og 1 års statsobligasjoner, påvirker EDF positivt. Økt SPREAD vil i utgangspunktet bety bedre framtidsutsikter. Men dette innebærer økt fremtidig kortsiktig rente, og effekten av økte gjeldsfinansieringskostnader dominerer for HC sektoren, se tidligere diskusjon i kapittel 4.3. Et særtrekk ved sektoren er farmasøytiske produkter krever mye forskning og gevinst ligger langt frem i tid. Økt SPREAD reduserer verdien på neddiskonterte fremtidige kontantstrømmer og dette kan være mekanismen som øker EDF. PMI i de tre foregående periodene påvirker EDF negativt, disse koeffisientene presist estimert.

### *Financials (fin)*

Ettersom finansielle foretak i Financials-sektoren i stor grad benytter interbankmarkedet som kilde til kortsiktig finansiering har vi her benyttet NIBOR fremfor rente på utstående lån.



NIBOR har negativ kortsiktig effekt, men liten totaleffekt. BNP inngår negativt, men er lite presist estimert. Her har koeffisienten til SPREAD negativt fortegn, noe som tyder på at bedre fremtidsutsikter til inntjening i økonomien dominerer økte rentekostnader. Finansielle foretak er i en særstilling sammenlignet med andre sektorer ettersom en renteøkning kan representere økte inntekter, i motsetning til andre sektorer hvor en renteøkning er forbundet med kostnadsøkning. Derfor kan man se på økt rentebane som tegn på større fremtidige renteinntekter for finansielle foretak.

### *Industrials - Capital Goods (cap)*

I Capital Goods er selskapene i stor grad eksportører som er utsatt for internasjonal konkurranse og følgelig har FX negativ innvirkning på EDF her. En depresiering gjør norskproduserte eksportvarer relativt billigere i utlandet, og etterspørselen øker. Med unntak av negativ effekt av AKU har samtlige forklaringsvariabler forventede fortegn.

### *Industrials - Transportation (trp)*

Transportsektoren er preget av shippingselskap, i tillegg til et par flyselskap. Dette er selskap som sitter på mye gjeld. Tilgangen på kreditt er viktig for å kunne utvide aktiviteten, noe som gjenspeiles av negativ effekt av kortsiktig vekst i K2. Langsiktig effekt er nær null, ettersom høyere gjeldsbelastning vil øke EDF. Koeffisienten til BNP er negativ og presist estimert. Det viser seg at oljeprisen påvirker EDF negativt. Dette kan komme av at oljeprisen sier noe om etterspørsel og dermed vekstforhold internasjonalt, noe som dominerer den direkte effekten av økte inputpriser.

### *IT – Software and Services (it2)*

Vi merker oss at en depresiering (positiv endring i FX) har positiv effekt på EDF. Dette kan skyldes at mye av inntektene til IT selskap er inntekter i utenlandsk valuta. Kredittveksten, K2, har positiv kortsiktig effekt, men totaleffekten er liten når man tar hensyn til langsiktige effekter. En mulig forklaring er at gjelden øker relativt til markedskapitaliseringen, noe som slår ut i økt EDF. Lite effekt av OBX og lite presist estimert.

### *Materials (mat)*

Her har PMI positiv effekt på EDF, og koeffisienten er presist estimert og stor i absoluttverdi, sammenlignet med PMI i andre sektorer. Det samme er tilfellet med disponibel husholdningsinntekt med positiv effekt, særlig på lang sikt. Det er vanskelig å peke på åpenbare årsaker for positiv effekt av PMI og inntekt i denne sektoren. SPREAD er presist estimert og

har negativt fortegn. Dersom SPREAD øker med et standardavvik, reduseres EDF med nærmere 0,5 prosentpoeng på kort sikt. Det er mulig at det i liten grad er norske aktører som kjøper produktene til selskapene i vedkommende sektor. FX har negativ effekt, lagget verdi er signifikant ved 1% signifikansnivå. Sektoren består i stor grad av eksportører og en depresiering vil gjøre deres produkter billigere på internasjonale markeder. KPI har negativ effekt. Som ble diskutert i kapittel 4.6.2, så tror vi at effekten av økte inputpriser domineres av effekten av økte produktpriser.

### *Real Estate (real)*

I eiendomssektoren er det tegn til at det i stor grad er forsinkelse før endringer i makroøkonomiske forhold slår ut i form av endret kredittkvalitet i selskap. BOLIGPRIS har, ikke uventet, sterk negativ påvirkning på eiendomssektoren. Økt BOLIGPRIS øker verdien av aktiva, i tillegg til å øke inntjeningen på kort sikt, så dette er i tråd med hva man hadde forventet. tredje lag av både OBX og BNP har negativ effekt. INNTEKT har sterk positiv effekt, noe som oppleves som kontraintuitivt. For utleiere kan dette bety lavere etterspørsel, men for nybyggere er det naturlig å tro at sammenhengen skulle vært negativ. RENTE har positiv effekt, noe som kan skyldes økt rentebelastning på lånefinansierte eiendommer. En alternativ forklaring er at økte rente gjør det mer kostbart for husholdninger å gjeldsfinansiere kjøp og oppussing av bolig.

### *Telecommunications (tel)*

INNTEKTs negative effekt er verdt å påpeke. Dette kan tyde på at husholdningers etterspørsel etter telekommunikasjonstjenester er veldig sensitive for inntektsendringer. Videre har PMI positiv effekt, i likhet med OBX. Sistnevnte er dog ikke signifikant ved konvensjonelle nivåer. Det er vanskelig å tolke dette resultatet, og det skiller seg fra øvrige sektorer med tanke på positive estimater for de to sistnevnte.

### *Oil and Gas Producers (og)*

Har ikke rapportert noen regresjoner grunnet lite statistisk signifikante resultater. Lagget verdi av OBX og OLJEPRIS har negativ effekt på EDF. Utover dette er det lite robuste effekter. Ettersom dette er en relativt stor sektor hadde vi forventet flere signifikante resultater, men det er ikke tilfellet. En årsak kan være at sektoren drives nesten utelukkende av internasjonale forhold ettersom produktet selges på verdensmarkedet.

Vi har valgt å ikke rapportere resultater fra *IT – Semiconductors and Technology Hardware (it1)*, *Industrials - Commercial and Professional Services (cps)* og *Utilities (uti)* da det i disse sektorene er lite interessante og signifikante resultater.

For samtlige modeller som rapporteres er det foretatt diagnostiseringstester, i all hovedsak test for seriekorrelasjon, ARCH-effekter og heteroskedastisitet i restleddet. Ingen av modellene som rapporteres har utslag på de to førstnevnte. I tilfeller hvor vi har utslag på heteroskedastiske restledd rapporteres det White-robuste standardavvik.

## 7 Resultater fra paneldataanalysen

Det er flere grunner til at paneldata kan være et bedre alternativ til ren tidsseriedata. Foruten å kunne kontrollere for faste effekter, som ble diskutert i kapittel 5, tilbyr paneldata mer informasjon (større antall observasjoner) når vi kobler sammen tidsseriene. Vi får flere frihetsgrader og mer effisiente resultater (Baltagi, 2005). Vi utnytter dette når vi nå skal estimere modeller for å se på sammenhengen mellom EDF for norske børsnoterte selskaper og makroøkonomien. Med paneldatametoder får vi kontrollert for «cross-sectional dependency», som nevnt i 5.3. Dette fikk vi ikke gjort i tidsserieanalysen.

I del 1 estimeres både en statisk og en dynamisk paneldatamodel for median, og deretter for venstresidevariabler av ulik kredittkvalitet i del 2. Videre åpner vi for heterogene effekter på sektornivå i del 3. I del 3 tester vi også hvorvidt ulik grad av heterogenitet eksisterer for segmenter med ulik kredittkvalitet. I påfølgende analyser har vi erstattet aggregert BNP med BNP på sektornivå, og vi har erstattet OBX med aksjeindekser på sektornivå. For å ikke komplisere notasjonen beholder de samme navn i analysen under. Også her benyttes variabler på endringsform, med enten prosentpoeng endring eller endring i vekstrate.

### 7.1 Del 1: Statisk og dynamisk paneldataanalyse

*Hvordan vil endringer i makroøkonomiske forhold påvirke misligholdssannsynligheten for norske børsnoterte selskaper?*

I del 1 estimerer vi en statisk og en dynamisk modellspesifikasjon som fanger opp effekten av makroøkonomiske endringer på EDF. Med andre ord vil alle effekter være like, uavhengig av sektor, og vi kan si at vi fanger opp gjennomsnittlige effekter felles for alle sektorene. Dette gjøres som en utvidelse for å besvare første del av problemstillingens punkt 1: *Estimere modeller for misligholdssannsynlighet forklart av makroøkonomiske variabler, både felles for alle børsnoterte selskaper og på sektornivå.* Resultatene fra analysen er presentert i figur 11.

Laggede verdier av avhengig variabel er med på å fange opp egendynamikken til EDF og signifikante lag antyder at det er nødvendig å kontrollere for dette. Fortegnet til BNP endres når vi går fra statisk modell (1) til å introdusere dynamikk i (3). I den dynamiske modellen er effekten konsekvent negativt for alle lag av BNP.

## Kapittel 7: Resultater fra paneldataanalysen

VARIABLER	(1) Statisk panelmodell	(2) Statisk panelmodell m/tidsdummier	(3) Dynamisk panelmodell	(4) Dynamisk panelmodell m/tidsdummier
medf_1			0.129** (0.0612)	0.161** (0.0699)
medf_2			-0.154** (0.0595)	-0.171** (0.0746)
BNP	0.699 (0.560)	0.237 (0.349)	-0.318 (0.394)	-0.246 (0.397)
BNP_1			-0.706* (0.354)	-0.485 (0.364)
BNP_2			-0.775*** (0.206)	-1.219*** (0.325)
OBX	-1.389*** (0.339)	-0.198 (0.195)	-0.514*** (0.168)	-0.186 (0.201)
OBX_1			-0.643*** (0.176)	-0.735*** (0.206)
AKU	0.138 (0.115)		0.203** (0.0800)	
AKU_1			0.0925 (0.0792)	
AKU_2			0.138** (0.0656)	
FX	4.147** (1.932)		2.652** (1.233)	
FX_1			0.266 (0.745)	
PMI	0.249 (0.370)		-0.628 (0.492)	
PMI_1			-1.464*** (0.427)	
INNTEKT	0.680 (0.801)		-1.106* (0.575)	
SPREAD	-0.166* (0.0855)		-0.102** (0.0465)	
SPREAD_1			-0.0311 (0.0579)	
RENTE	-0.306 (0.210)		-0.741*** (0.214)	
RENTE_1			0.767*** (0.164)	
K2	0.0643** (0.0252)		0.0459*** (0.0159)	
KPI	-5.996 (16.83)			
Konstant	0.0412 (0.0838)	0.470*** (0.0627)	0.0447* (0.0255)	0.168 (0.201)
Observasjoner	813	813	784	784
Wihtin R <sup>2</sup>	0.1933	0.3794	0.3654	0.4273
Sektor FE	JA	JA	JA	JA
Tidsdummier	NEI	JA	NEI	NEI
Antall sektorer	15	15	15	15

Driscoll-Kraay-standardfeil er rapportert i parentes

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

Figur 11: Resultater fra paneldataanalyse del 1

Det er likevel liten umiddelbar effekt av BNP på EDF. Førstelagget har en høyere parameterverdi i absolutte termer, men er noe upresist estimert. Andrelagget til BNP er signifikant ved 1%-nivået. OBX er signifikant og har negativ effekt på EDF, i tråd med de fleste modellene i tidsserieanalysen. Effekten av AKU er utelukkende positiv, men i varierende grad presist estimert. Både den momentane effekten og andrelagget til AKU er signifikant ved 5%-nivået. FX bidrar til å forverre selskapers kredittkvalitet. Effekten av dyrere importpriser virker å dominere effekten av at norske varer blir mer konkurransedyktige ved en depresiering. Mulige årsaker til dette diskuteres i kapittel 8. Lagget til PMI har negativt effekt og er presist estimert. I tillegg er koeffisienten til PMI i inneværende periode negativt estimert, men ikke-signifikant. Det er tegn til at INNTEKT har en svak negativ effekt på EDF, i tråd med forventningene, men variabelen er ikke statistisk signifikant. SPREAD har negativ effekt, og bedre framtidsutsikter ser ut til å dominere effekten av økte fremtidige rentekostnader. Videre har RENTE initialt negativ effekt, før denne omtrent nulles ut i påfølgende periode. Dette er noe uventet, men konsistent med effektene vi observerer i flere sektorer i kapittel 6. K2 har signifikant positiv effekt. Dette er forventet basert på diskusjon i kapittel 4.3, hvor økt belåningsgrad er ugunstig for utviklingen i EDF.

I modell (2) og (4) har vi foretatt en sensitivitetsanalyse hvor vi inkluderer tidsdummier. Koeffisientene til interessevariablene endrer seg betydelig fra modell (1) til modell (2). Dette tyder på at modell (1) ikke kontrollerer godt nok for rene tidseffekter som er korrelert med de sektorspesifikke variablene BNP og OBX. I den dynamiske modellen er det små endringer i estimerte parametere. Unntaket er koeffisient til OBX som går fra å være signifikant til å bli ikke-signifikant, men estimatet er for lagget verdi av OBX fortsatt signifikant negativ. Dette gir troverdighet til modell (3).

## 7.2 Del 2: Modellering med ulik kredittkvalitet som avhengig variabel

### 7.2.1 Sammenlikning av segmenter med ulik kredittkvalitet i statiske modeller.

Denne delen besvarer problemstillingens punkt 2: Analysere sammenhengen mellom misligholdssannsynlighet og makroøkonomiske variabler for segmenter<sup>33</sup> med ulik kredittkvalitet. Vi tillater kredittkvaliteten å variere ved å bruke ulike persentiler av EDF som avhengig variabel.

VARIABLER	(1) 10. Persentil	(2) 25. Persentil	(3) Median	(4) 75. Persentil	(5) 90. Persentil
BNP	0.0953 (0.0761)	0.133 (0.221)	0.699 (0.560)	2.945 (1.777)	0.780 (2.667)
OBX	-0.164*** (0.0381)	-0.418*** (0.0831)	-1.389*** (0.339)	-5.191*** (1.571)	-8.968*** (1.692)
AKU	0.0174 (0.0175)	0.0270 (0.0375)	0.138 (0.115)	0.494 (0.366)	-0.294 (0.725)
KPI	1.385 (1.679)	0.844 (3.620)	-5.996 (16.83)	-34.89 (45.23)	-77.72 (63.83)
FX	0.353 (0.213)	1.010** (0.395)	4.147** (1.932)	14.57*** (5.272)	18.44** (7.371)
PMI	0.0380 (0.0697)	0.00236 (0.128)	0.249 (0.370)	2.418* (1.320)	1.971 (4.108)
INNTEKT	-0.0294 (0.0939)	0.198 (0.194)	0.680 (0.801)	2.970 (2.503)	3.269 (3.894)
SPREAD	-0.0108 (0.0129)	-0.0127 (0.0287)	-0.166* (0.0855)	-0.153 (0.275)	0.701 (0.578)
RENTE	-0.0513** (0.0227)	-0.118** (0.0496)	-0.306 (0.210)	-1.089* (0.614)	-2.671*** (0.958)
K2	0.00664* (0.00364)	0.0153** (0.00742)	0.0643** (0.0252)	0.210** (0.0858)	0.423*** (0.105)
Konstant	-0.00448 (0.00949)	-0.00233 (0.0217)	0.0412 (0.0838)	0.217 (0.247)	0.466 (0.351)
Observasjoner	545	698	813	698	545
Within R <sup>2</sup>	0.1709	0.1888	0.1933	0.2048	0.1998
Antall sektorer	11	15	15	15	11
Sektor FE	JA	JA	JA	JA	JA

Driscoll-Kraay-standardfeil er rapportert i parentes

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

Figur 12: Resultater paneldataanalyse del 2, statistisk modell

<sup>33</sup> Segmenter refererer her til persentiler av EDF, hvor eksempelvis 75. persentil er det selskapet som er dårligere enn 75% av selskapene i en sektor. Analogt til bruk av median som representativt mål for sektoren, kan persentilene være representative selskaper for ulike segment i sektoren. For eksempel kan vi se på median som representativt for hele sektoren. 75. persentil, som ligger midt i mellom median og det «dårligste» selskapet (med høyest EDF), vil være representativ for dette segmentet.

Vi modellerer ulike persentiler av EDF med makroøkonomiske forklaringsvariabler for å teste hvorvidt de har ulik effekt for ulike persentiler<sup>34</sup>. Intuitivt kan man tro at selskap med relativt dårlig kredittkvalitet påvirkes sterkere av svingninger i makroøkonomien, enn øvrige selskaper. Dette skyldes at disse selskapene har mindre finansielt spillerom på grunn for eksempel høy belåningsgrad.

Denne undersøkelsen vil bli utført ved at vi prøver forklare nye venstresidevariabler med samme modellspesifikasjon som i kapittel 7.1. De nye venstresidevariablene er 10edf, 25edf, 75edf og 90edf, hvor nummereringen representerer persentilene.<sup>35</sup>

Det er færre observasjoner for persentilene, da det kreves flere selskap på hvert tidspunkt (kvartal) for å kunne beregne disse, sammenlignet med median. Vi ser fra figur 12 at OBX, FX, RENTE og K2 er variabler som på tvers av persentilene i stor grad er presist estimert og statistisk signifikante. Vi observerer at koeffisientene generelt er stigende i absoluttverdi jo høyere persentil man betrakter. Med unntak av SPREAD og AKU er det i stor grad slik at desto høyere persentil, jo desto koeffisient i absoluttverdi. Det er verdt å merke seg at RENTE-koeffisienten ikke har statistisk signifikant effekt i median-modellen, men er signifikant og negativt estimert for de øvrige modellene.

Generelt ser vi en tendens til at selskap med dårlig kredittkvalitet (høy EDF) er mer sensitive for endringer i makroøkonomiske forhold, enn deres motpart med god kredittkvalitet (lav EDF).

### 7.2.2 Sammenlikning av segmenter med ulik kredittkvalitet i dynamiske modeller.

Som en utvidelse har vi modellert de forskjellige persentilene med samme dynamiske spesifikasjon som ble benyttet i modell (3) median EDF i kapittel 7.1. Rapporterte verdier i figur 13 er akkumulerte effekter<sup>36</sup>, fullstendig modell finnes i appendiks A.8.2. Det er tydelig at de samme tendensene som i den statiske modellspesifikasjonen i 7.2.1, er til stede i den dynamiske modellspesifikasjonen. Selskap med dårlig kredittkvalitet er gjennomgående mer sensitive for makroøkonomiske endringer. Koeffisientene til både BNP, OBX, FX, PMI og K2 er stigende i absoluttverdi etter hvert som kredittkvaliteten forverres (høyere persentil for EDF).

---

<sup>34</sup> Høyere persentil betyr høyere EDF, hvilket er analogt med dårligere kredittkvalitet

<sup>35</sup> Se kapittel 4.2

<sup>36</sup> Anta vi har den dynamiske modellen:  $Y_{i,t} = a + bY_{i,t-1} + cX_{i,t} + dX_{i,t-1}$ . På lang sikt vil vi ha at  $Y_{i,t} = Y_{i,t-1} = Y^*$  og  $X_{i,t} = X_{i,t-1} = X^*$ , slik at akkumulert effekt av X på Y vil kunne skrives som  $\frac{\partial Y^*}{\partial X^*} = \frac{c+d}{1-b}$ .



Fortegn er konsistente på tvers av persentilene for overnevnte forklaringsvariabler og bygger oppunder funnene fra den statistiske modellspesifikasjonen i 7.2.1.

	10edf	25edf	medf	75edf	90edf
BNP	-0,3139** (0,1492)	-0,3663 (0,3993)	-1,7546** (0,725)	-5,5244* (2,8563)	-6,4461 (5,9665)
OBX	-0,1239*** (0,0363)	-0,3529*** (0,0575)	-1,1271*** (0,2445)	-3,9021*** (0,7863)	-9,0148*** (2,0314)
AKU	0,0601* (0,0316)	0,1470*** (0,0505)	0,4317*** (0,1307)	0,6194 (0,4435)	-1,0434 (1,3455)
FX	0,1925 (0,1587)	0,6529** (0,2976)	2,5224** (1,1416)	11,6354** (4,9895)	13,4760** (5,9516)
PMI	-0,2495* (0,1338)	-0,9438*** (0,2779)	-2,0717*** (0,7611)	-6,4857** (2,8485)	-21,2929*** (7,165)
INNTEKT	-0,2193*** (0,0652)	-0,1538 (0,183)	-1,1189** (0,5192)	-0,4407 (1,9629)	-2,2600 (4,0878)
SPREAD	-0,0047 (0,008)	-0,0038 (0,0178)	-0,1337** (0,0591)	-0,0218 (0,2087)	0,9306* (0,5063)
RENTE	-0,0180 (0,0246)	-0,0180 (0,0461)	0,0217 (0,1302)	-0,3386 (0,4857)	-2,5647*** (0,5955)
K2	0,0044* (0,0024)	0,0097** (0,0045)	0,0454*** (0,0125)	0,1252*** (0,043)	0,2576*** (0,075)

Figur 13: Dynamisk modell for ulike persentiler. Driscoll-Kraay-standardfeil er rapportert i parentes.

### 7.3 Del 3: Heterogene effekter av makrovariabler på sektornivå

Her ønsker vi å se nærmere på del 3 av problemstillingen: Analysere hvordan ulike sektorer påvirkes ulikt av endringer i makroøkonomiske forhold. Analysen vil her fokusere på heterogene effekter av makroøkonomiske endringer. Mer presist ønsker vi å undersøke hvorvidt makroøkonomiske endringer påvirker ulike sektorer med ulik styrke. Vi utvider også del 2 av paneldataanalysen ved at vi i ser på heterogene effekter av makroøkonomiske endringer på EDF, hvor vi tillater kredittkvaliteten å variere. Vi tillater kredittkvaliteten å variere ved å benytte ulike persentiler av EDF som avhengig variabel.

#### 7.3.1 Sektorspesifikke effekter av makroøkonomiske endringer

I tidsserieanalysen i kapittel 6 lot vi dataen vår «snakke». Vi sto da igjen med ulike modeller, hvor mange av de potensielle forklaringsvariablene var utelatt og hvilke forklaringsvariabler som påvirket EDF varierte i stor grad mellom sektorene. Disse modellene er derfor i mindre grad direkte sammenlignbare. Vi ønsker å estimere modeller som er enklere å sammenligne på tvers av sektorene, og her utnytter vi paneldataanalyse. Vi estimerer i praksis separate ligninger for hver enkelt sektor, der vi lar koeffisientene til samtlige forklaringsvariabler variere fritt, slik som i tidsserieanalysen. Vi inkluderer interaksjonsledd for panelvariablene, BNP og OBX, med

dummyvariabler for hver sektor. I tillegg inkluderer vi interaksjonsledd mellom de aggregerte makrovariablene, som kun varierer i tidsdimensjonen, og sektorspesifikke dummyvariabler. Dette tillater oss å estimere ulik effekt av hver forklaringsvariabel for de ulike sektorene.

Her er det som nevnt estimert mange koeffisienter og vi er derfor begrenset med tanke på inklusjon av laggede variabler. Med samtlige makrovariabler vil vi totalt estimere 150 koeffisienter, ettersom det er snakk om 15 sektorer og 10 makrovariabler. Det vil være hensiktsmessig å tillate en dynamisk spesifisering, men grunnet antallet parametere som skal estimeres vil vi ikke gjøre dette her. Dette er for å bevare frihetsgrader, samt gjøre tolkningen av effekter enklere og mer oversiktlig. Dette kan sees på som en modell for momentane effekter på EDF av endringer i makroøkonomien.

Vi har valgt *cd* som referansesektor, og følgelig må koeffisienter for alle andre sektorer tolkes som avvik fra referansesektorens koeffisient i figur 14 som viser bruttokoeffisientene. Figur 15 viser nettokoeffisientene<sup>37</sup> til de ulike sektorene. Vi har foretatt F-tester for å undersøke hvorvidt alle interaksjonsledd tilknyttet makrovariablene er ulik null. Nullhypotesen er at makrovariablene har lik effekt på alle sektorene, alternativhypotesen er at en eller flere sektorer påvirkes ulikt av makroøkonomiske endringer.<sup>38</sup> Vi får forkastet nullhypotesen i samtlige tilfeller, med unntak av INNTEKT. Koeffisienten til INNTEKT er for øvrig ikke signifikant ulik null hverken for referansesektoren eller øvrige sektorer.

---

<sup>37</sup> Koeffisienten til vedkommende sektor, pluss koeffisienten til referansesektoren.

<sup>38</sup> For eksempel kan vi teste om hvorvidt FX-variabelen påvirker de ulike sektorene likt. Nullhypotesen er da at koeffisienten til FX er lik uavhengig av sektor, og dermed lik estimatet til referansesektoren for samtlige sektorer. Om nullhypotesen forkastes, sier alternativhypotesen at en eller flere av koeffisientene er ulik referansesektorens estimat. For å være helt presis tester vi interaksjonsleddene.

Kapittel 7: Resultater fra paneldataanalysen

Sektor	BNP	OBX	AKU	KPI	FX	PMI	INNTEKT	SPREAD	RENTE	K2
cd (referansesektor)	4,208** (1,615)	-2,922*** (0,962)	0,157 (0,188)	-17,28 (22,21)	5,251*** (1,728)	0,312 (0,699)	0,779 (0,889)	-0,0445 (0,0825)	-0,435* (0,227)	0,0509** (0,0231)
cs	-4,587*** (1,579)	1,203 (0,75)	-0,246 (0,21)	11,79 (21,38)	-4,528*** (1,343)	0,0264 (0,754)	-1,374 (1,44)	0,12 (0,075)	-0,223 (0,155)	-0,00705 (0,0291)
eqs	-1,629 (3,794)	-1,255 (1,309)	0,339 (0,466)	74,05 (50,05)	-1,683 (3,264)	-0,211 (1,973)	-0,442 (2,358)	-0,387 (0,376)	-0,935** (0,397)	0,224*** (0,0814)
og	-2,287 (1,471)	0,27 (0,829)	-0,0735 (0,325)	18,67 (39,8)	-11,01** (4,156)	-1,436 (1,278)	1,996 (2,103)	-0,569** (0,26)	0,0969 (0,204)	0,0133 (0,0455)
fin	-2,452* (1,447)	2,134** (0,905)	-0,136 (0,183)	10,2 (19,12)	-4,027** (1,607)	-0,488 (0,72)	-0,914 (0,814)	0,0129 (0,0871)	0,272 (0,205)	-0,0336 (0,0219)
hc	-3,964** (1,5)	2,376** (0,899)	-0,106 (0,197)	26,66 (23,3)	-5,519*** (1,794)	-0,0757 (0,866)	-1,630* (0,967)	0,0616 (0,0848)	0,386* (0,212)	-0,0437 (0,0271)
cap	-2,327 (2,04)	1,792* (0,898)	-0,223 (0,357)	-25,83 (29,13)	-2,523 (2,169)	-0,942 (1,107)	1,031 (1,236)	-0,339 (0,209)	0,166 (0,239)	0,00414 (0,04)
cps	-1,059 (4,906)	1,754 (1,074)	0,281 (0,312)	27,63 (24,12)	1,319 (3,176)	1,302 (1,442)	-2,726* (1,627)	-0,192 (0,23)	0,143 (0,349)	-0,0248 (0,0728)
trp	-3,564** (1,755)	0,884 (0,866)	0,0687 (0,265)	7,521 (23,46)	-5,480* (3,24)	-0,345 (0,862)	1,012 (1,663)	0,0718 (0,151)	0,0561 (0,189)	-0,033 (0,0313)
it1	-4,781** (1,856)	2,367** (0,995)	-0,193 (0,243)	16,79 (26,53)	0,346 (3,212)	-0,407 (1,206)	-0,235 (1,379)	-0,0102 (0,173)	0,318 (0,256)	-0,00929 (0,0482)
it2	-3,091*** (1,112)	-0,157 (0,574)	0,136 (0,232)	10,17 (21,71)	3,907 (4,176)	0,282 (0,95)	1,638 (1,289)	0,135 (0,0964)	0,424 (0,259)	0,0383 (0,0414)
mat	1,371 (2,086)	1,026 (1,157)	0,349 (0,32)	20,81 (44,98)	-6,020* (3,447)	2,831 (1,959)	-0,724 (1,593)	-1,083*** (0,221)	-0,123 (0,352)	0,0882* (0,0456)
real	-0,289 (3,624)	0,956 (1,103)	0,294 (0,448)	-104 (85,63)	16,87 (10,91)	-2,987 (1,925)	7,417 (5,975)	0,0458 (0,202)	0,559 (0,614)	0,0778 (0,0887)
tel	-6,392*** (1,954)	2,570*** (0,879)	-0,207 (0,279)	-6,268 (27,01)	-1,717 (1,921)	0,71 (0,965)	-2,405* (1,292)	-0,0454 (0,135)	0,336* (0,192)	0,000224 (0,029)
uti	-4,315*** (1,553)	2,843*** (0,887)	-0,151 (0,188)	30,1 (21,9)	-4,610*** (1,66)	0,0271 (0,747)	-0,75 (0,976)	0,0424 (0,0817)	0,409* (0,211)	-0,0398* (0,0233)

Within R<sup>2</sup> = 0.4625

Figur 14: Bruttokoeffisienter, Driscroll -Kraay standardfeil er rapportert i parentes

Sektor	BNP	OBX	AKU	KPI	FX	PMI	INNTEKT	SPREAD	RENTE	K2
cd	4,208	-2,922	0,157	-17,28	5,251	0,312	0,779	-0,0445	-0,435	0,0509
cs	-0,379	-1,719	-0,089	-5,49	0,723	0,3384	-0,595	0,0755	-0,658	0,04385
eqs	2,579	-4,177	0,496	56,77	3,568	0,101	0,337	-0,4315	-1,37	0,2749
og	1,921	-2,652	0,0835	1,39	-5,759	-1,124	2,775	-0,6135	-0,3381	0,0642
fin	1,756	-0,788	0,021	-7,08	1,224	-0,176	-0,135	-0,0316	-0,163	0,0173
hc	0,244	-0,546	0,051	9,38	-0,268	0,2363	-0,851	0,0171	-0,049	0,0072
cap	1,881	-1,13	-0,066	-43,11	2,728	-0,63	1,81	-0,3835	-0,269	0,05504
cps	3,149	-1,168	0,438	10,35	6,57	1,614	-1,947	-0,2365	-0,292	0,0261
trp	0,644	-2,038	0,2257	-9,759	-0,229	-0,033	1,791	0,0273	-0,3789	0,0179
it1	-0,573	-0,555	-0,036	-0,49	5,597	-0,095	0,544	-0,0547	-0,117	0,04161
it2	1,117	-3,079	0,293	-7,11	9,158	0,594	2,417	0,0905	-0,011	0,0892
mat	5,579	-1,896	0,506	3,53	-0,769	3,143	0,055	-1,1275	-0,558	0,1391
real	3,919	-1,966	0,451	-121,28	22,121	-2,675	8,196	0,0013	0,124	0,1287
tel	-2,184	-0,352	-0,05	-23,548	3,534	1,022	-1,626	-0,0899	-0,099	0,051124
uti	-0,107	-0,079	0,006	12,82	0,641	0,3391	0,029	-0,0021	-0,026	0,0111

Figur 15: Nettokoeffisienter

BNP har stort sett positiv effekt på EDF i denne modellspesifikasjonen, med fire sektorer som unntak. I sektorene med negativ effekt av BNP er nettokoeffisienten ofte nær null, se figur 15. Det er signifikant positiv effekt av BNP på referansesektoren, *cd*. Interaksjonsleddet for *cs*, *hc*, *it1*, *it2*, *tel* og *uti* er alle signifikant ulike referansesektoren på 5%. Her finner vi ikke støtte for negativ effekt av BNP, i kontrast til forventningene gjort rede for i kapittel 4.3. Effektene er i motsetning ofte positive, men generelt små og ikke-signifikante.

OBX er gjennomgående negativ for samtlige sektorer, noe som er i tråd med resultatene fra tidsserieanalysen og økonomisk forståelse. Effekten er størst for sektorene *og*, *eqs*, *it2* og *mcd*. Med tanke på at de to førstnevnte er to av de største sektorene på Oslo Børs er dette som forventet.

For AKU og KPI er det ingen signifikante effekter, hverken for referansesektoren eller øvrige interaksjonsledd. Til tross for dette får vi forkastet nullhypotesen om at samtlige interaksjonsledd er lik null for både AKU og KPI. AKU er svakt positiv i det fleste tilfeller, i tråd med forventningene. Her skiller altså resultatene seg fra tidsserieanalysen, hvor det i flere sektorer var signifikant negativ effekt av økt AKU. Fortegnet til KPI varierer mellom sektorene og har ofte store absoluttverdier. Dette må sees i lys av at det er lite variasjon i KPI som har et standardavvik på 0,003<sup>39</sup>. Dette vil si at et standardavviks bevegelse i KPI eksempelvis vil lede til en  $-0,364$  prosentpoeng endring i *real*<sup>40</sup>, alt annet likt.

FX er for referansesektoren signifikant på 1%- nivået og viser at ett standardavviks økning i FX leder til 0,18 prosentpoeng økning i EDF for referansesektoren, *cd*. For de øvrige sektorene er det flere signifikante effekter, men disse har ofte ulike fortegn. De sektorene med signifikante verdier på interaksjonsleddene er *cs*, *og*, *fin*, *hc*, *trp*, *mat* og *uti*, men nettoeffektene er marginale for både *cs*, *hc* *trp* og *uti*. For *og* er nettokoeffisienten for FX negativ og reduserer EDF i sektoren med 0,2 prosentpoeng ved et standardavviks økning i FX. Dette er forventet med tanke på at *og* er en eksportdrevet sektor. For *fin* er FX positivt korrelert, og et standardavviks bevegelse i FX øker *fin* med 0,4 prosentpoeng. De overnevnte er *ceteris paribus*-effekter.

---

<sup>39</sup> Se deskriptiv statistikk i appendiks.

<sup>40</sup>  $\beta_{KPI}^{netto} * sdev = (-121,28) * 0,003 = -0,364$

Effekten av PMI er lite konsistent på tvers av sektorene og ingen koeffisienter er signifikante. I tidsserieanalysen var det i stor grad signifikant negativ effekt av PMI, men her observerer vi positiv, ikke-signifikant effekt i det fleste sektorer.

Koeffisienten til SPREAD er for referansesektoren ikke signifikant og kun to av interaksjonsleddene er statistisk signifikante. Nettokoeffisienten hos de to signifikante sektorene *og* og *mat*, er negative og støtter opp under økonomisk intuisjon om terminpremien som en indikator på økonomiens framtidsutsikter.

For referansesektoren har RENTE-koeffisienten en negativ effekt på EDF, men denne er kun signifikant på 10%. Videre ser vi at interaksjonen for *eqs* er signifikant på 5%. At en økning i renten skal lede til lavere misligholdssannsynlighet er dog merkelig.

Estimerte koeffisienter er for K2 gjennomgående positive, men effekten varierer fra marginale til substansielle. Særlig for *eqs*, *mat* og *real* har kredittvekst stor effekt på EDF. En økning i K2 på et standardavvik er estimert å øke *eqs* med 0,5 prosentpoeng, og om lag halvparten av dette i *mat* og *real*. Kun interaksjon for *eqs* er signifikant ulik referansekategori ved 5 % signifikansnivå.

Som et alternativ til modellen ovenfor har vi estimert en modell hvor vi har erstattet samtlige forklaringsvariabler med deres laggede verdier, altså verdien fra foregående kvartal. Formålet er å se hvorvidt makrovariablene virker som ledende indikatorer for EDF på sektornivå. Resultatet er i grove trekk de samme som tidligere, og det er generelt lite signifikante resultater.<sup>41</sup>

### **7.3.2 Sektorspesifikke effekter av makroøkonomiske endringer for ulike segmenter av kredittkvalitet**

Tilsvarende er modeller der vi tillater heterogene effekter på sektornivå estimert for de fire andre persentilene. Modellspesifikasjonen er identisk med den brukt i 7.3.1, men vi modellerer samtlige persentiler her. Formålet med dette er å teste hypoteser om at selskaper med bedre og dårligere kredittkvalitet enn medianen, påvirkes ulikt av makroøkonomiske endringer avhengig

---

<sup>41</sup> Se appendiks A.8.3

av sektortilhørighet. Dette vil si at de makroøkonomiske effektene er heterogene på sektornivå for ulike segmenter av kredittkvalitet.

I praksis tester vi om samtlige interaksjonsledd er lik null, hvor interaksjonsleddene er produkter av en binærvariabel for sektortilhørighet og de ulike makroøkonomiske variablene. Om nullhypotesene ikke kan forkastes, vil parameteren til referansesektoren representere en felles effekt for alle sektorene. Rent formelt gjennomføres dette gruppevis på de ulike interaksjonsleddene med en F-test og er analogt til hvordan testene er gjennomført i 7.3.1.

For 10. persentil ser vi at binærvariablene ikke kan sies å være ulik referansesektoren (*cd*), for variablene BNP, AKU, FX og INNTEKT. Dette betyr at disse sektorene påvirkes likt av endringer i disse makroøkonomiske variablene.

For 25. persentil ser vi at kun AKU påvirker EDF likt uavhengig av sektor. For de øvrige forklaringsvariablene kan vi ikke forkaste at helningsparameterne er sektorspesifikke. Hvorvidt de er signifikante individuelt, basert på t-tester, er varierende.

For 75. persentil er det også kun AKU hvor vi ikke får forkastet nullhypotesen om at interaksjonsleddene er lik null, med en p-verdi på 0,31. For 90. persentil er eneste variabel hvor vi ikke får forkastet nullhypotesen om at interaksjonsleddene er lik null, KPI med en p-verdi på 0,25.

Generelt kan vi *ikke* si at forklaringsvariablene har like parametere for de ulike sektorene. Unntaket viser seg å være 10. persentil, hvor vi ikke kan forkaste at sektorene har like helningsparametere for 4 av 10 makrovariabler. Hvorvidt referansekategoriene og de enkelte interaksjonsleddene er individuelt statistisk signifikante, er i stor grad varierende. Effekter av ulike makrovariabler ser ut til å være heterogene på tvers av sektorer uavhengig av kredittkvalitet, men i noe mindre grad for 10. persentil. Ettersom funnene våre indikerer at selskapene med svært god kredittkvalitet er mindre konjunkturfølsomme, kan det være vanskelig å skille effektene mellom sektorene.

Resultatene fra disse modellene er rapportert i appendiks A.8.4.



## 8 Diskusjon

Først vil vi påpeke at våre undersøkelser er gjennomført over en tidsperiode (2004-2018) som har vært preget av ekstraordinære omgivelser for verdensøkonomien. Dette på grunn av finanskrisen og påfølgende ukonvensjonelle politikktiltak gjennomført av flere store sentralbanker som FED i USA, BoE i Storbritannia, ECB i Euro-området, BoJ i Japan og Riksbanken i vårt naboland, Sverige. Norge er noe atypisk sammenlignet med andre industrialiserte land med tanke på hvordan norsk økonomi klarte seg relativt bra gjennom krisen og finansielle institusjoner viste seg å være robuste (IMF, 2015). Selv om rentesettingen i Norge i deler av perioden bærer preg av et kraftig oljeprissjokk, er rentesettingen i samme periode også preget av rentesettingen ute (Bache, 2018). Ukonvensjonelle politikktiltak som kvantitative lettelse, betyr at sentralbanken går direkte inn i kredittmarkedet og kjøper verdipapirer både i første- og annenhåndsmarkeder, med sikte på å bringe langsiktige renter ned og samtidig tilføre likviditet i markedet. I teorien betyr dette lavere finansieringskostnad for private aktører som finansierer seg i kredittmarkedet og i vårt tilfelle kan dette ha slått ut i lavere EDF, siden de norske børsnoterte selskapene ofte er finansiert i både det norske og internasjonale kredittmarkedet. Denne politikken kan også ha tvunget enkelte investorer inn i aksjemarkedet, noe som kan ha en gunstig effekt på EDF. Det er naturlig å tro at våre resultater kan være preget av dette lavrenteregimet og kvantitative lettelse ute, og at dette kan ha bidratt til kunstig lav misligholdssannsynlighet i perioden etter finanskrisen. Det kan derfor være av interesse for videre arbeid å se på en annen eller utvidet tidshorison, som ikke utelukkende er preget av ekstraordinær sentralbankpolitikk ute, som også påvirker norske børsnoterte selskap.

Gjennom oppgaven ser vi hvordan koeffisienten til BNP-variabelen i enkelte analyser er positiv og i andre negativ. Likevel finner vi sjeldent at den er presist estimert og statistisk signifikant. Dette er verdt å merke seg, men ikke nødvendigvis et overraskende funn, ettersom metoden bak EDF krever at selskapene er børsnoterte. Utvalget vårt er derfor basert på de «få og store» aktørene i norsk økonomi, hvorav flere av selskapene er store internasjonale selskaper. De funnene vi har gjort, sett i lys av dette, kan indikere at disse selskapenes kredittkvalitet styres av internasjonale forhold. Slik sett kan særnorske indikatorer være mangelfulle når det kommer til å forklare bevegelser i EDF (Castrén et al., 2008). Tidligere arbeid på feltet har funnet at norsk «business cycle» (produksjon) beveger seg prosyklisk med andre industrialiserte land. Samtidig er det vist at norsk økonomi er i mindre grad prosyklisk enn øvrige OECD land. Dette



kan forklares ved at Norge i stor grad skiller seg ut ved å være en liten, åpen og råvareeksporterende økonomi (Bjørnland, 2000).

Våre funn indikerer at økt BNP i snitt bidrar til å redusere EDF for norske børsnoterte selskaper, men på sektornivå er det store individuelle forskjeller i effekten av BNP. Noen<sup>42</sup> tidsseriemodeller viser statistisk signifikant negativ effekt av BNP, mens et flertall har enten fraværende eller ikke-signifikante effekter av BNP. Slik sett fraviker flere av våre resultater fra det som er funnet hos Nordal og Syed (2010), som finner en utvetydig negativ og signifikant effekt av BNP for samtlige sektorer som rapporteres. Dette kan skyldes at deres datagrunnlag ikke utelukkende inkluderer børsnoterte selskaper. Boss (2002) finner også en signifikant negativ effekt av BNP på misligholdssannsynligheten for den østerrikske økonomien sett under ett, i samsvar med våre resultater. Sveriges Riksbank (Åsberg & Shahnazarian, 2008) bruker riktignok industriproduksjon fremfor BNP, men finner også negativ effekt av denne variabelen på EDF for svensk privat sektor. Målene er ikke direkte sammenliknbare, da BNP er produksjon fratrukket innsatsfaktorbruk og dermed et lønnsomhetsmål, ikke et direkte mål på produksjonen.

Som vi ser av resultatene er OBX en av variablene med mest robust effekt i vår studie. Dette er lite overraskende, da informasjon fra aksjemarkedet rent teknisk er direkte knyttet til kalkuleringen av EDF. At vekst i aksjemarkedet generelt sett leder til en reduksjon i EDF, er ikke kontroversielt og støttes opp av funn i Boss (2002), som bruker flere ulike aksjeindekser i sin modell, og Castrén et al. (2008).

Med unntak av FX har øvrige makrovariabler forventet fortegn i den dynamiske paneldatamodellen. I resterende analyser er det flere tilfeller av uventede fortegn og parameterne bærer preg av å være mindre signifikante.

Et noe overraskende funn er at en depresiering av NOK, økt FX, er estimert med positivt fortegn i flere av analysene, også i den dynamiske paneldatamodellen. Det betyr at når FX øker (NOK depresierer mot handelspartnernes valutaer), vil det føre til økt EDF. Som en liten råvareeksporterende økonomi kan dette virke overraskende, da man skulle tro at innenlandske bedrifter forbedrer sitt konkurransefortrinn mot utlandet, og at vi dermed skulle observert en negativ effekt på EDF. Noe som kan forklare en slik estimert effekt, er tidshorisonten. Siden vi

---

<sup>42</sup> Vi finner signifikant negativ effekt av BNP i tidsseriemodellene for fem av femten sektorer.

i hovedsak ser på «momentane» effekter eller effekter med et kvartals laggede verdier, er det mulig at de gunstige effektene er preget av større treghet enn dette. Initial negativ effekt av en depresiering i en eksporterende økonomi er i litteraturen kjent som «J-kurven». På grunn av at eksporterende bedrifter allerede har inngått avtaler, vil kvantumeffekten<sup>43</sup> av svakere krone komme på sikt og den umiddelbare virkningen være et fall i relative priser (Blanchard, Amighini, & Giavazzi, 2010).

En alternativ forklaring kan være at NOK er en mindre likvid slik at uro ute fører til at NOK svekkes. Dette skyldes at investorer flykter til mer likvide valutaer som USD og JPY. Samtidig vil økt uro ute føre til dårligere forretningsmessige betingelser og dermed lavere inntjening for norske eksporterende selskap, noe som vil kunne øke EDF. Nok en forklaring kan være kan være oljeprisfallet sommeren 2014 som førte til en nedjustering av fremtidsutsiktene til norsk økonomi. Dette, sammen med sentralbankens rentesetting, ledet til at valutakursen depresierte. Det kan være denne effekten vi fanger opp i estimatet til FX.

Til tross for dette ser vi i panelmodellen hvor vi tillater for sektorspesifikke sjokk, at enkelte av sektorene får redusert EDF når NOK depresierer. Den sterkeste effekten her er observert i *olje og gass-sektoren*, som har en negativ koeffisientverdi på omtrent 5. Også i tidsserieanalysen finner vi at enkelte sektorer har negativ koeffisient.

Som tidligere nevnt ser vi utelukkende på børsnoterte selskap i denne oppgaven. Børsnoterte selskap har en blandet finansieringsstruktur bestående av egenkapital, verdipapirfinansiering og tradisjonelle banklån. Til sammenligning ser Nordal og Syed (2010) på både børsnoterte og unoterte aksjeselskap, der unoterte aksjeselskap er en stor majoritet. Rentevariabelen de bruker er sammenlignbar med vår.<sup>44</sup> Unoterte selskap har ofte banklån som eneste kilde til fremmedkapitalfinansiering, og påvirkes i større grad av renten på slike lån. Dette kan forklare at vi finner små totaleffekter av renten, og i noen tilfeller negativt fortegn, i motsetning til blant annet Nordal og Syed (2010).

Med den statiske paneldatamodellen presentert i del 3 av paneldatanaalysen, er det flere uventede fortegn og få signifikante effekter. For det første er det trolig at modellen er dynamisk feilspesifisert. Dette vil bety at forklaringsvariablene er korrelert med restleddet som nå

---

<sup>43</sup> Med kvantumeffekt menes økt eksport som følge av en reduksjon i relativ pris på norske varer.

<sup>44</sup> Nordal og Syed (2010) bruker banks' lending rate (BOR)

inneholder laggede verdier av forklaringsvariablene. I litteraturen omtales dette som utelatt variabel-problematikk og kan lede til skjevhet i estimatene (Wooldridge, 2015, s. 78-81). For det andre kan feilspesifikasjonen også omfatte laggede verdier av avhengig variabel, noe som kan gi opphav til seriekorrelasjon. Det er mulig at Discroll-Kraay-standardavvikene brukt i denne studien som kun tar hensyn til seriekorrelasjon som følger en MA(q)-prosess (Hoechle, 2007), ikke løser vårt problem med inferens. Tester viser at våre restledd er seriekorrelerte for ikke-dynamiske modellspesifikasjoner og at de følger en AR-prosess.

En potensiell forbedring kunne vært at vi tillot Discroll-Kraay-standardavvikene å ta hensyn til seriekorrelasjon av en høyere MA-prosess enn hva «xtscc»-kommandoen har som standard<sup>45</sup>. Overordnet virker det likevel å være stor grad av heterogene effekter av makroøkonomiske endringer for de ulike sektorene. Dette ble testet ved bruk av F-tester på de ulike interaksjonsleddene mellom de makroøkonomiske variablene og de sektorspesifikke binærvariablene.

---

<sup>45</sup> Standard for «xtscc» er i vårt tilfelle en MA(3)-prosess. En AR(1)-prosess kan vises å være det samme som en MA(q)-prosess når q går mot uendelig.

## 9 Konklusjon

Ved modellering av separate tidsseriemodeller finner vi at det er store forskjeller i hvilke makroøkonomiske variabler som har betydning for ulike sektorer. Det fremkommer tydelig at oppgang i aksjemarkedene, representert ved økt OBX, påvirker EDF negativt på tvers av sektorene. Overraskende funn er at BNP ikke har robust negativ effekt på tvers av sektorene, som tidligere litteratur har funnet. Det er verdt å merke seg at AKU ofte inngår negativt i modellene, dette kan virke kontraintuitivt med tanke på at økt AKU assosieres med negativ økonomisk utvikling. Økt ledighet gir samtidig mindre press på lønninger, slik kan negativ effekt forklares med økonomisk teori. Utover dette er det få variabler som har robuste effekter av på tvers av sektorene i tidsserieanalysen.

I den dynamiske panelmodellen får vi kontrollert for sektorspesifikke forhold, samt at vi får korrigert standardavvik for avhengighet mellom restledd i tverrsnittet. Vi finner robust effekt av begge panelvariablene, BNP på sektornivå og aksjeindeksene (OBX). Sensitivitetsanalysen viser at den dynamiske paneldatamodellen kontrollerer godt for rene tidseffekter, da koeffisientene til panelvariablene endres marginalt ved inklusjon av tidsdummyer og eksklusjon av makrovariablene. I denne analysen er det verdt å merke seg at BNP har forventet fortegn, og er presist estimert. Altså er det tegn til at gjennomsnittlig effekt av BNP for samtlige børsnoterte selskap er negativ.

Videre ble det undersøkt hvorvidt selskaper av ulik kredittkvalitet reagerte ulikt på overordnede endringer i økonomien. Ved bruk av en statisk modell og en dynamisk modell fant vi tegn på at dette er tilfellet. Grad av endring i EDF, på bakgrunn av endring i makroøkonomiske variabler, viste seg å være større jo lavere kredittkvalitet de undersøkte segmentene hadde. Dette er i tråd med hva man intuitivt kunne tenke seg til. Det ble også sjekket hvorvidt sektortilhørighet har betydning for selskaper med kredittkvalitet over og under medianen. Våre resultater viser at segmentet med svært god kredittkvalitet<sup>46</sup> reagerer i større grad likt på tvers av sektorer ved endringer i makroøkonomiske forhold. Dette vil med andre ord bety at to representative selskaper som tilhører 10. persentil i ulike sektorer, i stor grad reagerer likt på

---

<sup>46</sup> 10. persentil av EDF

bevegelser i for eksempel FX. For de øvrige segmentene av kredittkvalitet indikerer våre funn at effekten av makroøkonomiske endringer er sektoravhengig.

Hypotesen om at makroøkonomiske variabler har ulik effekt på ulike sektorer finner vi bevis for i både tidsserieanalysen og paneldataanalysen del 3. Dette samsvarer med funn hos blant andre Nordal og Syed (2010), Virolainen (2004) og Simons og Rolwes (2009).

### 9.1 Videre arbeid

I denne oppgaven er populasjonen vi trekker utvalget vårt fra norske børsnoterte selskaper. Den første og åpenbare forbedringen av oppgaven ligger i å anskaffe et bredere datagrunnlag som ikke kun inkluderer børsnoterte selskap, slik at vi kan si noe om øvrige selskaper i norsk økonomi. I denne oppgaven kan vi ikke trekke konklusjoner for alle norske selskaper, ettersom norske børsnoterte selskaper trolig ikke er representativt for disse. Slik sett er våre resultater kun relatert til de «få og store» børsnoterte selskapene.

Et potensielt problem vi ikke har tatt høyde for er simultanitet. Enkelte av de makroøkonomiske variablene kan være simultant bestemt med EDF. Et eksempel på dette er rentevariabelen. EDF påvirkes av renten, men renten kan samtidig avhenge av EDF. Renten er prisen på kapital og denne avhenger av kredittverdigheten til debitor. En potensiell utvidelse kan være å ta hensyn til at samtlige makrovariabler er endogent bestemt. Ved en slik utvidelse vil ta høyde for feedback-effekter mellom EDF og makrovariabler, og vice versa. Samt tillate at makrovariabler påvirker hverandre.

Som nevnt i kapittel 8 tror vi inklusjon av internasjonale tilstandsvariabler kan forbedre analysen. Ettersom norsk økonomi er svært avhengig av oljeaktivitet kunne en alternativ anvendelse av oljepris som makrovariabel, fremfor som kontrollvariabel i oljerelaterte sektorer, forbedret oppgaven. Et eksempel på en slik anvendelse av oljeprisen finnes i Boss (2002).

En tredje potensiell utvidelse kan være å teste for strukturelle endringer i parameterne. Et eksempel kan være at vi tror det skjer store strukturelle endringer rundt tidspunktet for finanskrisen, og effekten av ulike makroøkonomiske variabler endrer seg i den påfølgende perioden.

En fjerde utvidelse er å utvide datasettet til å inkludere en lengre tidsperiode, av årsaker nevnt i diskusjonen innledningsvis i kapittel 8.

## Litteraturliste

- Andersen, Ulf, Cappelen, Ådne, Nordbø, Einar W., Helge Nome Næsheim, Sørbo, Johannes, & Torvik, Ragnar. (2017). *Mål for arbeidsledigheten: Avvik, årsaker og supplerende indikatorer*.
- Arora, Navneet, Bohn, Jeffrey R., & Zhu, Fanlin. (2005). Reduced Form vs. Structural Models of Credit Risk: A Case Study of Three Models. *Journal of Investment Management*, 3(4), 43.
- Askildsen, Jan Erik, & Nilsen, Øivind Anti. (2009). Markup Cyclicalities and Input Factor Adjustments. *Empirical Economics*, 38(2), 409-428.
- Bache, Ida Wolden. (2018). Hvem Bestemmer Renten i Norge? I Norges Bank (Red.), *Norges Bank*. <https://www.norges-bank.no/Publisert/Foredrag-og-taler/2018/2018-01-31-bache/>.
- Baltagi, Badi H. (2005). *Econometrics Analysis of Panel Data*: John Wiley & Sons.
- Bjørnland, Hilde Christine. (2000). Detrending Methods And Stylized Facts of Business Cycles in Norway - an International Comparison. *Empirical Economics*, 25(3), 369-392.
- Blanchard, Oliver, Amighini, Alessia, & Giavazzi, Francesco. (2010). *Macroeconomics A European Perspective*: Pearson Education Ltd.
- Bodie, Zvi, Kane, Alex, & Marcus, Alan J. (2014). *Investments* (Vol. 10th Global Edition): McGraw-Hill Education.
- Bohn, Jeffrey, Arora, Navneet, & Korablev, Irina. (2005). Power and Level Validation of the EDF Credit Measure in the U.S. Market *Moody's KMV*, 25.
- Boss, Michael. (2002). *A Macroeconomic Credit Risk Model For Stress Testing The Austrian Credit Portfolio*. Oesterreichische Nationalbank.
- Carlin, Wendy, & Soskice, David. (2006). *Macroeconomics: Imperfections, Institutions & Policies*: Oxford University Press.
- Castrén, Olli, Déés, Stéphane, & Zaher, Fadi. (2008). *Global Macro-Financial Shocks and Expected Default Frequencies In The Euro Area*.
- Chatterjee, Somnath. (2015). Modelling credit risk. *Centre for Central Banking Studies, Bank of England*.
- Collin-Dufresne, Pierre, Goldstein, Robert S., & Martin, J. Spencer. (2001). The Determinants of Credit Spread Changes. *The Journal of Finance*, Vol. 56(No. 6), 2177-2207.
- Crossen, Christopher, & Zhang, Xu. (2011). Validating the Public EDF Model for European Corporate Firms. *Moody's Analytics*, 13.
- Crouhy, Michel, Galai, Dan, & Mark, Robert. (2000). A Comparative Analysis of Current Credit Risk Models. *Journal of Banking & Finance*.
- Driscoll, John C., & Kraay, Aart C. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation With Spatially-Dependent Panel Data. *Review of Economics and Statistics*.
- Dwyer, Douglas, & Qu, Shisheng. (2007). EDF™ 8.0 MODEL ENHANCEMENTS. *Moody's KMV*.
- Enders, Walter. (2014). *Applied Econometric Time Series* (Fourth Edition utg.): John Wiley & Sons.
- Engelmann, Bernd, Hayden, Evelyn, & Tasche, Dirk. (2003). Measuring the discriminative power of rating systems: Discussion paper, Series 2: Banking and Financial Supervision.
- Finanstilsynet. (2017). *Finansielt Utsyn November 2017*.
- Foglia, Antonella. (2009). Stress Testing Credit Risk: A Survey of Authorities' Approaches. *International Journal of Central Banking*.
- Frye, Jon. (2000). Collateral Damage: A Source of Systematic Credit Risk *Risk Magazine*, 13(4), 91-94.
- Glantz, Morton. (2003). *Managing Bank Risk An Introduction to Broadbase Credit Engineering* (Vol. 1): Academic Press.
- Hoechle, Daniel. (2007). Robust Standard Errors For Panel Regressions With Cross-Sectional Dependence. *Stata Journal*, 7(3), 281-312.
- Huang, Jing-zhi, & Huang, Ming. (2002). How Much of the Corporate-Treasury Yield Spread is Due to Credit Risk? *NYU working paper, S-CDM-02-05*.
- Hull, John C. (2012). *Options, Futures, And Other Derivatives*: Pearson.

- IMF. (2015). Norway: Financial Sector Assessment Program - Financial System Stability Assessment. *International Monetary Fund. Monetary And Capital Markets Department*.
- Jarrow, Robert, & Protter, Philip. (2004). Structural versus reduced form models: a new information based perspective. *Journal of Investment management*, 2(2), 1-10.
- Korablev, Irina, & Dwyer, Douglas. (2007). Power and level validation of Moody's KMV EDF credit measures in North America, Europe and Asia. *Moody's KMV*.
- Löffler, Gunter, & Posch, Peter N. (2007). *Credit Risk Modeling Using Excel and VBA*: John Wiley & Sons Ltd.
- Merton, Robert C. (1974). On The Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. *The Journal of Finance*, 29(2), 449-470.
- Nazeran, Pooya, & Dwyer, Douglas. (2015). Credit Risk Modeling of Public Firms: EDF9. *Moody's Analytics*.
- Nordal, Kjell Bjørn, & Syed, Haseeb. (2010). A model for predicting aggregated corporate credit risk. *Norges Bank. Economic Bulletin (Online)*, 81(1), 20.
- Simons, Dietske, & Rolwes, Ferdinand. (2009). Macroeconomic Default Modeling and Stress Testing. *International Journal of Central Banking*.
- SSB. (2012). Begreper i nasjonalregnskapet. Lastet ned fra <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/begreper-i-nasjonalregnskap#Basisverdi>
- SSB. (2018). Kredittindikator. Lastet ned fra <https://www.ssb.no/kredind>
- Verbeek, Marno. (2012). *A Guide to Modern Econometrics* (4th utg.): John Wiley & Sons.
- Virolainen, Kimmo. (2004). *Macro Stress Testing With A Macroeconomic Credit Risk Model For Finland*.
- Wilmott, Paul. (2006). *On Quantitative Finance: Volume Two*: Wiley
- Wooldridge, Jeffrey M. (2015). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (6th utg.): Nelson Education.
- Åsberg, Per, & Shahnazarian, Hovick. (2008). Macroeconomic impact on expected default frequency: Sveriges Riksbank Working Paper Series.

## Appendiks

### A.1.1 Definisjon av mislighold

Under er det et utdrag hentet fra Moody's (Dwyer & Qu, 2007, s. 22) som definerer hva vi i denne oppgaven mener med mislighold:

*"In building a public firm model, it is critical to develop a definition of default that is consistent with an actual economic*

*loss suffered on the part of creditors.<sup>16</sup> Further, the definition needs to be such that it can be widely and consistently*

*applied across many countries. While we track many default types, it is useful to divide them into three groups:*

- *Missed payments*
- *Bankruptcy*
- *Distressed exchange*

*A missed payment is the failure to make a contractually required payment by its due date. This can include a bond payment, payment on a bank loan, as well as payments on trade debt. Such an event is considered a default without regard to how long the payment is delayed. A missed dividend on a preferred stock is not considered a default. While a preferred stock has priority over common stock in receiving dividends, a company is not contractually obligated to pay such dividends. Therefore, we follow the standard practice of not considering such an event to be a default. A bankruptcy should be thought of as a filing for legal protection from creditors due to financial distress. In the U.S., this would include either Chapter 11 or Chapter 7 filings. In Canada, it includes the filing under the Creditors Arrangement Act. In the U.K., it would include an Administrative order. In Japan, it includes both bankruptcy and*

*rehabilitation. In Japan, the specific application differs by the type and the size of the company. The most ambiguous concept of a default is a distressed exchange. Companies restructure debt for many reasons that are unrelated to financial distress. A restructuring becomes a distressed exchange when the restructuring is explicitly done to avoid bankruptcy proceedings. Users of the model are often interested in how this definition of default compares with the one set forth in Basel II. The key difference is that Basel II only considers a missed payment a default when*



it becomes 90 days past due. Consequently, our definition is conservative relative to the Basel definition in this aspect. Basel II also allows a financial institution to classify a company as a default if “it is determined that the obligor is unlikely to pay its debt obligations (principal, interest, or fees) in full.” It is not clear how one could include such a default type in a model of public defaults that is intended to be used across multiple financial institutions. Nevertheless, if a company is highly unlikely to pay its debt obligations, then it should eventually miss a payment, become bankrupt, or restructure its debt through a distressed exchange. If so, it would be included in our definition of default.”

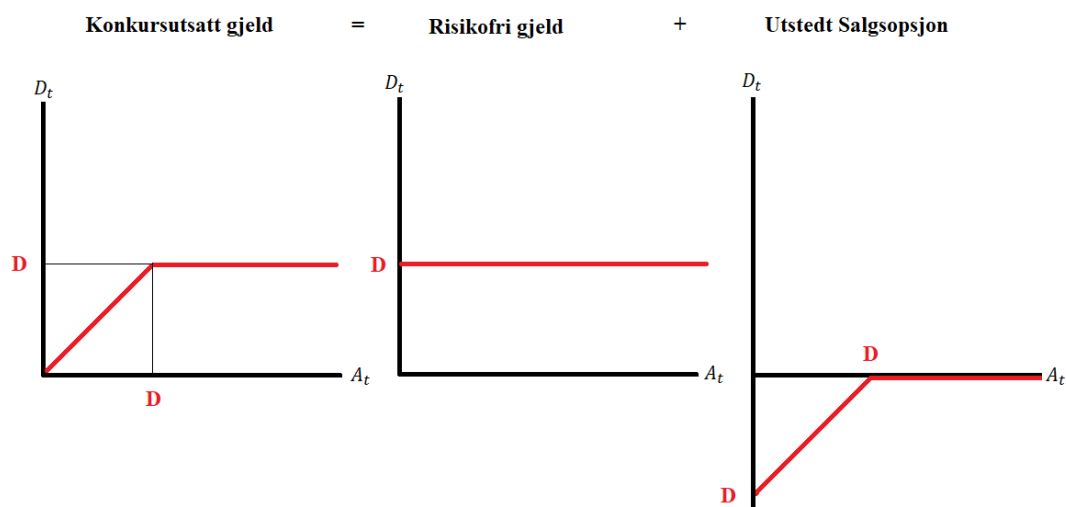
### A.2.1 Merton og VK-modellen: En mer teknisk gjennomgang

Robert C. Merton skrev i 1974 artikkelen «On The Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates» som utledet en modell for å prise bedriftsgjeld under forhold hvor sannsynligheten for mislighold var tilstede. Merton baserte modellen sin på tidligere arbeid fra Black and Scholes kjente modell for opsjonsprising (Merton, 1974, s. 449).

### A.2.2 Aksjonærenes og kreditorens verdier representert med opsjonsteori

For kreditorene kan deres verdier representeres som totalverdien av gjelden og en utstedt salgsoptjon.

$$\begin{aligned}
 \text{(A1)} \quad \text{Verdien for kreditor} &= \min(\text{Gjeld}, \text{Aktiva}) \\
 &= \text{Gjeld} + \min(\text{Aktiva} - \text{Gjeld}, 0) \\
 &= \text{Gjeld} - \max(\text{Gjeld} - \text{Aktiva}, 0)
 \end{aligned}$$



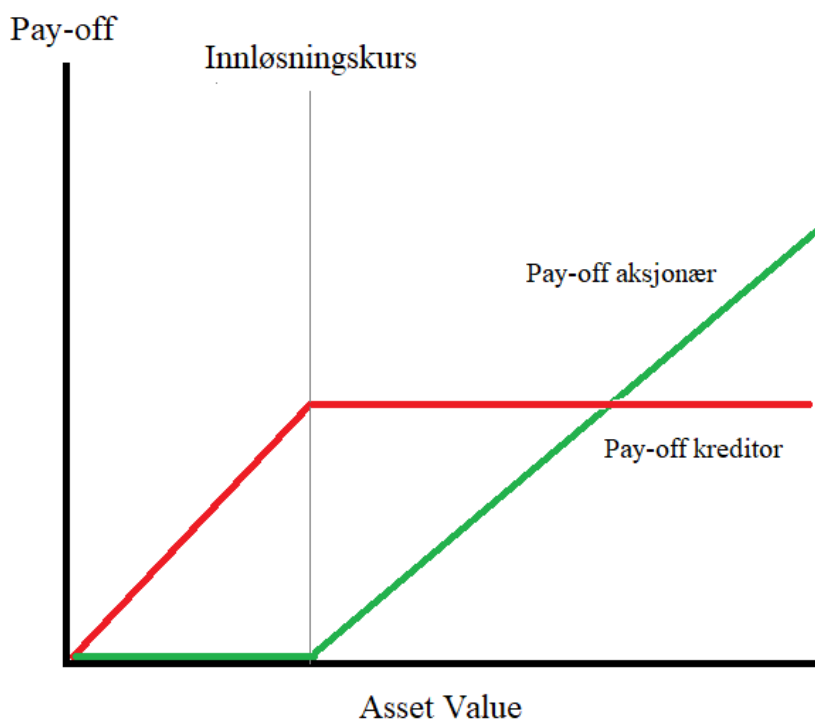
Figur A1: Payoff fra misligholdsutsatt gjeld, og deelementene.

Logikken bak (A1) er at dersom selskapet ikke misligholder gjelden sin vil kreditorene få tilbake pengene sine pluss renter, representert ved D i figur A1. Dette betyr at verdien som maksimerer siste ledd i (A1) er 0, dette er tilfellet når egenkapitalen er positiv. Om selskapet misligholder vil kreditorene få tilbake restverdien av selskapet, noe som kan sees ved at verdien på siste ledd blir  $(Gjeld - Aktiva)$  slik at  $Verdien\ for\ kreditor = Aktiva$ .

I vårt tilfelle kan man fremstille aksjonærenes verdier ved en kjøpsopsjon (europeisk, ingen dividende), slik:

$$(A2) \quad Verdien\ for\ aksjonær = Kjøpsopsjon_{aksjonær} = \max(Aktiva - Gjeld, 0)$$

Logikken bak (A2) ligger i at som aksjonær vil du ha positive verdier så lenge aktiva er større enn den totale gjelden, slik har man muligheten til å betjene selskapets forpliktelser. Denne verdien kan modelleres som en kjøpsopsjon hvor innløsningskursen er lik verdien på gjelden. Om et selskap misligholder gjelden sin har aksjonæren mulighet til å kostnadsfritt overdra selskapet til kreditorene. Dette vil aksjonærene gjøre frivillig, som man ser fra (A2), på grunn av at 0 vil være større enn alternativet i et scenario hvor bedriften har misligholdt betalingsforpliktelser (aktiva er mindre enn den totale gjelden).



Figur A2: Pay-off-struktur

### A.2.3 Usikkerhet i aktivaverdien

Aktivaverdien kan antas å følge en stokastisk prosess kjent som «geometric Brownian motion» (GBM). Usikkerheten knyttet til misligholdssannsynlighet kommer fra usikkerheten rundt fremtidig aktivaverdi, og dermed midlene et selskap har til rådighet for å betjene fremtidige forpliktelser.

$$(A3) \quad dA = \mu A dt + \sigma A dw$$

Hvor; A er selskapets aktivaverdi, dA er endring i A, dt er endring i tid,  $\mu$  er en drift-rate for A,  $\sigma$  er standardavviket (volatiliteten) til A og dW er en Wienerprosess.

Ito's Lemma viser at en funksjon G, av argumentene A og t, følger prosessen i (A4). For en formell utledning av Ito's Lemma kan man se Hull (2012, s. 297-298).

$$(A4) \quad dG(A, t) = \left( \frac{dG}{dA} \mu A + \frac{dG}{dt} + \frac{1}{2} \frac{d^2 G}{dA^2} \sigma^2 A^2 \right) dt + \frac{dG}{dA} \sigma A dW$$

Videre kan man definere  $G = \ln(A)$ , noe som impliserer at:

$$(A5) \quad \frac{dG}{dA} = \frac{1}{A}, \quad \frac{d^2 G}{dA^2} = -\frac{1}{A^2}, \quad \text{og} \quad \frac{dG}{dt} = 0.$$

Om man setter inn resultatene fra (A5) og  $G = \ln(A)$  inn i (A4) får vi (A6).

$$(A6) \quad d \ln(A) = \left( \mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) dt + \sigma dW$$

Videre kan vi definere tre kriterier:

1.  $dW = \varepsilon \sqrt{dt}, \varepsilon \sim N(0,1)$
2.  $dt = (t_{slutt} - t_{start}) = (t - 0) = t$
3.  $d \ln(A) = \ln\left(\frac{A_t}{A_0}\right) = \ln(A_t) - \ln(A_0)$

1 kommer direkte fra betingelsen for en Wienerprosess, 2 kommer av at vi ser på en periode fra 0 til t, og 3 sier at utviklingen i aktivaverdien fra periode 0 til t er  $A_0$  til  $A_t$ .

Dette gir oss (A7) under:

$$(A7) \quad \ln(A_t) = \ln(A_0) + \left( \mu - \frac{\sigma^2}{2} \right) t + \sigma \varepsilon \sqrt{t}$$

Som kan skrives om til (A8):

$$(A8) \quad A_t = A_0 e^{\left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)t + \sigma \varepsilon \sqrt{t}}$$

Hadde det ikke vært noen usikkerhet ville man enkelt kunne fremstilt utviklingen i aktivaverdien som  $A_t = A_0 e^{\mu t}$ , dvs. at  $\sigma = 0$ .

Sannsynligheten for mislighold på tidspunkt  $t$  kan finnes som under:

$$(A9) \quad PD_t = \text{prob}(A_t \leq D) = \text{prob}[\ln(A_t) \leq \ln(D)],$$

hvor  $D_t$  er total gjeld, eller i Moody's-rammeverket er den lik misligholdspunktet 100% kortsiktig gjeld + 50% langsiktig gjeld. (A9) viser sannsynligheten for at logaritmen til aktivaverdien er lavere enn logaritmen til misligholdspunktet.

Her kommer utledningen av (A7) til nytte, ved at man kan skrive om (A9) slik:

$$(A10) \quad PD_t = \text{prob} \left[ \ln(A_0) + \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)t + \sigma \varepsilon \sqrt{t} \leq \ln(D) \right]$$

Med litt omskriving kan det vises at:

$$(A11) \quad PD_t = \text{prob} \left[ \frac{\ln\left(\frac{A_0}{D}\right) + \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)t}{\sigma \sqrt{t}} \leq \varepsilon \right] = \text{prob} \left[ -\frac{\ln\left(\frac{A_0}{D}\right) + \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)t}{\sigma \sqrt{t}} \geq \varepsilon \right]$$

Siden  $\varepsilon \sim N(0,1)$ , kan man vise at (A11) kan skrives som:

$$(A12) \quad PD_t = N \left[ -\frac{\ln\left(\frac{A_0}{D}\right) + \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)t}{\sigma \sqrt{t}} \right] = N(-d2)$$

Her er  $d2$ , som kjent fra Black & Scholes, vist nedenfor. Likning (A12) representerer arealet under venstre hale i normalfordelingen til venstre for punkt  $d2$ .  $d2$  tilsvare DD som vist i oppgaven. Intuisjonen bak dette er rimelig rett frem. Første ledd i telleren til  $d2$  er  $\ln\left(\frac{A_0}{D}\right)$ , denne sier hvor mye du har råd til å «tape» i dag, før aktivaverdien er lavere enn gjelden. Andre ledd i teller hos  $d2$  er  $\left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)t$ , dette leddet kan sees på som hvor mye aktivaverdien har vokst med over perioden. Samlet vil telleren si noe om hvor mye midler man har til å betjene gjeld i løpet av perioden. Nevneren er standardavviket, slik at hele uttrykket sier noe om hvor mange standardavviks bevegelse i aktivaverdi man er unna mislighold. Man kan også se at en reduksjon i  $A$  leder isolert sett til høyere PD, økning i  $D$  gir isolert sett høyere PD og en økning i standardavviket gir isolert sett høyere PD. Det er igjen viktig å påpeke

at VK-modellen fraviker fra B&S på dette området, da den ikke antar normalfordeling, men bruker DD til å finne den empiriske sannsynligheten fra en database.

For å finne sannsynligheten for mislighold gitt over, mangler vi de to ukjente  $A$  og  $\sigma$ . Ved bruk av Black & Scholes, kan vi illustrere hvordan vi kan finne disse to. B&S tar kun hensyn til en type gjeldspapirer og en type aksjer. I VK-modellen tillater man for flere klasser verdipapirer, som tidligere nevnt i oppgaven.

Verdien på kjøpsopsjonen diskutert over kan finnes med likningen under, og er en representasjon av aksjeverdien til et selskap. Innløsningskursen er som nevnt misligholdspunktet. For utledning av Black & Scholes se Hull (2012, s. 299-331).

$$(A13) \quad E = AN(d1) - De^{-rt}N(d2)$$

- $d1 = \frac{\ln\left(\frac{A_0}{D}\right) + \left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right)t}{\sigma\sqrt{t}}$
- $d2 = d1 - \sigma\sqrt{t} = \frac{\ln\left(\frac{A_0}{D}\right) + \left(\mu + \frac{\sigma^2}{2}\right)t}{\sigma\sqrt{t}} - \frac{(\sigma\sqrt{t})^2}{\sigma\sqrt{t}} = \frac{\ln\left(\frac{A_0}{D}\right) + \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right)t}{\sigma\sqrt{t}}$
- E er aksjeverdi
- r er risikofri rente

Verdien på risikoutsatt gjeld kunne som nevnt over blir funnet som verdien på risikofri gjeld minus en kort salgsopsjon på underliggende aktiva med en innløsningskurs lik D.

$$(A14) \quad B = De^{-rt} - P$$

Verdien på den utstedte salgsopsjonen er gitt ved P.

$$(A15) \quad P = De^{-rt}N(-d2) - AN(-d1)$$

I likning (A13) kjenner vi hverken  $A$  eller  $\sigma$ . Siden det er to ukjente og en likning behøver vi en likning til for å løse systemet for  $A$  og  $\sigma$ . Det vi ønsker å finne er en likning/ett uttrykk for volatiliteten til aksjeverdien. Vi kan starte med å definere at aksjeverdien er en funksjon av underliggende aktivaverdi.

$$(A16) \quad E = f(A)$$

Ved bruk av Ito's Lemma kan det vises at:

$$(A17) \quad dE = \left( \frac{dE}{dA} \mu A + \frac{dE}{dt} + \frac{1}{2} \frac{d^2E}{dA^2} \sigma^2 A^2 \right) dt + \frac{dE}{dA} \sigma A dW$$

Man kan anta at aksjeverdien følger en GBM.

$$(A18) \quad dE = \mu_E E dt + \sigma_E E dw$$

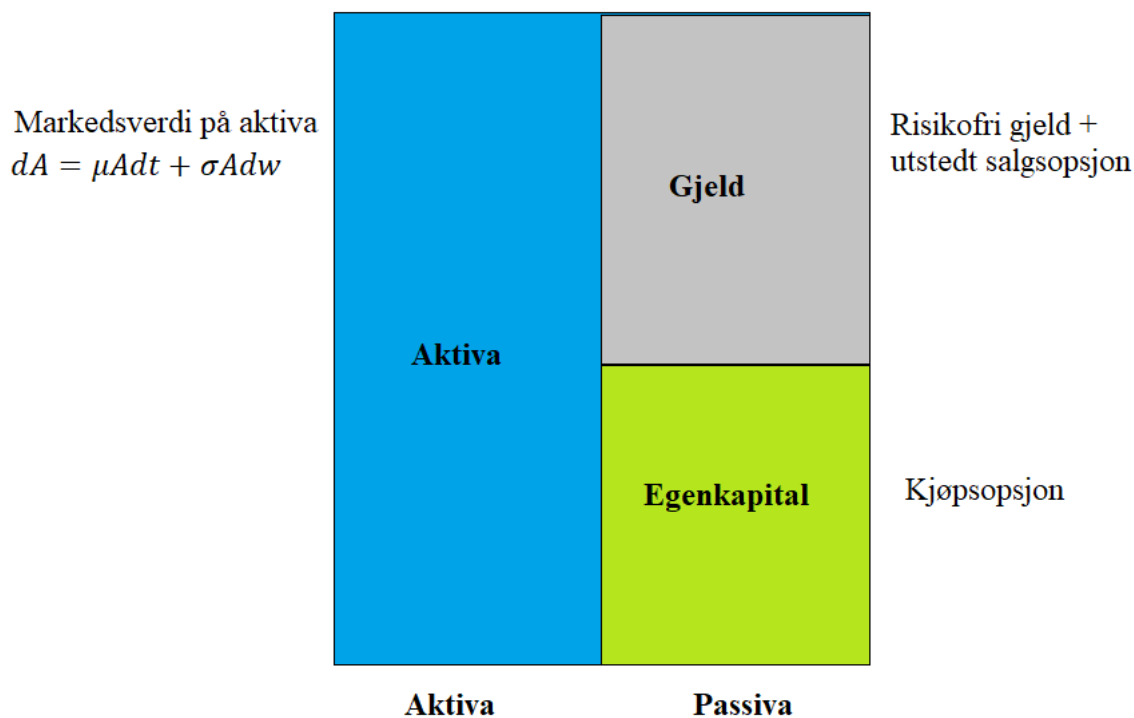
Ved å matche høyresiden i (A17) med høyresiden i (A18) får man:

$$(A19) \quad \sigma_E = \frac{dE}{dA} \frac{A}{E} \sigma,$$

hvor  $\sigma_E$  er volatilitet til aksjeverdien,  $\sigma$  er volatiliteten til aktivaverdien,  $E$  er aksjeverdien og  $A$  er aktivaverdi.

Ved bruk av (A13) og (A19) har vi to likninger for de to ukjente  $A$  og  $\sigma$ .

Gjennomgangen over lener seg i stor grad på Merton (1974), Chatterjee (2015), Glantz (2003), Nazeran og Dwyer (2015).



Figur A3: Balansen til et selskap.

### A.3.1 Cumulative Accuracy Profile (CAP)

Utleddingen av CAP er hentet fra Engelmann et al. (2003). Vi ønsker å teste en modell som gir selskap en score  $s$  av  $k$  mulige verdier  $(s_1, \dots, s_k)$  med  $s_1 < \dots < s_k$ . En høy score (lav EDF) betyr lav misligholdssannsynlighet. CAP er et kvantitativt mål på kvaliteten av modellen. Hvert firma har en score basert på sannsynligheten for mislighold over neste periode (12-månedersperiode i tilfellet med EDF). Vi har tre tilfeldige variabler,  $S_T$ ,  $S_D$  og  $S_{ND}$ . De tilfeldige

variablene er score-fordelingen av henholdsvis alle selskaper, misligholdsrammede selskap og selskapene som ikke misligholdte. Sannsynligheten for at et misligholdsrammet firma har score lik  $s_i$  er  $P_D^i$ ,  $P_D^i \geq 0, \sum_{i=1}^k P_D^i = 1$ . Sannsynligheten for at et firma som ikke misligholder har score lik  $s_i$  er  $P_{ND}^i$ . Gitt en misligholdssannsynlighet lik  $\pi$  for alle debitorer, finner vi at sannsynligheten  $P_T^i$  for at en vilkårlig debitor har en score,  $s_i$  er:

$$P_T^i = \pi P_D^i + (1 - \pi) P_{ND}^i$$

Vi definerer de kumulative sannsynlighetene:

$$CD_D^i = \sum_{j=1}^i P_D^j, i = 1, \dots, k.$$

$$CD_{ND}^i = \sum_{j=1}^i P_{ND}^j, i = 1, \dots, k.$$

$$CD_T^i = \sum_{j=1}^i P_T^j, i = 1, \dots, k.$$

Hvor  $CD_D$ ,  $CD_{ND}$  og  $CD_T$  angir fordelingsfunksjonene til score for henholdsvis selskap som misligholder, de som ikke misligholder og alle selskaper.  $CD_D^i$  angir sannsynligheten for at et selskap som har misligholdt gjeld ikke har høyere score enn  $i$ . Til slutt definerer vi  $CD_D^0 = CD_{ND}^0 = CD_T^0 = 0$ .

CAP er definert som figuren av alle punkter  $(CD_T^i, CD_D^i)_{i=0, \dots, k}$  hvor punktene er forbundet med rette linjer. En perfekt modell vil tildele lavest score til selskap som misligholder, som gir en lineært stigende CAP før den når 1 og holder seg der. For en tilfeldig modell uten evne til å skille selskap (tilfeldig score) vil i gjennomsnitt en andel  $x$  av alle selskapene med lavest score, inneholde  $x$  prosent av alle konkurser. For den tilfeldige modellen vil  $CD_D^i = CD_T^i, i = 0, \dots, k$ . Anvendte modeller vil følgelig ligge et sted mellom de to ekstremene. CAP gir oss AR, som er målet på kvalitet av modellen. AR er forholdstallet mellom arealet mellom CAP til vedkommende modell vi ønsker å validere og den tilfeldige modellen, og arealet mellom CAP til den perfekte modellen og CAP til den tilfeldige modellen. AR=1 tilsvarer en perfekt modell, der alle selskapene som misligholder har lavere score enn selskapene som ikke misligholder. En tilfeldig modell vil følgelig ha AR=0, der halvparten av selskapene som misligholder vil ha bedre score enn selskapene som ikke gjør det, i gjennomsnitt.

### **A.4.1 Sektorbeskrivelse og selskaper**

Consumer Staples dekker hovedsakelig produsenter av mat og lignende produkter. Sektoren er dominert av lakseprodusenter, i tillegg til store matprodusenter som Orkla for eksempel.

Health Care består (nesten) utelukkende av farmasøytiske selskap.

Telecom består av selskap som driver innenfor telekommunikasjon.

Industry er en stor sektor, og vi har derfor delt denne inn i tre undersektorer, nemlig Capital Goods, Commercial and Professional Services og Transportation.

Transportation består hovedsakelig av marin shipping, men vi har noen få unntak som Tide (buss-selskap) og SAS.

Energy er også en stor sektor som vi har delt inn i to segmenter. Vi har oljeservice og oljeleverandører i den ene gruppen, også har vi olje og gass produsenter i den andre.

Financials består av selskap innenfor bank, finans og forsikring.

Commercial and Professional services er selskap som driver med kunnskapstjenester og konsulenttjenester.

IT er delt i to segmenter, først har vi Semiconductors and Technology Hardware. Denne gruppen består av selskaper som produserer hardware som datamaskiner, elektriske komponenter og kretskort. I den andre gruppen, Software Services, har vi leverandører av software og tjenester innenfor informasjonsteknologi.

Real Estate består i hovedsak av boligutviklere.



## Appendiks

Sektor	Selskap	Sektor	Selskap	Sektor	Selskap	sektor	Selskap	sektor	Selskap
cd	KRISTIANSAND DYREPARK ASA CHOICE HOTELS SCANDINAVIA ASA FINDEXA GRESVIG ASA STAPLES NORWAY AS  RICA HOTELS SA P4 RADIO HELE NORGE ASA CONSEPTOR ASA EXPERT ASA NORSTAT ASA STAVANGER AFTENBLAD ASA LURAVANNET AS KOMPLETT ASA STATOIL FUEL & RETAIL ASA HURTIGRUTEN ASA ROYAL CARIBBEAN CRUISES LTD KONGSBERG AUTOMOTIVE ASA EKORNES ASA GYLDENDAL A/S POLARIS MEDIA ASA SCHIBSTED ASA EUROPRIS ASA XXL ASA KID ASA	eqs	AWILCO DRILLING PLC HUNTER GROUP ASA MAGSEIS ASA ABILITY DRILLING ASA ARCHER LTD BONHEUR ASA AGR GROUP ASA AKASTOR ASA AKER ASA AKER FLOATING PRODUCTION ASA AKER SOLUTIONS ASA ALTINEX ASA APL ASA AQUALIS ASA ARROW SEISMIC ASA BERGEN GROUP ASA BJORGE ASA BW OFFSHORE LIMITED CECON ASA CONSAFE OFFSHORE AB DEEP SEA SUPPLY PLC DEEP OCEAN ASA DISCOVERY OFFSHORE S.A. DOCKWISE LIMITED. DOF ASA DOF SUBSEA ASA DOLPHIN GROUP ASA EASTERN DRILLING ASA EIDESVIK OFFSHORE ASA ELECTROMAGNETIC GEOSERVICES ASA EMAS OFFSHORE LTD FAIRSTAR HEAVY TRANSPORT NV FARSTAD SHIPPING ASA SOLSTAD FARSTAD ASA FLOATEL INTL LTD FRED. OLSEN ENERGY ASA FRED OLSEN PRODUCTION ASA FRONTIER DRILLING ASA GANGER ROLF ASA GRENLAND GROUP ASA HAVILA SHIPPING ASA INCUS INVESTOR ASA KVAERNER ASA KVAERNER ASA MARITIME INDUSTRIAL SERVICES CO. LTD. INC MULTICLIENT GEOPHYSICAL ASA NEXUS FLOATING PRODUCTION LIMITED NORTHERN OFFSHORE LTD OCEAN HEAVYLIFT ASA	eqs	OCEAN RIG ASA OCEAN YIELD ASA OCEANTEAM ASA ODFJELL DRILLING LTD PETROJACK ASA PETROLEUM GEO-SERVICES ASA PETROLIA INC PETROMENA ASA PETROPROD LIMITED POLARCUS LIMITED PROSAFE PRODUCTION PUBLIC LIMITED PROSAFE SE PROSPECTOR OFFSHORE DRILLING SA REACH SUBSEA ASA REM OFFSHORE ASA REMEDIAL CYPRUS PLC RESERVOIR EXPLORATION TECHNOLOGY ASA ROXAR ASA SCAN GEOPHYSICAL ASA SCORPION OFFSHORE LTD SEABIRD EXPLORATION LTD SEADRILL LTD SEVAN DRILLING LTD SEVAN DRILLING ASA SEVAN MARINE ASA SIEM OFFSHORE INC SINOCEANIC SHIPPING ASA SINVEST ASA SMEDVIG ASA SONGA OFFSHORE SE SPECTRUM ASA STANDARD DRILLING ASA SUBSEA 7 S.A. SUBSEA 7 INCORPORATED TEEKAY PETROJARL ASA TGS-NOPEC GEOPHYSICAL COMPANY ASA TRANSOCEAN NORWAY DRILLING AS WAVEFIELD INSEIS ASA	og	AFRICAN PETROLEUM CORPORATION LIMITED AWILCO LNG ASA NORTH ENERGY ASA SAGA TANKERS ASA REVUS ENERGY ASA AKER BP ASA Aker Exploration ASA ATLANTIC PETROLEUM AURORA LPG HOLDING ASA AVANCE GAS HOLDINGS LTD BRIDGE ENERGY ASA BW GAS LIMITED BW LPG LTD CANARGO ENERGY CORP CRUDECORP AS DNO ASA FLEX LNG LIMITED FRONTLINE LTD-OLD GOLAR LNG LTD HOEGH LNG HOLDINGS LTD I.M. SKAUGEN ASA INTEROIL EXPLORATION & PRODUCTION ASA NORSE ENERGY CORPORATION ASA NORWEGIAN ENERGY COMPANY ASA PA RESOURCES AB PANORO ENERGY ASA QUESTERRE ENERGY CORP RAK PETROLEUM PLC ROCKSOURCE ASA STATOIL ASA TANKER INVESTMENTS LTD TRANSEURO ENERGY CORP WENTWORTH RESOURCES LTD	fin	AKER ASA AVANTOR ASA AXACTOR AB (PUBL) ABG SUNDAL COLLIER HOLDING ASA B2HOLDING ASA BOLIG-OG NAERINGSBANKEN AS DNB ASA FAKTOR EIENDOM ASA FORNEBU UTVIKLING ASA GJENSIDIGE FORSIKRING ASA HAVILA ARIEL ASA HOL SPAREBANK IMAREX ASA INDUSTRIFINANS NAERINGSEIENDOM ASA INSR INSURANCE GROUP ASA KREDITTBANKEN ASA NORGANI HOTELS ASA NORSK VEKST AS NORWEGIAN FINANS HOLDING ASA PARETO BANK ASA PROTECTOR FORSIKRING ASA SANDSVAER SPAREBANK SBANKEN ASA SKIENS AKTIEMOLLE ASA SPAREBANK 1 SR BANK ASA STEEN & STROM ASA STOREBRAND ASA TRIBONA AB UNISON FORSIKRING ASA VOSS VEKSEL- OG LANDMANDSBANK ASA ZONCOLAN ASA
cs	LIGHTHOUSE CALEDONIA ASA ARCUS ASA AUSTEVOLL SEAFOOD ASA BAKKA Frost P/F CERMAQ ASA CODFARMERS ASA COPEINCA ASA DOMSTEIN ASA EQOLOGY ASA FIJORD SEAFOOD ASA GRIEG SEAFOOD ASA HAVFISK ASA LEROY SEAFOOD GROUP ASA MARINE FARMS ASA MARINE HARVEST ASA MORPOL ASA NATTOPHARMA ASA NORWAY PELAGIC ASA NORWAY ROYAL SALMON AS ORKLA ASA RIEBER & SON ASA SALMAR ASA SYNNOVE FINDEN ASA SCOTTISH SALMON COMPANY LIMITED (THE)								

Figur A4: Liste over selskaper i vårt datasett.

# Appendiks

Sektor	Selskap	Sektor	Selskap	Sektor	Selskap	Sektor	Selskap
hc	MEDISTIM ASA CONTEXTVISION AB BERGENBIO ASA BIOTEC PHARMACON ASA NORDIC NANOVECTOR ASA TARGOVAX ASA NAVAMEDIC ASA PHOTOCURE ASA AMERSHAM PLC PROFDOC ASA AXIS-SHIELD PLC ORIGIO A/S AKER BIOMARINE ASA PRONOVA BIOPHARMA ASA NORDA ASA ALGETA ASA WEIFA ASA CELLCURA ASA SERENDEX PHARMACEUTICALS A/S SERODUS ASA HOFSETH BIOCARE ASA PCI BIOTECH HOLDING ASA	cps	SCANSHIP HOLDING ASA HAG ASA MULTICONSULT ASA NEAS AS RENONORDEN ASA STEPSTONE ASA TOMRA SYSTEMS AS ZALARIS ASA	it1	IGNIS AS NORDIC SEMICONDUCTOR ASA OPTICOM ASA REC SILICON ASA REC SOLAR AS AXXESSIT ASA ELTEK ASA NERA ASA OTRUM ASA TANDBERG ASA TANDBERG DATA ASA TANDBERG TELEVISION ASA TANDBERG STORAGE ASA VMETRO ASA ASETEK A/S HIDDEN SOLUTIONS ASA IDEX ASA KITRON ASA NAPATECH A/S NEXT BIOMETRICS GROUP ASA Q-FREE ASA PSI GROUP ASA THIN FILM ELECTRONICS ASA	it2	24SEVEN TECHNOLOGY GROUP ASA APPTIX ASA ATEA ASA BOUVET ASA COMPONENT SOFTWARE GROUP ASA INMETA CRAYON ASA CXENSE ASA DATA RESPONS ASA EVRY ASA EXENSE ASA FARA ASA FAST SEARCH & TRANSFER ASA FUNCOM N.V. GAMING INNOVATION GROUP INC GLOBAL IP SOLUTIONS HOLDING AB HANDS ASA HUGO GAMES A/S INTELECOM GROUP ASA ITERA ASA LINK MOBILITY GROUP ASA MAMUT ASA MEFJORDEN AS NETCONNECT ASA NORMAN ASA OFFICE LINE ASA OTELLO CORPORATION ASA POWEL ASA SOFTWARE INNOVATION ASA STEPSTONE ASA SUPEROFFICE ASA TECHSTEP ASA TELECOMPUTING ASA TROLLTECH ASA UNIFIED MESSAGING SYSTEMS ASA VISMA ASA VI (Z) RT LTD
	cap		trp		mat		real
	PHILLY SHIPYARD ASA AF GRUPPEN ASA AKVA GROUP ASA AMERICAN SHIPPING COMPANY ASA BORGESTAD ASA BYGGMA ASA COMROD COMMUNICATION ASA GOODTECH ASA HAVYARD GROUP ASA HEXAGON COMPOSITES ASA INFRATEK ASA KLIPPEN INVEST ASA KONGSBERG GRUPPEN AS LUXO ASA KVERNELAND ASA NEL ASA NORAL ASA NRC GROUP ASA OCEANTEAM ASA ODIM ASA RAUFOSS ASA REPANT ASA SIMRAD OPTRONICS ASA SIMTRONICS ASA STX EUROPE ASA TECHNOR ASA TTS GROUP ASA VEIDEKKE ASA		GOLDEN OCEAN GROUP NORWEGIAN AIR SHUTTLE ASA SAS AB FOSEN ASA NTS ASA TIDE ASA EMS SEVEN SEAS ASA TECO MARITIME ASA UNITOR ASA VERIPOS INCORPORATED AMERICAN SHIPPING COMPANY ASA B&H OCEAN CARRIERS LTD BELSHIPS ASA BULK INVEST ASA EITZEN CHEMICAL ASA GC RIEBER SHIPPING ASA I.M. SKAUGEN ASA JASON SHIPPING ASA JINHUI SHIPPING & TRANSPORTATION LTD NORDIC AMERICAN TANKER SHIPPING LIMITED NORWEGIAN CAR CARRIERS AS ODFJELL ASA SIEM SHIPPING INCORPORATED SOLVANG ASA STOLT-NIELSEN LIMITED SOLVTRANS ASA TEAM TANKERS INTERNATIONAL LTD TSAKOS ENERGY NAVIGATION LTD WALLENIUS WILHELMSSEN LOGISTICS ASA WILH WILHELMSSEN HOLDING ASA WILSON ASA		AQUA BIO TECHNOLOGY ASA DANNEMORA MINERAL AB IGE NORDIC AB LONDON MINING PLC NORDIC AMERICAN TANKER MINING ASA SCANARC ASA WEGA MINING ASA AVOCET MINING PLC BORGESTAD ASA BORREGAARD AS BYGGMA ASA CREW GOLD CORP ELEMENT ASA ELKEM ASA FESIL ASA GUINOR GOLD CORP INCUS INVESTOR ASA KENOR ASA NORSK HYDRO ASA NORSKE SKOGINDUSTRIER ASA NORTHLAND RESOURCES SA POLIMOON ASA ROCKSOURCE ASA YARA INTERNATIONAL ASA BORGESTAD INDUSTRIES ASA		ENTRA ASA NORWEGIAN PROPERTY ASA OLAV THON EIENDOMSELSKAP STORM REAL ESTATE ASA SELVAAG BOLIG ASA SOLON EIENDOM ASA PIONEER PROPERTY GROUP ASA BWG HOMES ASA
							CATCH COMMUNICATIONS LINK MOBILITY GROUP ASA NEXTGENTEL HOLDING ASA NEXTGENTEL ASA TELENOR GROUP ASA
							ARENDALS FOSSEKOMPANI SCATEC SOLAR ASA HAFSLUND ASA AEGA ASA EAM SOLAR ASA

Figur A5: Liste over selskaper i vårt datasett.

### A.5.1 Deskriptiv statistikk

Sektor	Gjennomsnitt	Standardavvik
cd	0,878	1,184
cs	0,683	0,799
eqs	2,947	3,095
og	2,204	1,301
fin	0,544	0,365
hc	0,558	0,359
cap	1,723	1,033
cps	1,422	1,794
trp	2,148	1,235
it1	1,240	1,216
it2	1,240	1,217
mat	1,943	1,891
real	1,146	1,789
tel	0,845	0,765
uti	0,280	0,284

Figur A6: Deskriptiv statistikk for median EDF på sektornivå, på nivåform.

Sektor	Gjennomsnitt	Standardavvik
Dcd	-0,025	0,643
Dcs	-0,021	0,419
Deqs	0,015	1,411
Dog	0,012	0,827
Dfin	-0,001	0,173
Dhc	-0,011	0,229
Dcap	-0,030	0,570
Dcps	-0,004	0,870
Dtrp	-0,013	0,614
Dit1	-0,007	0,562
Dit2	-0,008	0,694
Dmat	-0,009	1,038
Dreal	-0,008	1,549
Dtel	0,011	0,424
Duti	0,007	0,111

Figur A7: Deskriptiv statistikk for median EDF på sektornivå, på førstedifferens-form.

Sektor	Gjennomsnitt	Standardavvik
BNP	0,003	0,044
OBX	0,028	0,114
KPI	0,004	0,003
AKU	-0,013	0,361
FX	0,002	0,034
PMI	-0,001	0,070
INNTEKT	0,011	0,046
SPREAD	0,020	0,452
RENTE	-0,026	0,352
K2	-0,051	1,928
NIBOR	-0,020	0,613

Figur A8: Deskriptiv statistikk for makrovariablene på endringsform.

Sektor	cd																
cd	1,000	cs															
cs	0,832	1,000	eqs														
eqs	0,405	0,228	1,000	og													
og	0,397	0,279	0,664	1,000	fin												
fin	0,879	0,703	0,556	0,611	1,000	hc											
hc	0,394	0,547	0,389	0,343	0,476	1,000	cap										
cap	0,643	0,741	0,144	0,540	0,726	0,540	1,000	cps									
cps	0,774	0,694	0,269	0,408	0,835	0,437	0,670	1,000	trp								
trp	0,287	0,242	0,715	0,730	0,550	0,540	0,457	0,373	1,000	it1							
it1	0,867	0,731	0,261	0,276	0,844	0,359	0,586	0,837	0,219	1,000	it2						
it2	0,927	0,773	0,411	0,380	0,898	0,382	0,613	0,777	0,284	0,904	1,000	mat					
mat	0,540	0,461	0,207	0,585	0,545	0,205	0,659	0,330	0,237	0,360	0,410	1,000	real				
real	0,604	0,470	0,179	0,058	0,466	0,020	0,219	0,413	-0,067	0,532	0,687	0,147	1,000	tel			
tel	0,389	0,243	0,009	-0,268	0,132	-0,165	-0,183	0,154	-0,396	0,434	0,378	-0,016	0,333	1,000	uti		
uti	0,107	-0,034	0,838	0,438	0,241	0,322	-0,160	0,048	0,500	0,032	0,145	-0,088	0,005	0,005	1,000		

Figur A9: Korrelasjonsmatrise for median EDF på sektornivå, nivåform.

Sektor	BNP												
BNP	1,000	OBX											
OBX	0,042	1,000	KPI										
KPI	-0,012	-0,282	1,000	AKU									
AKU	-0,596	-0,129	0,231	1,000	FX								
FX	0,295	-0,468	0,090	-0,208	1,000	PMI							
PMI	0,053	0,255	-0,116	-0,017	-0,323	1,000	INNTEKT						
INNTEKT	-0,151	0,023	0,021	0,208	-0,105	0,125	1,000	SPREAD					
SPREAD	0,126	0,022	-0,124	0,082	-0,087	-0,013	-0,139	1,000	RENTE				
RENTE	0,058	-0,014	-0,173	-0,307	0,063	-0,324	0,000	0,093	1,000	K2			
K2	-0,011	-0,032	-0,072	-0,108	0,035	-0,066	0,031	-0,011	0,098	1,000	NIBOR		
NIBOR	-0,162	0,200	-0,082	-0,170	-0,325	-0,068	-0,033	0,023	0,715	-0,072	1,000		

Figur A10: Korrelasjonsmatrise for makrovariablene på endringsform. Rene tidsserievariabler.

	<b>BNP</b>										
<b>BNP</b>	<b>1,000</b>	<b>OBX</b>									
<b>OBX</b>	0,314	<b>1,000</b>	<b>AKU</b>								
<b>AKU</b>	-0,567	-0,183	<b>1,000</b>	<b>KPI</b>							
<b>KPI</b>	-0,022	-0,060	0,231	<b>1,000</b>	<b>FX</b>						
<b>FX</b>	0,335	0,240	-0,208	0,090	<b>1,000</b>	<b>PMI</b>					
<b>PMI</b>	0,075	-0,020	-0,017	-0,116	-0,323	<b>1,000</b>	<b>INNTEKT</b>				
<b>INNTEKT</b>	-0,444	-0,002	0,208	0,021	-0,105	0,125	<b>1,000</b>	<b>SPREAD</b>			
<b>SPREAD</b>	0,188	-0,023	0,082	-0,124	-0,087	-0,013	-0,139	<b>1,000</b>	<b>RENTE</b>		
<b>RENTE</b>	0,092	-0,100	-0,307	-0,173	0,063	-0,324	0,000	0,093	<b>1,000</b>	<b>K2</b>	
<b>K2</b>	-0,027	-0,142	-0,108	-0,072	0,035	-0,066	0,031	-0,011	0,098	<b>1,000</b>	

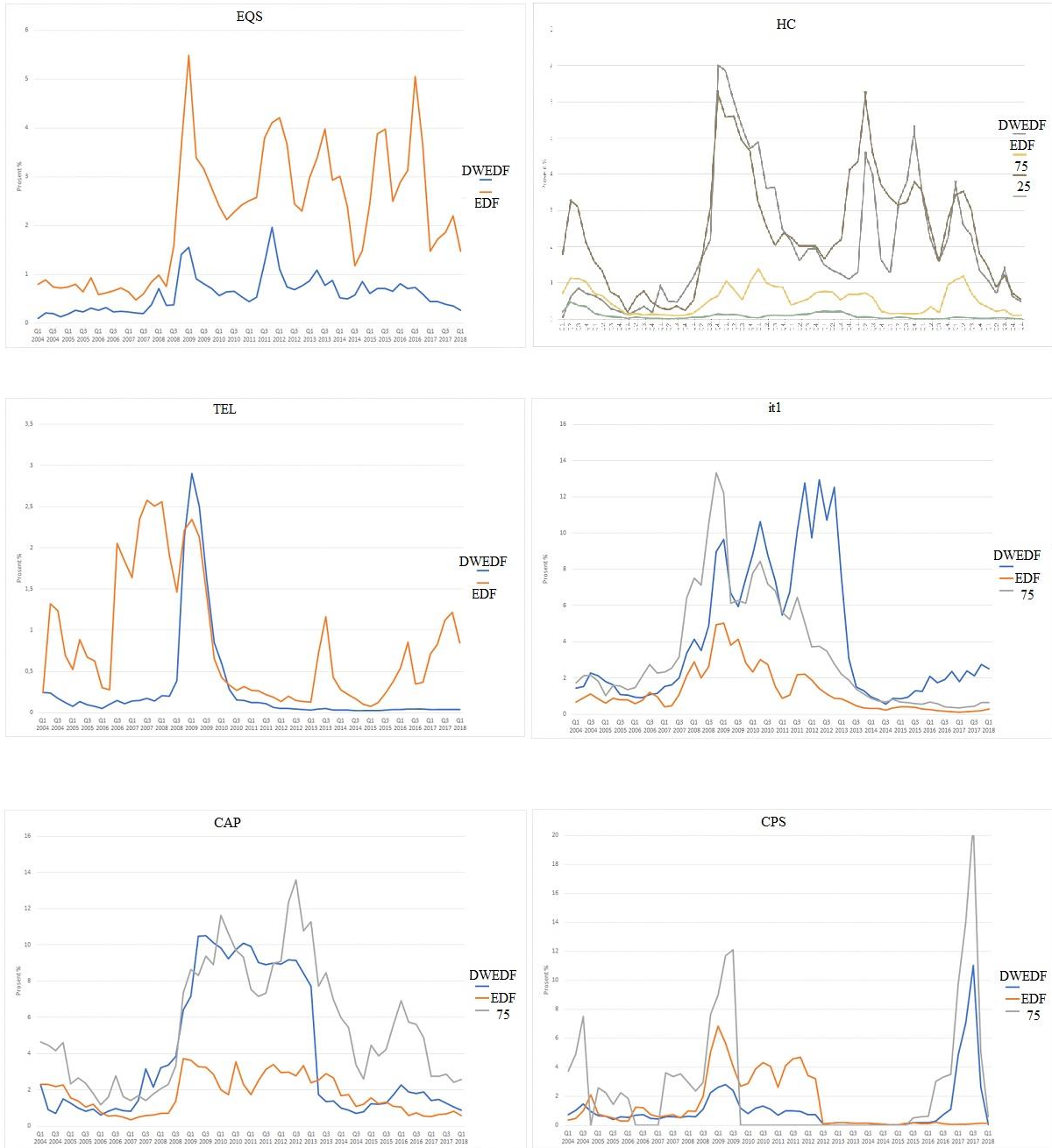
Figur A11: Korrelasjonsmatrise for makrovariabler på endringsform. Noter at BNP og OBX ikke er samme variabler som i korrelasjonsmatrisen over, disse er nå erstattet av sektorspesifikke variabler (paneldatavariabler).

Sektor	t-verdi	beta Y_1
<b>mcd</b>	-1,987	0,85755
<b>mcs</b>	-2,143	0,85407
<b>meqs</b>	-1,738	0,8946
<b>mog</b>	-2,545	0,78923
<b>mfin</b>	-1,729	0,89052
<b>mhc</b>	-2,568	0,79487
<b>mcap</b>	-1,984	0,85422
<b>mcps</b>	-1,784	0,88466
<b>mtrp</b>	-1,774	0,8825
<b>mit1</b>	-1,635	0,89912
<b>mit2</b>	-2,085	0,84342
<b>mmat</b>	-2,003	0,85499
<b>mreal</b>	-3,444*	0,63229
<b>mtel</b>	-2,012	0,86153
<b>muti</b>	-1,283	0,93211

(5%=-2,91, 1%=-3,55)

Figur A12: Resultat fra enkel Dickey-Fuller-test.

## A.6.1 Median vs. Gjeldsvektekter



Figur A13: Utviklingen i EDF over tid for utvalgte sektorer.

### A.7.1 Resultater fra tidsserieanalyse

VARIABLER	<i>cd</i> (1)	<i>cd</i> (2)		<i>cs</i> (1)	<i>cs</i> (2)		<i>hc</i>
Konstant	0,04 -1,38	0,06 (1,47)	Konstant	0,07 (2,66)	0,07 (2,81)	Konstant	0,02 (1,04)
<i>cd</i> <sub>1</sub>	0,27 (4,29)	0,19 (2,62)	AKU	-0,28 (-3,61)	-0,19 (-2,78)	<i>hc</i> <sub>2</sub>	-0,20 (-1,96)
<i>cd</i> <sub>2</sub>	-0,31 (-5,04)		AKU <sub>1</sub>	-0,24 (-2,94)	-0,19 (-2,44)	OBX <sub>1</sub>	-0,70 (-3,08)
OBX	-1,14 (-3,81)	-1,02 (-2,71)	OBX	-1,61 (-6,36)	-1,63 (-6,53)	OBX <sub>2</sub>	-0,73 (-2,47)
OBX <sub>1</sub>	-1,02 (-2,79)	-1,19 (-2,67)	OBX <sub>1</sub>	-1,45 (-5,6)	-1,53 (-5,63)	RENTE <sub>1</sub>	0,24 (2,89)
RENTE	-1,08 (-6,81)	-1,20 (-6,1)	lakseprisfersk	-0,37 (-2,53)	-0,45 (-2,93)	RENTE <sub>3</sub>	-0,57 (-6,77)
RENTE <sub>1</sub>	1,12 (6,62)	1,59 (8,42)	INNTEKT	-1,48 (-1,95)	-1,25 (-2,25)	SPREAD <sub>1</sub>	0,11 (2,33)
PMI <sub>1</sub>	-0,84 (-1,86)		INNTEKT <sub>1</sub>	-1,27 (-1,77)		INNTEKT	-1,65 (-3,44)
K2	0,06 (3,51)		RENTE	-0,62 (-4,71)	-0,51 (-3,91)	FX	-1,30 (-1,72)
			RENTE <sub>1</sub>	0,40 (3,01)	0,36 (2,68)	FX <sub>2</sub>	1,89 (2,39)
			PMI	-0,49 (-1,25)		PMI <sub>1</sub>	-1,51 (-3,71)
			PMI <sub>1</sub>	-1,06 (-2,68)	-0,91 (-2,53)	PMI <sub>2</sub>	-1,09 (-2,2)
			BNP <sub>2</sub>	1,32 (1,92)		PMI <sub>3</sub>	-1,22 (-2,89)
R <sup>2</sup>	0,92	0,85	R <sup>2</sup>	0,91	0,88	R <sup>2</sup>	0,66
Justert R <sup>2</sup>	0,90	0,84	Justert R <sup>2</sup>	0,88	0,85	Justert R <sup>2</sup>	0,56
Observasjoner	53	53	Observasjoner	52	54	Observasjoner	53

t-verdier er rapportert i parentes

Figur A14: Resultater fra tidsserieanalyse.

Variabler	fin	Variabler	trp
Constant	0,01 (1,46)	Constant	0,04 (0,578)
fin_1	0,28 (3,74)	obx_1	-2,05 (-3,11)
obx	-0,44 (-4,75)	Oljepris	-0,89 (-2,44)
pmi	-0,50 (-3,13)	bnp	-4,35 (-2,37)
pmi_1	-0,77 (-4,96)	pmi_1	-2,52 (-2,35)
sprea	-0,04 (-1,88)	k2	-0,09 (-1,79)
nibor	-0,15 (-9,55)	k2_1	0,08 (1,62)
nibor_1	0,12 (5,64)	inntekt_1	3,18 (1,85)
bnp	-0,41 (-1,84)	aku_1	-0,54 (-2,52)
bnp_1	-0,33 (-1,59)		
R <sup>2</sup>	0,89	R <sup>2</sup>	0,44
Justert R <sup>2</sup>	0,87	Justert R <sup>2</sup>	0,34
Observasjoner	54	Observasjoner	54

t-verdier er rapportert i parentes

Figur A15: Resultater fra tidsserieanalyse.



## Appendiks

Variabler	mat		real	tel		
	(1)	(2)				
Constant	0,42 (2,9)	0,40 (2,92)	Constant	0,37 (1,64)	Constant	0,14 (2,61)
mat_1	0,35 (4,47)	0,26 (3,12)	rente	-1,98 (-3,39)	rente	-0,75 (-3,96)
mat_2	-0,13 (-1,63)	-0,15 (-2,05)	rente_1	4,99 (6,98)	rente_1	0,84 (4,26)
aku_1	-0,73 (-3,54)	-0,65 (-3,22)	rente_3	-1,32 (-3,12)	inntekt	-5,69 (-4,15)
obx	-3,28 (-4,96)	-3,99 (-6,03)	obx_3	-5,02 (-3,53)	inntekt_1	-3,49 (-2,53)
obx_1	-3,72 (-5,02)	-5,20 (-6,56)	bnp_3	-12,92 (-2,93)	inntekt_3	-3,56 (-2,84)
pmi	4,79 (4,5)	5,40 (5,02)	inntekt_2	22,26 (5,15)	aku_1	0,35 (2,37)
sprea	-0,92 (-5,9)	-0,80 (-5,29)	inntekt_3	11,38 (2,69)	aku_3	-0,33 (-2,15)
inntekt	4,77 (2,97)	3,39 (1,61)	k2	0,15 (2,00)	k2	0,05 (2,25)
inntekt_1		7,29 (3,37)	Boligpris	-16,67 (-2,84)	fx	2,11 (1,54)
fx		-4,55 (-1,78)	Boligpris_3	-21,95 (-2,73)	pmi	1,72 (2,32)
fx_1		-7,79 (-2,87)			pmi_1	1,75 (2,4)
sprea_1		-0,40 (-2,32)			obx_2	0,69 (1,58)
k2_1		0,10 (2,69)				
Råvarepris		0,03 (1,68)				
kpi_1	-65,50 (-2,49)	-61,94 (-2,5)				
R <sup>2</sup>	0,82	0,88	R <sup>2</sup>	0,73	R <sup>2</sup>	0,61
Justert R <sup>2</sup>	0,78	0,83	Justert R <sup>2</sup>	0,66	Justert R <sup>2</sup>	0,50
Observasjoner	53	53	Observasjoner	52	Observasjoner	52

t-verdier er rapportert i parentes

Figur A16: Resultater fra tidsserieanalyse.

## A.8.1 Paneldata-tester

### Statisk panelmodell

Test	Restleddsegenskap	Nullhypotese	P-verdi	$H_0$ Forkastes
Breusch-Pagan LM-test	Avhengighet i tverrsnittet	$E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt}) = 0, \text{ for } i \neq j$	$Prob > \chi^2 = 0,00$	JA
Modifisert Wald-test	Gruppevis heteroskedastisitet	$\sigma_i^2 = \sigma^2 \forall i$	$Prob > \chi^2 = 0,00$	JA
Wooldridge-test	Seriekorrelasjon, AR(1)	$corr(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it-1}) = 0$	$Prob > F = 0,0008$	JA

Figur A17: Diagnostiseringstester.

### Dynamisk panelmodell

Test	Restleddsegenskap	Nullhypotese	P-verdi	$H_0$ Forkastes
Breusch-Pagan LM-test	Avhengighet i tverrsnittet	$E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt}) = 0, \text{ for } i \neq j$	$Prob > \chi^2 = 0,00$	JA
Modifisert Wald-test	Gruppevis heteroskedastisitet	$\sigma_i^2 = \sigma^2 \forall i$	$Prob > \chi^2 = 0,00$	JA
Wooldridge-test	Seriekorrelasjon, AR(1)	$corr(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it-1}) = 0$	$Prob > F = 0,0015$	JA

Figur A18: Diagnostiseringstester.

### Statisk panelmodell med heterogene effekter

Test	Restleddsegenskap	Nullhypotese	P-verdi	$H_0$ Forkastes
Breusch-Pagan LM-test	Avhengighet i tverrsnittet	$E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{jt}) = 0, \text{ for } i \neq j$	$Prob > \chi^2 = 0,00$	JA
Modifisert Wald-test	Gruppevis heteroskedastisitet	$\sigma_i^2 = \sigma^2 \forall i$	$Prob > \chi^2 = 0,00$	JA
Wooldridge-test	Seriekorrelasjon, AR(1)	$corr(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it-1}) = 0$	$Prob > F = 0,00$	JA

Figur A19: Diagnostiseringstester.

## A.8.2 Paneldata del 2: Dynamisk modell for ulik kredittkvalitet

VARIABLER	(1) 10. Persentil	(2) 25. Persentil	(3) Median	(4) 75. Persentil	(5) 90. Persentil
Avhengig variabel_1	0.189** (0.0796)	0.177*** (0.0661)	0.129** (0.0614)	0.249*** (0.0719)	0.158*** (0.0363)
Avhengig variabel_2	-0.167** (0.0635)	-0.0342 (0.0870)	-0.155** (0.0583)	-0.206** (0.0966)	-0.0747* (0.0406)
BNP	-0.0219 (0.0515)	-0.0638 (0.169)	-0.321 (0.392)	-1.212 (1.283)	-2.903 (2.671)
BNP_1	-0.138** (0.0655)	-0.224 (0.162)	-0.698* (0.360)	-3.162** (1.437)	-0.695 (2.651)
BNP_2	-0.147** (0.0715)	-0.0258 (0.129)	-0.780*** (0.208)	-0.912 (1.196)	-2.314 (2.311)
OBX	-0.0745*** (0.0189)	-0.187*** (0.0422)	-0.512*** (0.166)	-2.544*** (0.598)	-5.561*** (1.462)
OBX_1	-0.0467 (0.0303)	-0.115 (0.0768)	-0.644*** (0.174)	-1.189* (0.597)	-2.706** (1.029)
AKU	0.0327** (0.0157)	0.0500** (0.0234)	0.207** (0.0808)	0.357 (0.290)	-0.991 (0.626)
AKU_1	0.0171 (0.0158)	0.0299 (0.0324)	0.0921 (0.0800)	-0.0523 (0.256)	0.0499 (0.580)
AKU_2	0.00909 (0.00948)	0.0461** (0.0216)	0.144** (0.0568)	0.288 (0.200)	-0.0153 (0.391)
FX	0.188 (0.154)	0.560** (0.234)	2.586* (1.298)	11.13** (4.752)	12.36** (5.680)
PMI	-0.0777 (0.0892)	-0.313* (0.166)	-0.625 (0.498)	-1.051 (1.751)	-5.711 (3.638)
PMI_1	-0.166*** (0.0577)	-0.496*** (0.123)	-1.499*** (0.393)	-5.155*** (1.361)	-13.82*** (2.964)
INNTEKT	-0.215*** (0.0665)	-0.132 (0.155)	-1.147** (0.533)	-0.422 (1.873)	-2.072 (3.756)
SPREAD	-0.00801 (0.00814)	-0.00272 (0.0192)	-0.106** (0.0479)	-0.0238 (0.187)	0.562 (0.417)
SPREAD_1	0.00342 (0.00647)	-0.000505 (0.0191)	-0.0314 (0.0573)	0.00295 (0.209)	0.291 (0.343)
RENTE	-0.104*** (0.0161)	-0.227*** (0.0302)	-0.759*** (0.187)	-2.224*** (0.512)	-4.172*** (0.615)
RENTE_1	0.0862*** (0.0255)	0.211*** (0.0442)	0.781*** (0.159)	1.900*** (0.644)	1.820** (0.756)
K2	0.00432* (0.00255)	0.00831* (0.00431)	0.0465*** (0.0150)	0.120*** (0.0441)	0.236*** (0.0725)
Konstant	0.00521 (0.00492)	0.00708 (0.00830)	0.0458* (0.0252)	0.105 (0.0752)	0.231 (0.158)
Observasjoner	518	660	784	660	518
Within R <sup>2</sup>	0.3147	0.3250	0.3653	0.3661	0.3182
Sektor FE	JA	JA	JA	JA	JA
Antall sektorer	11	15	15	15	11

Standardfeil er rapportert i parentes

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

Figur A20: Resultater fra dynamiske modeller for ulik kredittkvalitet.

### A.8.3 Paneldata del 3: Heterogene effekter med laggede verdier («leading indicators»)

Sektor	BNP_1	OBX_1	AKU_1	KPI_1	FX_1	PMI_1	INNTEKT_1	SPREAD_1	RENTE_1	K2_1
cd (referansesektor)	2,839 (1,938)	-1,679** (0,82)	0,0363 (0,196)	2,211 (24,74)	8,320** (3,438)	-0,849 (0,783)	2,444 (1,54)	0,0491 (0,102)	0,717*** (0,193)	-0,0031 (0,0273)
cs	-3,204* (1,873)	0,537 (0,596)	0,0031 (0,247)	19,08 (25,58)	-5,493 (3,434)	0,356 (0,765)	-2,426 (1,589)	0,0221 (0,0796)	-0,520** (0,203)	0,0128 (0,0232)
eqs	-1,469 (1,517)	-3,862** (1,669)	0,259 (0,235)	52,51 (35,93)	3,825 (4,521)	2,286 (1,49)	-1,358 (3,58)	-0,125 (0,261)	0,136 (0,26)	0,128** (0,052)
og	-1,846 (2,499)	0,262 (1,112)	0,445 (0,309)	15,23 (34,2)	-3,177 (3,015)	0,559 (1,142)	-3,34 (3,409)	-0,0869 (0,305)	-0,0983 (0,24)	0,0548 (0,0415)
fin	-2,998 (2,127)	1,220* (0,626)	-0,0214 (0,153)	7,406 (22,74)	-8,338** (3,849)	0,547 (0,657)	-2,536 (1,562)	-0,0759 (0,0844)	-0,558*** (0,197)	0,0004 (0,022)
hc	-2,835 (1,982)	1,361 (0,839)	-0,0423 (0,224)	-8 (21,97)	-6,749* (3,409)	0,28 (0,806)	-1,071 (1,694)	0,0266 (0,127)	-0,745*** (0,213)	0,0241 (0,0276)
cap	-5,424** (2,409)	0,538 (1,11)	-0,0894 (0,215)	41,33 (38,18)	-4,113 (3,527)	1,833 (1,623)	-3,860* (2,296)	0,0141 (0,11)	-0,17 (0,326)	0,002 (0,0473)
cps	-2,229 (2,825)	-0,205 (0,76)	0,244 (0,358)	-4,093 (43,9)	-2,717 (3,235)	-0,843 (1,624)	0,171 (1,78)	-0,196 (0,177)	-0,0967 (0,272)	0,0011 (0,0522)
trp	-1,361 (2,144)	-0,122 (0,756)	-0,23 (0,257)	-4,449 (41,15)	-5,035 (5,306)	-2,394* (1,319)	1,608 (1,545)	0,0319 (0,138)	-0,919*** (0,267)	0,0032 (0,0318)
it1	-2,826 (2,334)	1,129 (0,699)	0,439* (0,226)	13,88 (35,98)	-3,461 (2,573)	1,15 (1,082)	-3,621* (1,979)	-0,0382 (0,12)	0,0141 (0,298)	0,0123 (0,0397)
it2	-3,092 (2,27)	-0,0621 (0,981)	0,167 (0,123)	43,86 (47,65)	-7,716 (5,307)	-1,120* (0,618)	-2,419 (1,973)	-0,0959 (0,11)	0,21 (0,349)	-0,0197 (0,0439)
mat	-0,232 (2,314)	-1,920** (0,759)	-0,114 (0,401)	-71,83* (41,98)	-4,201 (3,225)	-1,269 (2,818)	1,823 (1,972)	-0,635*** (0,208)	-0,638** (0,307)	0,0863 (0,054)
real	-13,52* (6,884)	0,656 (1,582)	-1,142 (0,834)	150,2 (91,53)	-2,976 (4,622)	2,387 (2,249)	-6,156* (3,591)	0,104 (0,232)	1,580*** (0,47)	-0,113 (0,108)
tel	-3,607* (2,089)	1,194* (0,704)	0,168 (0,234)	-3,657 (22,75)	-6,475* (3,699)	1,965 (1,352)	-4,259* (2,379)	-0,00474 (0,142)	-0,382** (0,175)	0,0464 (0,0393)
uti	-3,171 (1,937)	1,591** (0,769)	-0,026 (0,191)	9,993 (22,95)	-7,384** (3,197)	0,844 (0,736)	-2,466* (1,354)	-0,0201 (0,0969)	-0,708*** (0,177)	0,0107 (0,026)

Within R<sup>2</sup>=0.4772

Figur A21: Bruttokoeffisienter fra modell med laggede effekter. Driscroll & Kraay standardfeil er oppgitt i parentes

### A.8.4 Paneldata del 3: Heterogenitet og ulik kredittkvalitet

VARIABLER	(1) 10. Persentil	(2) 25. Persentil	(3) Median	(4) 75. Persentil	(5) 90. Persentil
BNP	-0.0364 (0.0884)	0.802 (0.724)	4.208** (1.615)	18.55* (10.52)	9.925** (4.942)
BNP_cs	0.0628 (0.0934)	-0.630 (0.749)	-4.587*** (1.579)	-14.88 (10.21)	-3.093 (7.734)
BNP_eqs	0.462 (0.368)	-1.049 (1.536)	-1.629 (3.794)	-12.17 (12.16)	-15.84 (17.36)
BNP_og	0.535 (0.588)	0.0733 (1.126)	-2.287 (1.471)	-14.16 (8.916)	-8.901 (12.60)
BNP_fin	0.0126 (0.243)	-0.284 (0.737)	-2.452* (1.447)	-12.66 (10.31)	19.69 (19.88)
BNP_hc	0.0164 (0.0902)	-0.958 (0.720)	-3.964** (1.500)	-18.91* (10.45)	-13.80 (8.835)
BNP_cap	0.0746 (0.185)	-0.528 (0.735)	-2.327 (2.040)	-16.77 (10.11)	-25.37** (11.68)
BNP_cps		-0.423 (0.711)	-1.059 (4.906)	-12.77 (17.39)	
BNP_trp	0.0375 (0.335)	-0.209 (0.694)	-3.564** (1.755)	-10.98 (13.12)	-17.82 (12.74)
BNP_it1	0.104 (0.104)	-0.592 (0.626)	-4.781** (1.856)	-19.87* (11.37)	-5.782 (7.847)
BNP_it2	0.139 (0.168)	-1.015 (0.690)	-3.091*** (1.112)	-15.92 (10.17)	0.322 (7.709)
BNP_mat	0.269 (0.230)	0.107 (0.623)	1.371 (2.086)	-14.50 (9.667)	6.133 (12.87)
BNP_real		-0.870 (0.723)	-0.289 (3.624)	-10.41 (13.01)	
BNP_tel		0.418 (2.292)	-6.392*** (1.954)	-127.7** (49.62)	
BNP_uti		-0.991 (0.725)	-4.315*** (1.553)	-16.71 (18.83)	
OBX	-0.115*** (0.0261)	-0.481*** (0.165)	-2.922*** (0.962)	-18.75** (7.577)	-7.888*** (2.328)
OBX_cs	0.0290 (0.0285)	-0.0272 (0.194)	1.203 (0.750)	12.95* (6.621)	-2.610 (3.902)
OBX_eqs	-0.387* (0.219)	-0.885 (0.826)	-1.255 (1.309)	7.189 (6.152)	-6.408 (6.436)
OBX_og	-0.358 (0.493)	-0.893 (0.750)	0.270 (0.829)	8.939 (6.273)	-6.374 (6.473)
OBX_fin	0.0885** (0.0370)	0.323** (0.157)	2.134** (0.905)	18.79** (9.323)	-9.414** (3.612)
OBX_hc	0.105*** (0.0287)	0.396** (0.171)	2.376** (0.899)	18.32** (7.599)	1.577 (3.748)
OBX_cap	0.0345 (0.0594)	0.185 (0.312)	1.792* (0.898)	16.73** (7.053)	9.344 (5.710)
OBX_cps		0.183 (0.179)	1.754 (1.074)	11.83 (8.758)	
OBX_trp	-0.345*** (0.119)	-0.432* (0.257)	0.884 (0.866)	11.13 (9.607)	-11.04* (6.152)
OBX_it1	0.0310	0.326*	2.367**	17.71**	1.664

Appendiks

	(0.0337)	(0.193)	(0.995)	(7.383)	(2.930)
OBX_it2	-0.241***	-0.326*	-0.157	15.02**	-4.370
	(0.0878)	(0.175)	(0.574)	(6.805)	(4.443)
OBX_mat	-0.0856	-0.132	1.026	13.26*	-0.858
	(0.0755)	(0.251)	(1.157)	(6.746)	(4.337)
OBX_real		0.366***	0.956	2.173	
		(0.128)	(1.103)	(2.639)	
OBX_tel		0.274	2.570***	32.59***	
		(0.464)	(0.879)	(11.21)	
OBX_uti		0.515***	2.843***	24.72**	
		(0.189)	(0.887)	(10.09)	
AKU	0.00775	0.0324	0.157	-0.0405	1.356***
	(0.00947)	(0.0679)	(0.188)	(1.211)	(0.474)
cs_AKU	0.00118	0.0215	-0.246	1.180	-1.595
	(0.0129)	(0.0798)	(0.210)	(1.387)	(2.476)
eqs_AKU	0.0611	0.177	0.339	1.173	2.139*
	(0.0446)	(0.140)	(0.466)	(1.567)	(1.259)
og_AKU	-0.0346	-0.0690	-0.0735	-0.348	-2.039
	(0.0593)	(0.0888)	(0.325)	(1.618)	(1.956)
fin_AKU	-0.00558	-0.0403	-0.136	0.757	-1.955
	(0.0142)	(0.0747)	(0.183)	(1.041)	(1.364)
hc_AKU	-0.00760	-0.0438	-0.106	0.218	0.143
	(0.0105)	(0.0685)	(0.197)	(1.384)	(1.780)
cap_AKU	-0.0155	0.0427	-0.223	0.799	-4.600**
	(0.0318)	(0.0868)	(0.357)	(1.175)	(2.089)
cps_AKU		-0.0330	0.281	-0.489	
		(0.0897)	(0.312)	(1.892)	
trp_AKU	0.0458	-0.0332	0.0687	0.891	-4.110*
	(0.0484)	(0.101)	(0.265)	(1.666)	(2.069)
it1_AKU	-0.00370	0.0317	-0.193	-0.0250	-0.351
	(0.0156)	(0.0575)	(0.243)	(1.221)	(1.147)
it2_AKU	0.00290	0.0233	0.136	0.282	-0.520
	(0.0404)	(0.0558)	(0.232)	(1.330)	(1.407)
mat_AKU	0.00865	0.00427	0.349	-0.624	-3.092
	(0.0342)	(0.0648)	(0.320)	(1.539)	(3.248)
real_AKU		-0.0890	0.294	2.538*	
		(0.0604)	(0.448)	(1.312)	
tel_AKU		-0.217	-0.207	12.98	
		(0.323)	(0.279)	(8.157)	
uti_AKU		-0.0176	-0.151	4.245	
		(0.0715)	(0.188)	(3.018)	
KPI	-0.336	2.869	-17.28	2.216	-119.5*
	(1.247)	(4.965)	(22.21)	(119.3)	(71.35)
cs_KPI	0.523	-3.851	11.79	-101.2	-179.2
	(1.355)	(5.489)	(21.38)	(122.1)	(163.3)
eqs_KPI	5.143	11.62	74.05	147.4	412.3*
	(6.802)	(20.14)	(50.05)	(189.3)	(221.2)
og_KPI	1.742	-7.327	18.67	-170.8	83.25
	(12.11)	(17.59)	(39.80)	(157.2)	(140.6)
fin_KPI	0.250	-3.863	10.20	80.71	30.21
	(1.731)	(5.240)	(19.12)	(138.4)	(130.3)
hc_KPI	0.816	-2.503	26.66	-5.103	-219.7
	(1.250)	(4.619)	(23.30)	(132.5)	(253.3)
cap_KPI	0.341	-12.70*	-25.83	-48.64	487.3
	(2.299)	(7.230)	(29.13)	(151.7)	(349.2)

## Appendiks

cps_KPI		-7.976 (5.613)	27.63 (24.12)	-183.1 (202.1)	
trp_KPI	0.578 (3.747)	-1.941 (9.394)	7.521 (23.46)	41.69 (168.6)	-5.906 (204.1)
it1_KPI	0.242 (2.068)	-6.834 (5.956)	16.79 (26.53)	-2.375 (148.1)	-42.64 (181.9)
it2_KPI	7.059** (2.955)	10.70 (8.688)	10.17 (21.71)	45.25 (113.6)	-105.8 (157.5)
mat_KPI	-3.563 (3.295)	-17.07** (8.161)	20.81 (44.98)	-193.4 (153.7)	-190.6 (303.5)
real_KPI		3.267 (5.484)	-104.0 (85.63)	-310.6 (215.8)	
tel_KPI			-6.268 (27.01)		
uti_KPI		-4.953 (4.819)	30.10 (21.90)	-252.4 (359.3)	
FX	0.0280 (0.138)	3.253** (1.310)	5.251*** (1.728)	45.85** (19.31)	1.607 (4.383)
cs_FX	-0.0789 (0.145)	-3.179** (1.560)	-4.528*** (1.343)	-38.35** (18.28)	1.531 (13.63)
eqs_FX	0.127 (0.578)	-0.172 (1.962)	-1.683 (3.264)	-30.93* (16.86)	58.37*** (17.75)
og_FX	-0.854 (1.056)	-5.962** (2.609)	-11.01** (4.156)	-37.52 (23.07)	45.66*** (15.53)
fin_FX	0.0965 (0.186)	-3.237** (1.318)	-4.027** (1.607)	-21.68* (12.54)	-16.11 (17.07)
hc_FX	0.0148 (0.139)	-3.009** (1.173)	-5.519*** (1.794)	-36.41* (18.53)	43.56*** (10.85)
cap_FX	0.0620 (0.300)	-2.504* (1.290)	-2.523 (2.169)	-41.99** (19.97)	-4.344 (15.92)
cps_FX		-3.445** (1.332)	1.319 (3.176)	-39.39* (22.30)	
trp_FX	0.487 (0.762)	-3.335* (1.718)	-5.480* (3.240)	-44.79** (19.77)	-26.74 (18.98)
it1_FX	0.463 (0.365)	-1.263* (0.645)	0.346 (3.212)	-35.60* (19.62)	7.403 (15.36)
it2_FX	1.047* (0.601)	-2.020* (1.205)	3.907 (4.176)	-34.68** (17.21)	18.16 (11.03)
mat_FX	0.523 (0.376)	-3.466** (1.379)	-6.020* (3.447)	-38.00 (23.98)	20.66 (30.37)
real_FX		-2.165** (0.823)	16.87 (10.91)	-19.65 (16.34)	
tel_FX		-3.490*** (1.307)	-1.717 (1.921)	-22.86 (19.39)	
uti_FX		-2.615* (1.336)	-4.610*** (1.660)	-15.58 (64.39)	
PMI	0.164** (0.0665)	-0.445 (0.321)	0.312 (0.699)	0.121 (5.410)	21.44** (8.246)
cs_PMI	-0.147* (0.0765)	0.813** (0.383)	0.0264 (0.754)	4.287 (5.384)	-30.26** (13.21)
eqs_PMI	0.0215 (0.220)	1.342 (0.846)	-0.211 (1.973)	10.20 (10.32)	-0.198 (13.36)
og_PMI	-0.195 (0.332)	0.235 (0.661)	-1.436 (1.278)	3.634 (8.906)	3.934 (11.82)
fin_PMI	-0.308***	0.282	-0.488	-1.595	-32.90**

## Appendiks

hc_PMI	(0.0902)	(0.406)	(0.720)	(5.657)	(13.46)
	-0.136*	0.529	-0.0757	-0.355	-27.02**
cap_PMI	(0.0683)	(0.330)	(0.866)	(6.008)	(12.79)
	-0.218*	0.662*	-0.942	1.838	-23.33**
cps_PMI	(0.122)	(0.369)	(1.107)	(6.505)	(11.15)
		0.355	1.302	5.115	
trp_PMI	0.331	(0.403)	(1.442)	(10.38)	
	(0.263)	(0.502)	(0.862)	(9.380)	-30.70*
it1_PMI	-0.220	0.456	-0.407	0.884	-16.32
	(0.168)	(0.341)	(1.206)	(6.346)	(10.19)
it2_PMI	-0.157	0.689*	0.282	0.816	-26.34***
	(0.143)	(0.375)	(0.950)	(6.132)	(9.177)
mat_PMI	-0.236*	0.581*	2.831	-1.942	-12.93
	(0.135)	(0.291)	(1.959)	(8.681)	(11.98)
real_PMI		0.342	-2.987	1.364	
		(0.260)	(1.925)	(5.980)	
tel_PMI		0.275	0.710	23.45**	
		(0.505)	(0.965)	(10.49)	
uti_PMI		0.369	0.0271	29.16**	
		(0.324)	(0.747)	(11.33)	
INNTEKT	-0.0803	0.233	0.779	5.871	-3.684
	(0.0547)	(0.430)	(0.889)	(6.308)	(4.344)
cs_INNTEKT	0.0216	-0.440	-1.374	-11.87	-13.52
	(0.0634)	(0.520)	(1.440)	(7.473)	(9.024)
eqs_INNTEKT	-0.592	0.840	-0.442	-7.749	-8.187
	(0.519)	(1.232)	(2.358)	(10.92)	(11.06)
og_INNTEKT	0.313	0.179	1.996	2.530	-8.946
	(0.351)	(0.583)	(2.103)	(7.886)	(9.507)
fin_INNTEKT	0.162	-0.202	-0.914	-9.406	-0.949
	(0.118)	(0.419)	(0.814)	(5.864)	(10.04)
hc_INNTEKT	0.0635	-0.433	-1.630*	-6.740	51.89***
	(0.0575)	(0.404)	(0.967)	(4.663)	(15.87)
cap_INNTEKT	-0.0202	-0.345	1.031	-4.767	-5.732
	(0.190)	(0.707)	(1.236)	(5.365)	(13.71)
cps_INNTEKT		-0.212	-2.726*	25.03	
		(0.464)	(1.627)	(19.30)	
trp_INNTEKT	-0.0793	0.777	1.012	-2.008	20.78*
	(0.352)	(0.765)	(1.663)	(8.607)	(10.64)
it1_INNTEKT	0.153	-0.0651	-0.235	-3.344	7.827
	(0.111)	(0.347)	(1.379)	(6.201)	(8.375)
it2_INNTEKT	0.262	-0.310	1.638	0.728	26.41***
	(0.201)	(0.546)	(1.289)	(4.071)	(9.618)
mat_INNTEKT	0.345*	0.283	-0.724	-1.688	9.832
	(0.200)	(0.408)	(1.593)	(6.648)	(16.14)
real_INNTEKT		-0.245	7.417	-1.395	
		(0.490)	(5.975)	(11.08)	
tel_INNTEKT		0.788	-2.405*	-89.03*	
		(1.942)	(1.292)	(45.43)	
uti_INNTEKT		-0.493	-0.750	-23.68	
		(0.473)	(0.976)	(22.57)	
SPREAD	-0.0371**	0.00471	-0.0445	0.201	-2.605**
	(0.0141)	(0.0274)	(0.0825)	(0.659)	(1.024)
cs_SPREAD	0.0348**	-0.0171	0.120	0.264	4.411***
	(0.0144)	(0.0329)	(0.0750)	(0.628)	(1.120)



## Appendiks

---

eqs_SPREAD	-0.0383 (0.0525)	-0.0776 (0.129)	-0.387 (0.376)	-1.005 (1.302)	3.130 (2.085)
og_SPREAD	0.0218 (0.0602)	-0.0690 (0.105)	-0.569** (0.260)	-1.587 (1.071)	3.610** (1.572)
fin_SPREAD	0.0421*** (0.0142)	-0.0193 (0.0328)	0.0129 (0.0871)	0.0729 (0.622)	1.193 (1.275)
hc_SPREAD	0.0431*** (0.0141)	0.00329 (0.0253)	0.0616 (0.0848)	0.193 (0.660)	2.280 (1.407)
cap_SPREAD	0.0384*** (0.0130)	0.0271 (0.0581)	-0.339 (0.209)	-0.548 (0.696)	3.053* (1.661)
cps_SPREAD		0.0225 (0.0451)	-0.192 (0.230)	3.130 (2.350)	
trp_SPREAD	-0.00434 (0.0306)	-0.0728** (0.0338)	0.0718 (0.151)	-0.527 (1.034)	7.090*** (2.082)
it1_SPREAD	0.0328 (0.0224)	-0.0310 (0.0444)	-0.0102 (0.173)	-0.175 (0.776)	3.084*** (1.144)
it2_SPREAD	0.0361* (0.0199)	-0.0391 (0.0451)	0.135 (0.0964)	0.830 (0.757)	5.659*** (1.264)
mat_SPREAD	0.0348** (0.0166)	0.0236 (0.0505)	-1.083*** (0.221)	-1.369 (0.870)	0.0313 (1.610)
real_SPREAD		-0.00334 (0.0286)	0.0458 (0.202)	-1.102 (0.831)	
tel_SPREAD		-0.107 (0.206)	-0.0454 (0.135)	10.54** (5.109)	
uti_SPREAD		0.00520 (0.0264)	0.0424 (0.0817)	-0.352 (1.014)	
RENTE	0.0130 (0.0154)	-0.0740 (0.0529)	-0.435* (0.227)	-2.881* (1.516)	3.920** (1.480)
cs_RENTE	-0.0520*** (0.0180)	0.00541 (0.0736)	-0.223 (0.155)	2.044 (1.353)	-9.443*** (2.225)
eqs_RENTE	-0.164** (0.0640)	-0.372* (0.202)	-0.935** (0.397)	0.973 (1.524)	-5.740** (2.851)
og_RENTE	-0.152 (0.0914)	-0.111 (0.150)	0.0969 (0.204)	2.430* (1.360)	-3.801* (2.231)
fin_RENTE	-0.0206 (0.0180)	0.0340 (0.0559)	0.272 (0.205)	2.221 (1.457)	-9.293*** (2.057)
hc_RENTE	-0.0118 (0.0153)	0.0709 (0.0480)	0.386* (0.212)	2.567 (1.601)	-5.298** (2.138)
cap_RENTE	-0.0685*** (0.0226)	-0.0260 (0.0691)	0.166 (0.239)	2.411* (1.340)	-8.107*** (2.681)
cps_RENTE		0.0210 (0.0623)	0.143 (0.349)	0.197 (2.070)	
trp_RENTE	-0.0677 (0.0440)	-0.222** (0.0843)	0.0561 (0.189)	2.082 (1.944)	-8.286*** (2.361)
it1_RENTE	-0.00546 (0.0298)	0.152* (0.0785)	0.318 (0.256)	4.187*** (1.065)	-2.673 (2.615)
it2_RENTE	-0.0342 (0.0250)	-0.0272 (0.0669)	0.424 (0.259)	2.522* (1.434)	-8.069*** (1.882)
mat_RENTE	-0.0637 (0.0399)	-0.148* (0.0763)	-0.123 (0.352)	1.135 (1.620)	-7.629*** (2.450)
real_RENTE		0.115*** (0.0384)	0.559 (0.614)	-0.819 (1.118)	
tel_RENTE		-0.341 (0.784)	0.336* (0.192)	36.04* (18.95)	
uti_RENTE		0.248* (0.115)	0.409* (0.192)	1.953 (1.118)	

## Appendiks

		(0.146)	(0.211)	(19.26)	
K2	-0.000174	0.0248**	0.0509**	0.214	-0.0276
	(0.00216)	(0.0112)	(0.0231)	(0.234)	(0.0682)
cs_K2	0.00424*	-0.0109	-0.00705	-0.113	0.308
	(0.00243)	(0.00931)	(0.0291)	(0.205)	(0.208)
eqs_K2	0.0307***	0.0580*	0.224***	0.484*	1.108***
	(0.0103)	(0.0312)	(0.0814)	(0.283)	(0.317)
og_K2	0.00323	-0.0159	0.0133	0.0647	0.607**
	(0.0182)	(0.0243)	(0.0455)	(0.211)	(0.267)
fin_K2	-0.000302	-0.0255**	-0.0336	-0.0728	0.379
	(0.00276)	(0.0118)	(0.0219)	(0.207)	(0.227)
hc_K2	-0.000379	-0.0272***	-0.0437	-0.0933	0.360**
	(0.00229)	(0.0101)	(0.0271)	(0.233)	(0.154)
cap_K2	0.00861*	-0.00110	0.00414	-0.157	-0.0667
	(0.00506)	(0.0109)	(0.0400)	(0.236)	(0.366)
cps_K2		-0.0382***	-0.0248	-0.178	
		(0.00988)	(0.0728)	(0.454)	
trp_K2	0.0106	-0.0208	-0.0330	-0.0129	0.594**
	(0.00705)	(0.0162)	(0.0313)	(0.237)	(0.252)
it1_K2	-0.00256	-0.0255*	-0.00929	-0.310	0.0105
	(0.00478)	(0.0139)	(0.0482)	(0.276)	(0.210)
it2_K2	0.0124	-0.00324	0.0383	-0.0683	0.676***
	(0.00823)	(0.00978)	(0.0414)	(0.218)	(0.192)
mat_K2	0.00760	0.00224	0.0882*	-0.000817	0.500
	(0.00483)	(0.00970)	(0.0456)	(0.246)	(0.380)
real_K2		-0.0200*	0.0778	0.0962	
		(0.0108)	(0.0887)	(0.216)	
tel_K2		0.0163	0.000224	-4.654***	
		(0.0735)	(0.0290)	(1.736)	
uti_K2		-0.0186	-0.0398*	-1.528*	
		(0.0134)	(0.0233)	(0.906)	
Konstant	-0.00130	0.00478	0.0503	0.237	0.513
	(0.0123)	(0.0267)	(0.0950)	(0.275)	(0.348)
Observasjoner	545	698	813	698	545
Within R <sup>2</sup>	0.3870	0.4459	0.4625	0.4392	0.4149
Sektor FE	JA	JA	JA	JA	JA
Antall sektorer	11	15	15	15	11

Driscoll-Kraay-standardfeil er rapportert i parentes

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

Figur A22: Resultat fra statistiske modeller for segmenter med ulik kredittkvalitet, hvor vi tillater for heterogene effekter på sektornivå.