



# Forklaringsvariabler for endringer i kredittmarginer

*En studie av selskapsobligasjoner i det norske markedet*

**Ida Maria Hammer og Kristiane Jensen**

**Veileder: Jørgen Haug**

Masteroppgave i økonomi og administrasjon

Hovedprofil: Finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer innestår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

## Forord

Denne avhandlingen er gjennomført som det avsluttende, selvstendige arbeidet i masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole (NHH). Avhandlingen utgjør 30 studiepoeng innenfor hovedprofilen finansiell økonomi.

Formålet med dette arbeidet har vært å undersøke et aktuelt tema innenfor finansiell økonomi. Det er gjennomført få empiriske studier av kredittmarginer i det norske markedet, og temaet er lite forsket på i Norge. Det har vært veldig interessant å tilegne seg ny og dypere kunnskap på dette området. Vi håper at resultatene fra denne avhandlingen kan være av interesse for andre.

Vi ønsker å takke vår veileder, Jørgen Haug, for verdifulle og konstruktive tilbakemeldinger gjennom semesteret. I tillegg ønsker vi å takke Pål Prestegård Jonassen i Nordic Bond Pricing for god hjelp og bidrag med data.

Norges Handelshøyskole

Bergen, desember 2021

---

Ida Maria Hammer

---

Kristiane Jenssen

---

## Sammendrag

I denne avhandlingen undersøker vi hvilke variabler som forklarer kredittmarginer, og hvordan endringer i disse forklaringsvariablene påvirker endringer i kredittmarginer tilhørende selskapsobligasjoner i det norske markedet. En forståelse av sammenhengene som eksisterer vil gi verdifull informasjon til investorer, sentralbanker og næringslivet.

Innledningsvis presenterer vi tidligere empiri på området. På bakgrunn av tidligere empiri og studier velger vi syv ulike forklaringsvariabler for kredittmarginer: risikofri rente, historisk volatilitet i risikofri rente, terminstrukturen, verdien av selskapers eiendeler, volatiliteten i verdien av selskapers eiendeler, likviditeten i obligasjonsmarkedet og valutakursen. Vi tar i bruk tilnærminger til disse forklaringsvariablene, og undersøker videre hvilken påvirkning endringer i disse variablene har på endringer i kredittmarginer.

I analysen kjører vi OLS-regresjoner, samt diagnostikk. Vi går videre med GARCH-modeller for å ta hensyn til autokorrelasjon, heteroskedastisitet og ikke normalfordeling i feilleddene. Vi benytter oss av den tradisjonelle GARCH-modellen og den asymmetriske GJR-GARCH-modellen.

Resultatene viser at endringer i kredittmarginer i størst grad blir påvirket av endringer i historisk volatilitet i risikofri rente, VIX-indeksen, en tilnærming til volatiliteten i selskapers eiendeler, og TED-spreaden, en tilnærming til likviditeten i obligasjonsmarkedet.

I diskusjonsdelen belyser vi faktorer som kan ha påvirket resultatene våre. Her trekker vi frem faktorer som den korte tidsperioden, samt valg av tilnærminger til forklaringsvariablene.

---

# Innholdsfortegnelse

<b>1. INNLEDNING .....</b>	<b>1</b>
1.1 MOTIVASJON.....	1
1.2 FORSKNINGSSPØRSMÅL.....	2
1.3 BIDRAG TIL LITTERATUR.....	2
1.4 ANALYSE .....	2
1.5 RESULTATER.....	3
1.6 DISPOSISJON.....	3
<b>2. TEORETISK OG EMPIRISK BAKGRUNN .....</b>	<b>5</b>
2.1 TIDLIGERE STUDIER .....	5
2.2 FORKLARINGSVARIABLER FOR KREDITTMARGINER.....	7
2.2.1 Risikofri rente .....	8
2.2.2 Rentens volatilitet .....	8
2.2.3 Rentens terminstruktur.....	9
2.2.4 Verdi av eiendeler .....	9
2.2.5 Volatilitet i eiendeler.....	10
2.2.6 Likviditet i obligasjonsmarkedet.....	10
2.2.7 Valutakurs .....	11
2.3 ENDRING I KREDITTMARGINER.....	12
<b>3. DATA.....</b>	<b>14</b>
3.1 FORKLARINGSVARIABLER.....	14
3.1.1 Risikofri rente .....	14
3.1.2 Rentens volatilitet .....	14
3.1.3 Rentens terminstruktur.....	15

---

3.1.4	Aksjemarkedets avkastning.....	16
3.1.5	Volatiliteten i aksjemarkedet .....	17
3.1.6	Likviditeten i obligasjonsmarkedet .....	18
3.1.7	Valutakursen .....	19
3.1.8	Oppsummering av forklaringsvariablene .....	20
3.2	KREDITTMARGINER.....	21
3.2.1	Deskriptiv statistikk for kredittmarginer .....	26
<b>4.</b>	<b>EMPIRISK ANALYSE.....</b>	<b>28</b>
4.1	OLS-MODELLEN .....	28
4.2	DIAGNOSTIKK .....	32
4.2.1	Heteroskedastisitet .....	32
4.2.2	Normalfordeling.....	33
4.2.3	Autokorrelasjon.....	33
4.2.4	Resultater fra testene .....	34
4.3	GARCH-MODELLEN .....	34
4.4	GJR-GARCH-MODELLEN.....	39
4.5	EVALUERING AV GARCH-MODELLENE.....	42
<b>5.</b>	<b>DISKUSJON.....</b>	<b>45</b>
5.1	FUNN.....	45
5.2	FAKTORER SOM KAN PÅVIRKE RESULTATENE .....	47
5.2.1	Begrensninger ved datasettet .....	47
5.2.2	Valg av forklaringsvariabler .....	48
5.2.3	Inkludering av sektoren finansielle tjenester.....	49
5.3	ANBEFALING FOR VIDERE FORSKNING .....	49

---

<b>6. KONKLUSJON</b> .....	<b>51</b>
<b>LITTERATURLISTE</b> .....	<b>52</b>
<b>VEDLEGG 1</b> .....	<b>56</b>
<b>VEDLEGG 2</b> .....	<b>57</b>
<b>VEDLEGG 3</b> .....	<b>59</b>

## Figurliste

<b>Figur 3.1:</b> Historisk volatilitet i risikofri rente .....	15
<b>Figur 3.2:</b> Terminstrukturen, 10-årig statsobligasjon og 3-måneders statskasseveksel .....	16
<b>Figur 3.3:</b> OSEBX-indeksen og VIX-indeksen.....	18
<b>Figur 3.4:</b> TED-spreaden, 3-måneders Nibor og 3-måneders statskasseveksler.....	19
<b>Figur 3.5:</b> Generell kredittmargin.....	22
<b>Figur 3.6:</b> Kredittmarginer tilhørende ulike løpetider .....	23
<b>Figur 3.7:</b> Kredittmarginer tilhørende ulike sektorer .....	25

## Tabelliste

<b>Tabell 3.1:</b> Forklaringsvariabler og forventet påvirkning fra regresjonskoeffisientene.....	20
<b>Tabell 3.2:</b> Oversikt over utstedernes tilhørende sektor .....	24
<b>Tabell 3.3:</b> Deskriptiv statistikk for kredittmarginer .....	26
<b>Tabell 4.1:</b> Forklaringsvariabler for endringer i kredittmarginer ved OLS .....	29
<b>Tabell 4.2:</b> Resultatene fra diagnostikk .....	32
<b>Tabell 4.3:</b> Forklaringsvariabler for endringer i kredittmarginer estimert med GARCH (1,1) .....	36
<b>Tabell 4.4:</b> Forklaringsvariabler for endringer i kredittmarginer estimer med GJR-GARCH (1,1).....	40
<b>Tabell 4.5:</b> AIC og BIC for GARH-modellene for generell kredittmargin og kredittmarginer tilhørende ulike sektorer .....	43
<b>Tabell 4.6:</b> AIC og BIC for GARH-modellene for kredittmarginer tilhørende ulike løpetider.....	43

# 1. Innledning

Det norske obligasjonsmarkedet er et relativt nytt marked som har vært i stadig vekst siden starten av 2000-tallet (Noridic Trustee, 2021). De siste fem årene har markedets vekst tiltatt enda sterkere enn tidligere og flere av selskapene i det norske markedet ser på obligasjonsmarkedet som et hensiktsmessig finansieringsalternativ til den tradisjonelle bankfinansieringen (Norges Bank, 2020).

Forskjellen mellom avkastningen på selskapsobligasjoner og risikofri rente refereres til som kredittmargin. Kredittmarginen er dermed den ekstra avkastningen investor krever for å bære risiko, og blir sett på som en kompensasjon for forventet tap dersom utsteder ikke klarer imøtekomme sine forpliktelser. Sæbø (2015a) viser imidlertid i sin studie på det norske obligasjonsmarkedet at kun 21,5 % av kredittmarginen var kompensasjon for forventet tap, og at det kan være andre prisede risikofaktorer for norsk kreditt.

For å kunne undersøke hva som driver endringer i kredittmarginer må man gjøre antagelser om hvilke forklaringsvariabler som skal inkluderes og hvordan disse henger sammen med kreditt risiko. Å utforske hvilke variabler som kan forklare endringer i kredittmarginer i det norske obligasjonsmarkedet er nyttig av flere årsaker. For eksempel sikrer hedgefond ofte bort renterisiko fra posisjoner i selskapsobligasjoner med høy belåning ved å innta en kort posisjon i statsobligasjoner. Konsekvensen av dette er at porteføljene blir mer sensitive for endringer i kredittmarginer enn endringer i obligasjonsrenten (Collin-Dufresne et al., 2001). En annen årsak er at kredittmarginer blir brukt av sentralbanker for å vurdere risikoen for mislighold hos selskaper og den generelle funksjonen til finansmarkedet. På bakgrunn av dette blir ofte kredittmarginer brukt som en konjunkturindikator (Landschoot, 2004). Ved en bedre forståelse av hvilke variabler som forklarer kredittmarginer og hvordan endringer i disse påvirker endringer i kredittmarginer, kan sentralbanker innhente mer nøyaktig informasjon om markedet.

## 1.1 Motivasjon

I nyere tid har flere studier undersøkt hvilke forklaringsvariabler som påvirker kredittmarginer. De fleste av disse studiene er derimot gjort på det amerikanske markedet, et større og mer velutviklet marked enn det norske. Empiriske studier som undersøker



forklaringsvariabler for norske kredittmarginer er begrenset. Det kan derfor være av interesse for norske markedsaktører å få ytterligere forståelse for hvilke variabler som kan forklare kredittmarginer og følgelig hvordan endringer i disse variablene påvirker endring i kredittmarginer.

## 1.2 Forskningsspørsmål

Det at det norske markedet for selskapsobligasjoner har opplevd sterk vekst de siste årene gjør det interessant å se på hvilke variabler som kan forklare endringer i kredittmarginer med nyere og mer kvalitetssikret data.

På bakgrunn av dette ønsker vi å undersøke hvilke variabler som forklarer kredittmarginer og hvordan endring i disse forklaringsvariablene kan påvirke endringer i kredittmarginene tilhørende selskapsobligasjoner i det norske markedet.

For å besvare dette spørsmålet undersøker vi hvordan endringer i ulike forklaringsvariabler, som støttes opp av tidligere empiri, påvirker endringer i de observerte kredittmarginene. Vi undersøker også i hvilken grad påvirkningen varierer på ulike løpetider og utsteders tilhørende sektor.

## 1.3 Bidrag til litteratur

Som nevnt er det begrenset med studier på kredittmarginer. Så vidt oss bekjent har det ikke blitt undersøkt hvordan endringer i finansielle og makroøkonomiske variabler kan påvirke endringer i kredittmarginer observert for selskapsobligasjoner i det norske markedet. Vår oppgave vil dermed være et bidrag til forskning på dette området.

## 1.4 Analyse

I regresjonsmodellen er den avhengige variabelen endringer i generell kredittmargin, og kredittmarginer tilhørende ulike løpetider og sektorer. Vi tester om de uavhengige variablene endringer i risikofri rente, historisk volatilitet i risikofri rente, terminstrukturen, verdien av selskapers eiendeler, volatiliteten i verdien av selskapers eiendeler, likviditeten i obligasjonsmarkedet og valutakursen påvirker de avhengige variablene.

---

Vi starter med å undersøke påvirkningene ved hjelp av OLS. Videre kjører vi diagnostikk for å vurdere om forutsetningene som ligger til grunn for OLS-metoden blir overholdt.

Fra diagnostikken finner vi at feilleddene er autokorrelerte, heteroskedastiske og ikke normalfordelte. På bakgrunn av dette benytter vi oss av GARCH-modeller for å fange opp egenskapene ved feilleddene. Vi benytter oss både av den tradisjonelle GARCH-modellen og den asymmetriske GJR-GARCH-modellen.

Vi evaluerer til slutt modellene basert på de ulike informasjonskriteriene AIC og BIC for å finne de best tilpassede modellene for regresjonene.

## 1.5 Resultater

Fra resultatene finner vi flere signifikante sammenhenger mellom endringer i forklaringsvariablene og endringer i kredittmarginer. Det er i hovedsak endringer i historisk volatilitet i risikofri rente, volatiliteten i verdien av selskapers eiendeler (VIX-indeksen) og likviditeten i obligasjonsmarkedet (TED-spreaden) som kan forklare endringer i kredittmarginer. En økning i hver av disse forklaringsvariablene gir en økning i generell kredittmargin, og kredittmarginer tilhørende ulike løpetider og sektorer. Dette stemmer overens med våre forventninger basert på tidligere empiriske studier.

## 1.6 Disposisjon

Avhandlingen er strukturert i 6 hovedkapitler. I innledningen har vi presentert motivasjonen for oppgaven og bakgrunn for valg av forskningsspørsmål, samt en kort beskrivelse av analysen og resultatene vi har fått.

I kapittel 2 gir vi en oversikt over tidligere empiri, og studier, om kredittmarginer. Dette danner videre grunnlag for våre valg av forklaringsvariabler og forventninger om hvordan endringer i disse variablene kan påvirke endringer i kredittmarginer. Vi presenterer deretter datautvalget vårt i kapittel 3. Tilnærmingene til de ulike forklaringsvariablene blir forklart og vi gjør rede for utregning av generell kredittmargin, og kredittmarginer tilhørende ulike løpetider og sektorer.

I kapittel 4 gjennomfører vi empirisk analyse. Vi starter med å estimere regresjonsmodellene med OLS-metoden før vi kjører diagnostikk for å vurdere om OLS forutsetningene holder. Utfallet fra diagnostikken viser at forutsetningene for OLS er brutt og vi velger derfor å gå videre med GARCH-modeller for å ta hensyn til egenskaper ved feilledet. I kapittel 5 presenterer vi funnene våre og diskuterer faktorer som kan ha påvirket resultatene våre.

Avhandlingen avsluttes med en konklusjon i kapittel 6.

---

## 2. Teoretisk og empirisk bakgrunn

### 2.1 Tidligere studier

Det teoretiske grunnlaget for modellering av kredittrisiko ved å studere gjeldsforpliktelsene til selskaper har opphav i teorien om opsjonsprising. Med utgangspunkt i Black og Scholes (1973) sin modell utledet Merton (1974) en av de første strukturelle modellene for kredittrisiko. Merton (1974) sin modell blir ofte brukt som en referansemodell for å analysere kredittrisiko.

Merton (1974) sin strukturelle modell<sup>1</sup> antar at verdien til et selskap følger en stokastisk prosess der mislighold inntreffer dersom selskapsverdien faller under en grenseverdi. Han belyser ideen om at egenkapitalen til et selskap kan sees på som en kjøpsopsjon på selskapets eiendeler med en utøvelseskurs lik den pålydende verdien til gjelden. Dermed vil aksjonærenes egenkapital være lik verdien av selskapet fratrukket gjeldens pålydende verdi. Merton begrunner videre at dersom verdien av selskapet faller under verdien av pålydende gjeld kan aksjonærene etterlate selskapet til debitorer. Ved å videre ta i bruk teorien om kjøp-salg paritet ved opsjoner kan risikofylt gjeld<sup>2</sup> ses på som ekvivalenten til differansen mellom et risikofritt gjeldsinstrument og en salgsopsjon med innløsningskurs lik en kjøpsopsjon på selskapets egenkapital. Modellen til Merton viser dermed hvordan man kan modellere kredittmarginer med forklaringsvariabler som omhandler kapitalstrukturen og verdien av det respektive selskapet (Sundaesan, 2013).

Ved investering i selskapsobligasjoner krever investorer å bli kompensert for risiko. Hovedrisikoen er mislighold som oppstår dersom selskapet ikke klarer å oppfylle sine forpliktelser i løpet av obligasjonens løpetid. Kompensasjonen for denne risikoen er den ekstra avkastningen en investor får sammenlignet med å eie en lik risikofri eiendel, og blir referert til som obligasjonens kredittmargin (Sæbø, 2015a).

---

<sup>1</sup> Teoretisk litteratur om prising av kredittrisiko kan deles inn i to kategorier: (1) strukturell modell som kombinerer økonomisk teori og målinger for kvantitativ redegjørelse av de observerte marginer og (2) redusert-form som baserer seg på statistisk analyse ved å foreslå mulige forklaringsfaktorer i en regresjonsmodell for å forklare marginer. Se NBIM Discussion note 3 for videre studie på funn fra de ulike modellene (NBIM, 2011).

<sup>2</sup> Gjeld der selskapet har risiko for mislighold og ikke kan betale tilbake pålydende verdi av gjelden til kreditor.

---

En studie av Chen et al. (2009) undersøker om Merton sin modell klarer å predikere de historiske kredittmarginene. De vurderer hvorvidt resultatene til modellen stemmer overens med de faktisk observerte historiske kredittmarginene og konkluderer med at modellen underestimerer de faktiske verdiene.

Forskjellen mellom de faktisk observerte kredittmarginene og kredittmarginene som blir predikert av strukturelle modeller, slik som i Merton (1974) modellen, blir referert til som «*The credit spread puzzle*». De strukturelle modellene klarer ikke å fange opp den ekstra risikopremien investorer mottar ved å holde selskapsobligasjoner. På bakgrunn av dette foreslår «*The credit spread puzzle*» at det i tillegg kan være andre forklaringsvariabler for kredittmarginer enn de som er foreslått i de strukturelle modellene (NBIM, 2011).

Sæbø (2015a) sin studie på selskapsobligasjoner handlet på Oslo Børs i perioden 2008-2013 konkluderer at «*The credit spread puzzle*» er eksisterende i det norske rentemarkedet. For å beregne sannsynligheten for mislighold benytter han seg av selskaps-spesifikke variabler, der en investor bare blir kompensert for det forventede tapet dersom en misligholdssituasjon oppstår. Dette antyder at investor er risikonøytral, men det er mer sannsynlig at investor viser til en grad av risikoaversjon. Dersom investor ikke er risikonøytral vil det også kreves kompensasjon for usikkerheten i forbindelse med forventet tap. En investor kan også kreve kompensasjon for andre risikofaktorer som ikke er relatert til mislighold. Sæbø finner at 72 % av kredittmarginene kan ses på som tilleggskompensasjon for risikoaversjonen til investor, der noe også kan være kompensasjon for risikofaktorer som ikke er misligholdrelaterte.

I studien på det amerikanske obligasjonsmarkedet av Collin-Dufresne et al. (2001) trekker de frem at markedet for selskapsobligasjoner har en tendens til å ha høye transaksjonskostnader og et lavt handlet volum. På bakgrunn av dette blir det påpekt at man kan forvente å observere en likviditetspremie i kredittmarginer.

Sæbø (2015b) undersøker norsk kreditt i perioden 2008-2009 og viser til at kompensasjonen for forventet kreditttap kun forklarer i underkant av en fjerdedel av kredittmarginene i det norske markedet. Han finner at risikofaktorene som påvirker kredittmarginene i størst grad er likviditeten i obligasjonsmarkedet, samt utsteders størrelse og sektor.

I sin studie på det amerikanske markedet finner Elton et al. (2001) liknende resultater. De undersøker forskjeller i avkastningen mellom selskapsobligasjoner og statsobligasjoner, og finner at forventet tap kun forklarer en liten del av kredittmarginene.

---

Landschoot (2004) undersøker endringer i kredittmarginer på det europeiske markedet, samt om påvirkningen fra ulike forklaringsvariabler avhenger av spesifikke karakteristikkertilknyttet obligasjonene som rangering og løpetid. Hun konkluderer med at effekten fra ulike forklaringsvariabler avhenger av karakterstatistikken tilknyttet obligasjonene, og finner at obligasjoner med lavere rangeringer i større grad blir påvirket.

Det kan antas at obligasjonsmarkeder i ulike land er eksponert for, og påvirket av, ulike faktorer. Forskjellen mellom et utviklet og fremvoksende marked kan illustreres fra Chen et al. (2014) sin studie på det kinesiske obligasjonsmarkedet. Ved hjelp av paneldataregresjon fanger de opp signifikansen til ulike risikofaktorer og finner motsatte resultater enn tidligere studier har dokumentert på det amerikanske obligasjonsmarkedet. De finner en negativ korrelasjon mellom volatiliteten i aksjemarkedet og kredittmarginer. Dette er i motsetning til studier på det amerikanske markedet som finner positiv korrelasjon mellom volatiliteten i aksjemarkedet og kredittmarginer (Collin-Dufresne et al., 2001; Clark & Baccar, 2018; Hibbert et al., 2011).

For å kunne se på hvilke variabler som påvirker endringer i kredittmarginer bør andre generelle risikofaktorer belyses. Elton et al. (2001) begrunner at kompensasjon for risiko i kapitalmarkedet endres over tid. Dersom disse endringene har innvirkning på både aksjemarkedet og selskapsobligasjoner, vil selskapsobligasjoner også være påvirket av systematisk risiko.

Vi påpeker at studiene er gjennomført med ulik data og blir utført på ulike tidsperioder med ulik lengde. I tillegg benytter de ulike studiene seg av forskjellige forklaringsvariabler. Noen av variablene kan være mer sensitive for endringer i data enn andre, og de uavhengige variablene drives av ulike underliggende faktorer. Den økonomiske tilstanden i Norge drives ikke nødvendigvis av de samme underliggende faktorene som eksempelvis den økonomiske tilstanden i USA. På samme måte er det naturlig å anta at det norske obligasjonsmarkedet ikke nødvendigvis opptrer likt som det amerikanske obligasjonsmarkedet.

## 2.2 Forklaringsvariabler for kredittmarginer

De strukturelle modellene gir et teoretisk grunnlag for hvilke variabler som bør kunne forklare kredittmarginer, og hvordan endringer i disse forklaringsvariablene vil påvirke endringer i kredittmarginer (Collin-Dufresne et al., 2001). Tidligere litteratur om strukturelle modeller

---

belyser at forklaringsvariablene som hovedsakelig bestemmer kredittmarginer er den risikofrie renten, verdien av eiendelene til selskapet og volatiliteten i verdien av eiendelene. I tillegg er andre variabler, som volatiliteten i den risikofrie renten, rentens terminstruktur, likviditeten i obligasjonsmarkedet og valutakursen, relevante faktorer som kan påvirke kredittmarginer. Videre diskuterer vi de foreslåtte forklaringsvariablene individuelt.

### **2.2.1 Risikofri rente**

Merton (1974) viser at prisen på gjeld er økende i verdien av prisen på underliggende aktiva og hovedstolen, mens den er avtakende i risikofri rente, selskapsrisiko og tid til forfall. Merton predikerer videre i sin modell en negativ sammenheng mellom kredittmarginer og risikofri rente. Dette vil si at en økning i den risikofrie renten fører til en nedgang i kredittmarginer. En økning i risikofri rente fører til at nåverdien av de forventede kontantstrømmene reduseres, noe som betyr at prisen på salgsopsjonen avtar. Videre forventes det at selskapers vekst vil tilta og det er sannsynlig at selskapets verdi øker. Dette innebærer også at salgsopsjonen på selskapets verdi vil avta.

I tillegg er en økning i risikofri rente forbundet med økonomisk vekst og økt økonomisk aktivitet, noe som vil føre til at kredittmarginer avtar. Tidligere studier finner at risikofri rente har signifikant påvirkning og er en avgjørende faktor for endringer i kredittmarginer, der en økning i risikofri rente fører til en reduksjon i kredittmarginer (Clark & Baccar, 2018; Collin-Dufresne et al., 2001; Landschoot, 2004; Hibbert et al., 2011).

### **2.2.2 Rentens volatilitet**

Longstaff og Schwartz (1995) kommer i sin studie frem til at kredittmarginer er negativt korrelert med rentenivåer og at endringer i rente kan forklare store deler av kredittmarginer. De introduserer rente som en stokastisk variabel i verdsettelsen av risikofylt gjeld og finner at endringer i risikofri rente har signifikant påvirkning på kredittmarginer.

Collin-Dufresne et al. (2001) og Ohyama og Sugimoto (2007) viser også til at volatiliteten i risikofri rente har en signifikant påvirkning på endringer i kredittmarginer. Disse studiene kommer frem til at rentens volatilitet har ulik påvirkning på endringer i kredittmarginer avhengig av løpetiden til obligasjonene, samt kreditt rangeringen. Obligasjoner med lav rangering og lang løpetid er assosiert med høyere kredittmarginer ettersom usikkerheten er

---

større. Motsatt er obligasjoner med høy rangering og kort løpetid assosiert med mindre usikkerhet og lavere kredittmarginer.

På bakgrunn av Sæbø (2015a) sin studie er det naturlig å anta at investorer ikke er risikonøytrale. En økning i usikkerheten til fremtidig rente vil dermed gjøre investeringer i selskapsobligasjoner mindre attraktive for investorer, og fører til en økning i kredittmarginer.

### **2.2.3 Rentens terminstruktur**

Forventningshypotesen til terminstrukturen innebærer at helningen til terminstrukturen er en gunstig indikator for å predikere fremtidige endringer i kortsiktig rente. Terminstrukturen blir målt som differansen mellom langsiktig og kortsiktig rente. Longstaff og Schwartz (1995) viser i sin studie at med rente som stokastisk variabel i den strukturelle modellen vil den korte renten på lang sikt konvergere mot den lange renten. En økning i helningen til terminstrukturen innebærer dermed en økning i forventede kortsiktige renter.

Helningen på terminstrukturen kan også på et makroøkonomisk nivå være en indikator på fremtidsutsiktene til økonomisk vekst (Fama & French, 1989). Resesjoner og økonomisk vekst påvirker verdien og veksten til selskaper, samt sannsynligheten for mislighold. På den måten indikerer en økning (nedgang) i helningen på terminstrukturen en økonomisk ekspansjon (resesjon), og vil videre påvirke kredittmarginene.

Landschoot (2004) undersøker kredittmarginer i det europeiske obligasjonsmarkedet. Hun forkaster nullhypotesen om at endringer i terminstrukturen ikke påvirker sensitiviteten til kredittmarginer. Flere andre studier har også konkludert med at en økning i helningen til rentens terminstruktur fører til en reduksjon i kredittmarginer (Collin-Dufresne et al., 2001; Duffee, 1998).

### **2.2.4 Verdi av eiendeler**

Ved prising av risikofylte lån er selskapets utstående gjeld en viktig faktor å ta hensyn til. Risiko for mislighold er større for selskaper der verdien av eiendelene er lavere enn den utstående gjelden. Flere studier bruker avkastningen i aksjemarkedet som en tilnærming for å måle verdien av selskapers eiendeler ettersom at denne verdien sjeldnere blir offentliggjort av selskapene selv (Ohyama & Sugimoto, 2007; Landschoot, 2004; Longstaff & Schwartz,



---

1995). En nedgang i aksjeprisen vil tilsi en reduksjon i verdien av selskapets eiendeler og dermed føre til en økning i selskapets risiko for mislighold.

Kwan (1996) finner i sin studie på individuelle selskapspriser bevis for at selskapsspesifikk informasjon først blir reflektert i aksjekursen, deretter i obligasjonsprisen. Han finner videre en negativ korrelasjon mellom endringer i avkastningen på individuelle aksjer og endringer i kredittmarginer for individuelle obligasjoner utstedt av samme selskap. På bakgrunn av dette argumenterer han for at aksjemarkedet ser ut til å lede obligasjonsmarkedet i overførsel av selskapsspesifikk informasjon. Ramaswami (1991) finner også lignende resultater i sin studie av markedets tidsoppfatning av mislighold. Han målte varighet som differansen mellom tidspunktet investorer anså mislighold som sannsynlig og tidspunktet for mislighold. Studien viser at varigheten var kortere ved mislighold i obligasjonsmarkedet i forhold til i aksjemarkedet. Dette tolkes som at informasjon først blir reflektert i aksjemarkedet, eller at investorer i obligasjonsmarkedet er mer optimistiske.

### **2.2.5 Volatilitet i eiendeler**

Flere studier bruker aksjemarkedets avkastning som en tilnærming til verdien av selskapets eiendeler, og på samme måte kan volatiliteten i aksjemarkedet bli brukt som en tilnærming til volatiliteten i selskapets eiendeler (Ohyama & Sugimoto, 2007; Pynnönen et al., 2006). Sannsynlighet for nedgang i aksjeprisen, gitt økning i volatiliteten i aksjemarkedet, fører til økt risiko for mislighold.

I Merton (1974) sin modell er det den totale volatiliteten i verdien av selskapet som er relevant for opsjonsverdien og selskapsgjelden. Dette inkluderer idiosynkratisk og systematisk volatilitet. Videre viser Campbell og Taksler (2003) at de samlede kredittmarginene på selskapsobligasjoner øker i perioder med høy idiosynkratisk risiko. Volatiliteten i aksjemarkedet kan bidra til en forklaring på selskapenes nylige bevegelser i kredittmarginer, og kan forklare like mye av tversnittvariasjon i kredittmarginer som kredittrangeringen. I tillegg kommer flere studier frem til at en økning i volatiliteten i aksjeindeksen fører til en økning i kredittmarginer (Clark & Bacchar, 2018; Landschoot, 2004).

### **2.2.6 Likviditet i obligasjonsmarkedet**

Den strukturelle modellen til Merton (1974) antar et perfekt marked der kjøp og salg skjer kontinuerlig. På bakgrunn av dette påvirkes ikke kredittmarginer av likviditeten i markedet for

---

selskapsobligasjoner. Studier av blant annet Driessen (2005), Landschoot (2004) og Collin-Dufresne et al. (2001) viser derimot at likviditetsrisiko påvirker kredittmarginer.

Collin-Dufresne et al. (2001) utvider regresjonsmodellen sin og introduserer flere uavhengige variabler som skal måle endringer i likviditet. De benytter seg av variabelen endringer mellom «*on-the-run*» minus «*off-the-run*» rente på 30-års statsobligasjon. Videre bruker de også differansen mellom 10-årig swap-indeks og 10-årig rente på statsobligasjoner som tilnærming til likviditeten i obligasjonsmarkedet. Studien finner at begge de uavhengige variablene er statistisk og økonomisk signifikante. Landschoot (2004) bruker gjennomsnittlig «*bid-ask*» differanse for obligasjoner innenfor en spesifikk rangeringskategori som tilnærming til likviditet i sin studie, og finner signifikant påvirkning for endringer i kredittmarginer for alle obligasjoner.

I sin undersøkelse på det tyske obligasjonsmarkedet finner Lange (2008) bevis for at likviditetspremien er eksisterende i kredittmarginene. Hypotesen om at obligasjoner med lavere likviditet viser til høyere kredittmarginer blir bekreftet. Videre viser han til at obligasjoner med lengre løpetid i de fleste tilfeller har høyere likviditetspremie, som kan begrunnes med den underliggende risikoen for mislighold. Lite likvide obligasjoner med kort tid til forfall besitter mindre risiko ettersom at pålydende betales tilbake innen kort tid. Likviditetsrisikoen øker dersom obligasjonen ikke er mulig å selge og gjenværende tid til forfall er av lengre tidshorizont. Investor vil på bakgrunn av dette kreve høyere avkastning.

Perraudin og Taylor (2003) undersøker om likviditetspremien påvirker kredittmarginer etter at skatt, forventet tap og risikopremie er hensyntatt. De viser at obligasjoner med høy kredittrangering har minst like stor likviditetspremie som risikopremie, og større likviditetspremie enn forventet tap.

## 2.2.7 Valutakurs

For å fange opp internasjonaliseringen av selskapsaktivitet og utviklingen i det finansielle markedet har flere studier undersøkt valutarisiko som en forklaringsvariabel for kredittmarginer. På denne måten inkluderer man risikoen bak de uforutsigbare bevegelsene i valutakursen, og effekten dette har på selskapsprestasjoner. En studie av Jankowitsch og Pichler (2005) modellerer en kurve for kredittmarginer for hvert selskap ved å sammensette alle selskapsobligasjonene uestedt i ulike valutaer. De avviser hypotesen om null korrelasjon

mellom kredittisiko og valutarisiko, og finner en signifikant sammenheng mellom forskjeller i kredittmarginer på tvers av valutakurser.

I en stadig mer globalisert verden der handel skjer over landegrenser kan valutakursen ha en økonomisk påvirkning på selskaper. Mozumder et al. (2015) finner i sin studie et positivt forhold mellom bevegelser i valutakurs og markedsverdien til europeiske selskaper, der en depresiering av valutakursen (indirekte notert) har en positiv innvirkning på markedsverdien til selskapet.

Clark og Baccar (2018) undersøker endringer i kredittmarginer for det amerikanske markedet og finner at en appresiering av dollarkursen<sup>3</sup> fører til en økning i kredittmarginer. De forklarer resultatet ved å begrunne at endringer i valutakursen vil påvirke konkurransevnen og balansen til selskaper, spesielt for de med internasjonal eksponering.

## 2.3 Endring i kredittmarginer

Vi ønsker å teste en modell som inkluderer forklaringsvariabler som er foreslått av tidligere studier. Vi tar i bruk en tilnærming av den strukturelle modellen, da denne gjør det mulig å analysere forholdet mellom endringer i kredittmarginer og endringer i de finansielle og makroøkonomiske variablene.

For å undersøke hvordan endringer i forklaringsvariablene påvirker endringer i kredittmarginene tilhørende selskapsobligasjoner i det norske markedet tar vi utgangspunkt i regresjonsmodellene presentert i studiene til Clark og Baccar (2018), Collin-Dufresne et al. (2001) og Ohyama og Sugimoto (2007). Endringer i variablene blir målt som differansen mellom nivået i uke  $t$  og uke  $t - 1$ . Den økonomiske betydningen av regresjonen blir dermed å forklare bevegelser i kredittmarginer ved bevegelsene til forklaringsvariablene.

Regresjonen vi ønsker å estimere for endringer i kredittmarginer er:

$$\begin{aligned} \Delta KM_t = C + \beta_1 \Delta r_t + \beta_2 \Delta \sigma_t^r + \beta_3 \Delta Term_t + \beta_4 \Delta R_t^{OSEBX} \\ + \beta_5 \Delta \sigma_t^{VIX} + \beta_6 \Delta Likviditet_t + \beta_7 \Delta Valuta_t + u_t \end{aligned} \quad (2.1)$$

---

<sup>3</sup> «US Real Effective Exchange Rate».

Den avhengige variabelen,  $\Delta KM$ , er endringer i gjennomsnittlige kredittmarginer på tvers av alle kredittmarginkurvene, som videre blir referert til som generell kredittmargin.

Videre til de uavhengige variablene:  $\Delta r$  er endring i risikofri rente,  $\Delta \sigma^r$  er endring i volatiliteten i risikofri rente,  $\Delta Term$  er endring i terminstrukturen,  $\Delta R^{OSEBX}$  er endring i nivået på aksjemarkedet,  $\Delta \sigma^{VIX}$  er endring i volatiliteten i aksjemarkedet,  $\Delta Likviditet$  er endring i likviditeten til obligasjonsmarkedet og  $\Delta Valuta$  er endring i valutakursen.

---

## 3. Data

I dette kapittelet beskriver vi tidsseriene våre. Først forklarer vi valg av tilnærminger til forklaringsvariablene, samt innhentingen og utregningen. Deretter presenterer vi utvalget av kredittmarginkurver vi har mottatt fra Nordic Bond Pricing, og hvilke kurver vi benytter oss av for å videre beregne kredittmarginer om til en tidsserie. Vi avslutter kapittelet med deskriptiv statistikk for generell kredittmargin, samt kredittmarginer tilhørende ulike løpetider og sektorer.

### 3.1 Forklaringsvariabler

#### 3.1.1 Risikofri rente

Da det ikke eksisterer noen eiendeler som er fullstendig risikofrie må man bruke tilnærminger. I tidligere studier er det presentert ulike tilnærminger til risikofri rente. Disse inkluderer blant annet renten på statsobligasjoner, swap-renten og renten på selskapsobligasjoner med AAA-rangering. Dersom vi hadde benyttet oss av renten på AAA-rangerte selskapsobligasjoner kunne vi fått et godt sammenligningsgrunnlag for selskapsobligasjonene. På grunn av begrenset kredittrangering for utstedere i det norske obligasjonsmarkedet bruker vi likevel ikke denne tilnærmingen. Ved å bruke swap-renten som en tilnærming inkluderer man en kredittpremie i rentemarkedet, noe som ikke er å foretrekke da andre faktorer utover endringer i risikofri rente også ville blitt fanget opp ved en slik tilnærming. Vi velger derfor å benytte oss av 10-årig statsobligasjon som en tilnærming til risikofri rente.

Tidsserien for 10-årig statsobligasjon er hentet fra Norges Bank, og er notert på daglig basis i prosentpoeng. Denne blir regnet om til et ukentlig gjennomsnitt for å få samme frekvens på alle variablene i datasettet.

Vi forventer at en økning i den risikofrie renten vil gi en reduksjon i generell kredittmargin.

#### 3.1.2 Rentens volatilitet

Som en tilnærming til volatiliteten i risikofri rente bruker vi volatiliteten i renten på 10-årig statsobligasjon. Vi bruker 21-dagers glidende gjennomsnitt og regner ut volatiliteten gitt i prosentpoeng, som deretter blir omregnet til et ukentlig gjennomsnitt.



Historisk volatilitet i risikofri rente regnet som 21-dagers glidende gjennomsnitt av 10-årig statsobligasjon deretter omregnet til ukentlig gjennomsnitt for perioden 04.06.2015 til 24.06.2021. Volatiliteten i 10-årig statsobligasjon er oppgitt i prosentpoeng.

Kilde: Egne beregninger; Norges Bank

**Figur 3.1:** Historisk volatilitet i risikofri rente

Vi forventer at en økning i volatiliteten i risikofri rente vil gi en økning i generell kredittmargin.

### 3.1.3 Rentens terminstruktur

For beregning av rentens terminstruktur benytter vi oss av differansen mellom renten på 10-årig statsobligasjon og 3-måneders statskasseveksler.

Tidsserien for renten på 3-måneders statskasseveksler er hentet fra Norges Bank, der de noteres på daglig basis i prosentpoeng.

Vi beregner først differansen mellom 10-årig rente på statsobligasjon og 3-måneders statskasseveksler på daglig basis. Deretter beregner vi et ukentlig gjennomsnitt for terminstrukturen oppgitt i prosentpoeng.

Vi forventer at en økning i rentens terminstruktur vil gi en reduksjon i generell kredittmargin.



Terminstrukturen er differansen mellom 10-årig statsobligasjon og 3-måneders statskasseveksler. Terminstrukturen, 10-årig statsobligasjon og 3-måneders statskasseveksler er regnet som et ukentlig gjennomsnitt for perioden 04.06.2015 til 24.06.2021, og oppgitt i prosentpoeng.

Kilde: Egne beregninger; Norges Bank

**Figur 3.2:** Terminstrukturen, 10-årig statsobligasjon og 3-måneders statskasseveksel

### 3.1.4 Aksjemarkedets avkastning

Som tidligere nevnt har flere empiriske studier brukt avkastningen fra aksjemarkedet som en tilnærming til verdien av selskapets eiendeler. Vi velger å bruke OSEBX-indeksen som tilnærming. Dette er en samlet indeks som representerer selskaper som er notert på Oslo Børs. Indeksen rebalanseres to ganger i året for å kunne reflektere Oslo Børs best mulig. OSEBX indeksen blir utarbeidet etter ulike kriterier og retningslinjer der aksjene blant annet blir vektet etter egne vektrestriksjoner (Oslo Børs, 2020).

Tidsserien for OSEBX-indeksen er hentet ut i daglig frekvens fra Bloomberg, og er notert i NOK. Den daglige tidsserien blir regnet om til et ukentlig gjennomsnitt.

Vi forventer at en økning i OSEBX-indeksen vil gi en reduksjon i generell kredittmargin.

---

### 3.1.5 Volatiliteten i aksjemarkedet

Som nevnt velger vi å benytte oss av OSEBX-indeksen som en tilnærming til verdien av selskapets eiendeler. På bakgrunn av dette bruker vi volatiliteten i aksjemarkedet som en tilnærming til volatiliteten i eiendelene.

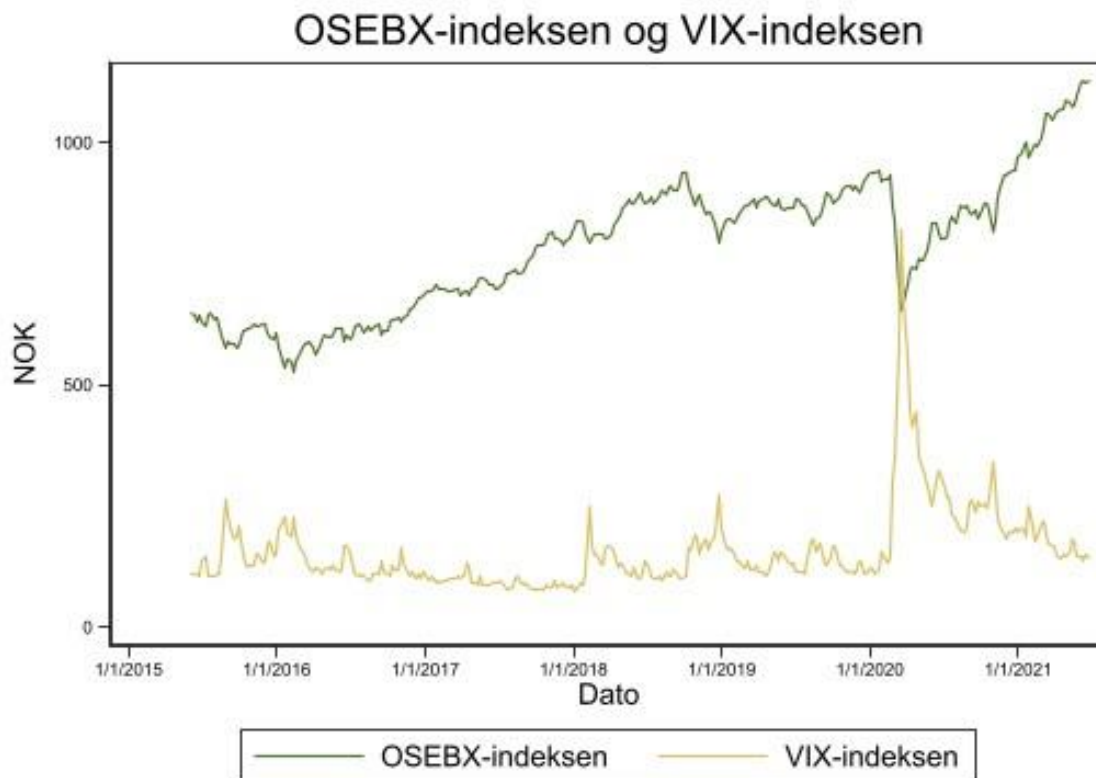
Teoretisk sett kan endringer i volatiliteten i selskapets eiendeler bli beregnet basert på standardavviket til OSEBX-indeksen. En studie av Larsen (2017) finner derimot at VIX indeksen viser høyere korrelasjon med underliggende komponenter for usikkerhet i norsk økonomi enn et realisert aksjemarkedsvolatilitetsmål målt ved månedlig standardavvik for OSEBX.

VIX-indeksen er en volatilitetsindeks som representerer markedets forventende volatilitet for de neste 30 dagene. Den predikerer implisitt volatilitet for S&P500-indeksen på det amerikanske markedet og blir ofte brukt som en indikator for svingninger i finansmarkedet. Vi velger å benytte oss av VIX-indeksen som en tilnærming til volatiliteten i aksjemarkedet.

VIX-indeksen blir i utgangspunktet notert i USD, men kan også hentes ut i andre valutakurser fra Bloomberg terminalen. Tidsserien for indeksen er hentet i NOK fra Bloomberg på daglig basis. Denne blir deretter regnet om til et ukentlig gjennomsnitt.

Vi forventer at en økning i volatiliteten i aksjemarkedet, målt ved VIX-indeksen, vil gi en økning i generell kredittmargin.





OSEBX-indeksen og VIX-indeksen regnet ut som ukentlig gjennomsnitt og oppgitt i NOK for perioden 04.06.2015 til 24.06.2021.

Kilde: Egne beregninger; Bloomberg

**Figur 3.3:** OSEBX-indeksen og VIX-indeksen

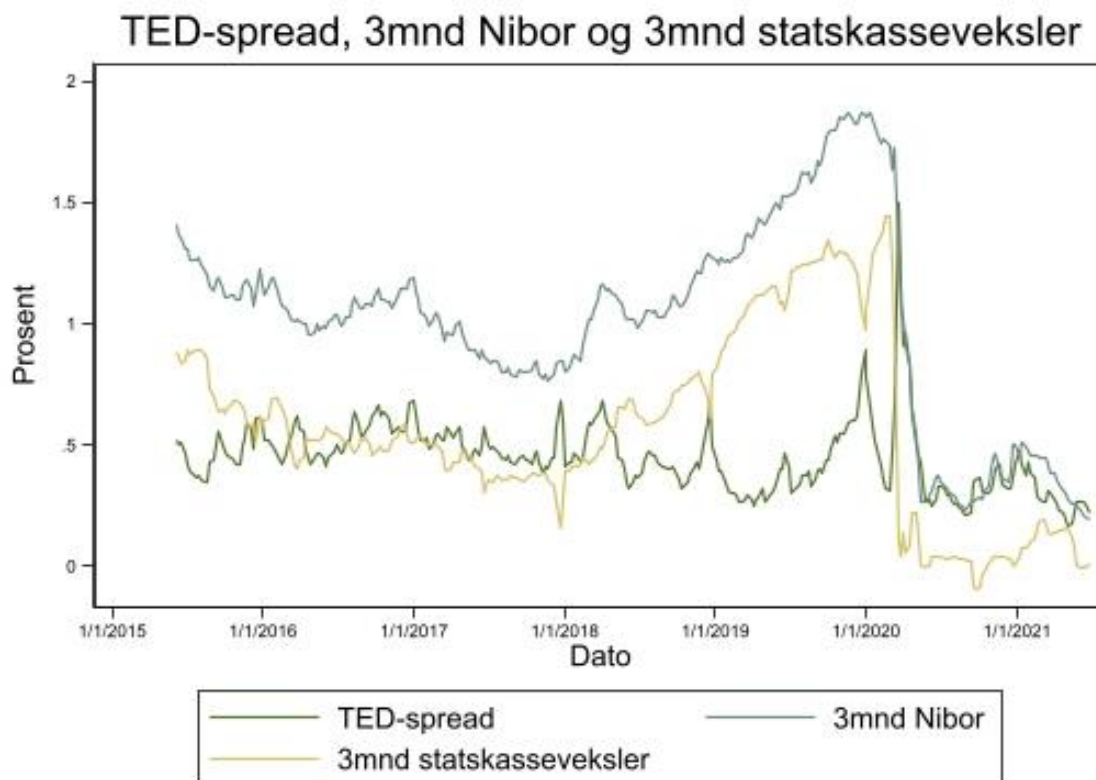
### 3.1.6 Likviditeten i obligasjonsmarkedet

I tidligere studier brukes flere ulike tilnærminger for å måle likviditeten i obligasjonsmarkedet. Sæbø (2015a) påpeker at en norsk utgave av TED-spreaden kan være en god tilnærming. TED-spreaden regnes ut som differansen mellom 3-måneders pengemarkedsrente og 3-måneders rente på statscertifikater. Tanken bak TED-spreaden er at en økning i spredningen indikerer at flere forflytter seg fra interbankmarkedet til statsobligasjoner. TED-spreaden bidrar med informasjon om investorer sin oppfatning av risiko, da investorer i tider med økt risiko vil flytte penger til sikrere og mer likvide papirer (Bernhardsen, 2011). Økt etterspørsel etter statspapirer fører til lavere rente og høyere pris, og kan tolkes som en «flukt til sikkerhet» der overføring skjer fra interbankmarkedet til statsobligasjoner. Vi velger å benytte oss av TED-spreaden som en tilnærming til likviditeten i det norske obligasjonsmarkedet.

Tidsserien for 3-måneders Nibor er hentet fra Macrobond, der de er notert daglig i prosentpoeng. Vi finner TED-spreaden på daglig basis som differansen mellom 3-måneders

Nibor og 3-måneders statskasseveksler, og regner denne deretter om til et ukentlig gjennomsnitt.

Vi forventer at en økning i TED-spreaden, som vil tilsi lavere likviditet i obligasjonsmarkedet, gir en økning i generell kredittmargin.



TED-spreaden er differansen mellom 3-måneders Nibor og 3-måneders statskasseveksler. TED-spreaden, 3-måneders Nibor og 3-måneders statskasseveksler er gitt som et ukentlig gjennomsnitt for perioden 04.06.2015 til 24.06.2021, og oppgitt i prosentpoeng.

Kilde: Egne beregninger; Macrobond; Norges Bank

**Figur 3.4:** TED-spreaden, 3-måneders Nibor og 3-måneders statskasseveksler

### 3.1.7 Valutakursen

Som en tilnærming til valutarisiko benytter vi oss av valutakursindeksen I-44, som er den nominelle effektive importveide kursindeksen. Valutakursindeksen I-44 beregner NOK mot valutaen til 44 av Norges viktigste handelspartnere, som et veid geometrisk gjennomsnitt (Norges Bank, 2021).

Endringer i valutakursen skal reflektere risikoen knyttet til norske selskapers konkurransevne. Vi mener at I-44 er en god tilnærming ettersom at denne valutakursindeksen

tar hensyn til flere av handelspartnerne i det globale markedet. En fallende verdi i kursindeksen betyr en appresiering av den norske kronen.

Tidsserien for I-44 er hentet fra Norges Bank, og oppgis på daglig basis i NOK. Vi regner om de daglige noteringene til et ukentlig gjennomsnitt.

Vi forventer at en økning i valutakursen, som indikerer en depresiering av NOK mot Norges viktigste handelspartnere, vil gi en reduksjon i generell kredittmargin.

### 3.1.8 Oppsummering av forklaringsvariablene

I Tabell 3.1 oppsummerer vi forklaringsvariablene som tas i bruk i analysen, samt forventet påvirkning på endringer i generell kredittmargin. Deskriptiv statistikk for forklaringsvariablene er oppsummert i Vedlegg 1.

**Tabell 3.1:** Forklaringsvariabler og forventet påvirkning fra regresjonskoeffisientene

Regresjonen for endringer i generell kredittmargin:

$$\Delta KM_t = C + \beta_1 \Delta r_t + \beta_2 \Delta \sigma_t^r + \beta_3 \Delta Term_t + \beta_4 \Delta R_t^{OSEBX} + \beta_5 \Delta \sigma_t^{VIX} + \beta_6 \Delta Likviditet_t + \beta_7 \Delta Valuta_t + u_t$$

Variabel	Betegnelse	Beskrivelse	Forventet påvirkning
<i>Rentevariabler</i>			
$\Delta r_t$	Risikofri rente	Endring i 10-årig rente på statsobligasjon	-
$\Delta \sigma_t^r$	Rentens volatilitet	Endring i historisk volatilitet i 10-årig rente på statsobligasjon	+
$\Delta Term_t$	Rentens terminstruktur	Endring i (10-årig rente på statsobligasjon – 3-måneders statskasseveksler)	-
<i>Aksjemarkedsvariabler</i>			
$\Delta OSEBX_t$	Aksjemarkedets avkastning	Endring i OSEBX-indeksen	-
$\Delta \sigma_t^S$	Volatilitet i aksjemarkedet	Endring i VIX-indeksen	+
<i>Likviditetsvariabel</i>			
$\Delta TED_t$	Likviditet i obligasjonsmarkedet	Endring i (3-måneders Nibor – 3-måneders statskasseveksler)	+
<i>Valutakursvariabel</i>			
$\Delta I44_t$	Valutakursen	Endring i importveid valutakursindeks 1-44	-

---

## 3.2 Kredittmarginer

Kredittmarginkurvene er tilsendt fra Nordic Bond Pricing (NBP). NBP ble etablert i 2013, av Nordic Trustee og Verdipapirforeningen, som en uavhengig leverandør av tredjepartspriser på obligasjoner i Norge da det ikke var tilstrekkelig kvalitet på slike priser. NBP sine beregninger av obligasjonspriser har grunnlag i data rapportert fra meglerhus og banker, sammen med observasjoner fra markedet (Nordic Bond Pricing, u.å.).

Bakgrunnen for at vi velger å bruke kredittmarginkurver mottatt fra NBP er at transaksjonsdata for enkeltobligasjoner ikke er lett tilgjengelig. Kredittmarginkurvene konstrueres ved å bruke kvoteringen innhentet fra markedsaktører, og reflekterer derfor ny informasjon for kredittmarginer på et gitt tidspunkt.

NBP rapporterer kredittmarginkurver ukentlig og vi benytter oss derfor av en ukentlig frekvens i analysen vår. Kredittmarginkurvene består av en eller flere utstedere, og de utstederne som inngår i samme kurve antas å ha lik risiko. Alle kurvene blir rapportert for ulike løpetider per uke. Løpetidene som rapporteres er 3 måneder, 6 måneder, 1 år, 2 år, 3 år, 5 år, 7 år og 10 år.

Tidsperioden vi undersøker er fra 4. juni 2015 til 24. juni 2021, og perioden består dermed av 317 uker. Etersom alle utstederne i samme kurve ikke nødvendigvis er børsnoterte benytter vi oss kun av kredittmarginkurvene der minst 25 % av utstederne er noterte på Oslo Børs. Vi setter denne grensen da vi bruker OSEBX-indeksen som en tilnærming til verdien av selskapers eiendeler. NBP skiller ikke på om utstederne er børsnoterte i lys av at enkelte børsnoterte selskaper ikke nødvendigvis noterer lånene sine, og omvendt. Etersom utstederne som inngår i de samme kurvene antas å ha like egenskaper og risiko, kan de børsnoterte selskapene fange opp effekter som påvirker de ikke-børsnoterte selskapene. Vi sitter dermed igjen med 19 kredittmarginkurver som inkluderer ulike utstedere,<sup>4</sup> som er rapportert ukentlig for de ulike løpetidene.

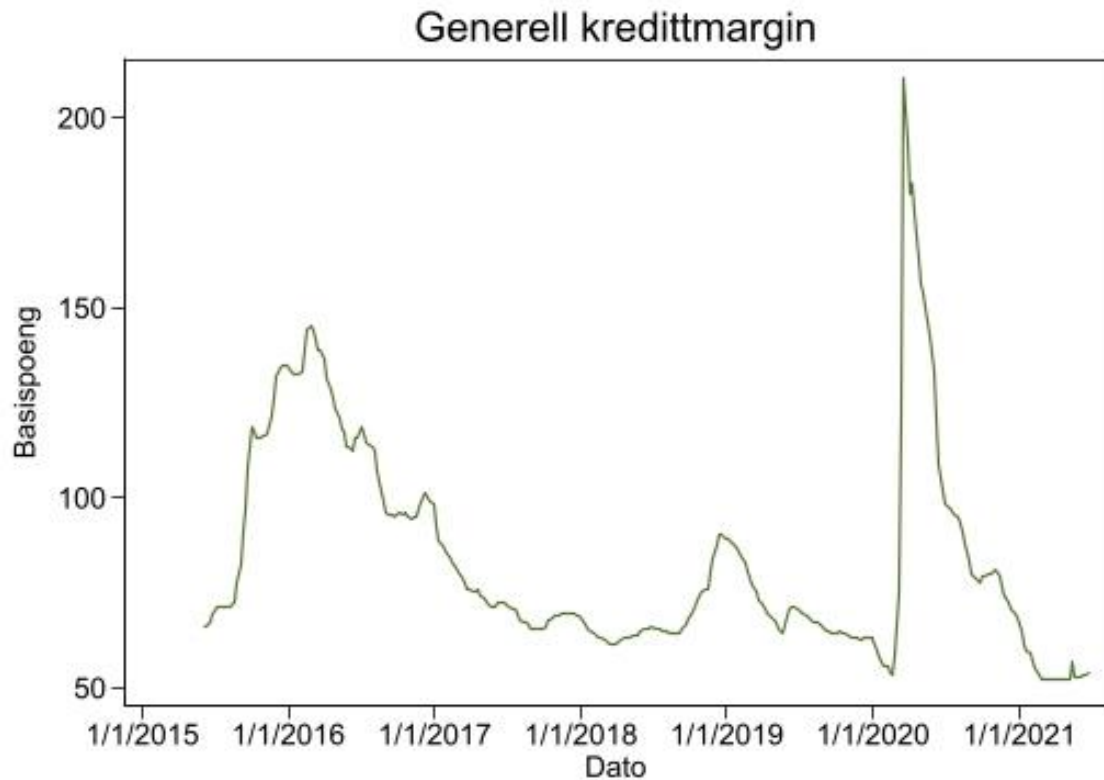
Vi finner det ukentlige gjennomsnittet for generell kredittmargin som en gjennomsnittsberegning av kredittmarginene tilhørende alle kredittmarginkurvene for alle

---

<sup>4</sup> Se Vedlegg 2 for detaljert oversikt over hvilke utstedere som inngår i de ulike kurvene

løpetidene, notert i samme uke. Dermed får vi dataen for kredittmarginer som en tidsserie, og vi sitter igjen med en observasjon av kredittmarginer per uke notert i basispoeng.

Figur 3.5 viser utviklingen til generell kredittmargin.



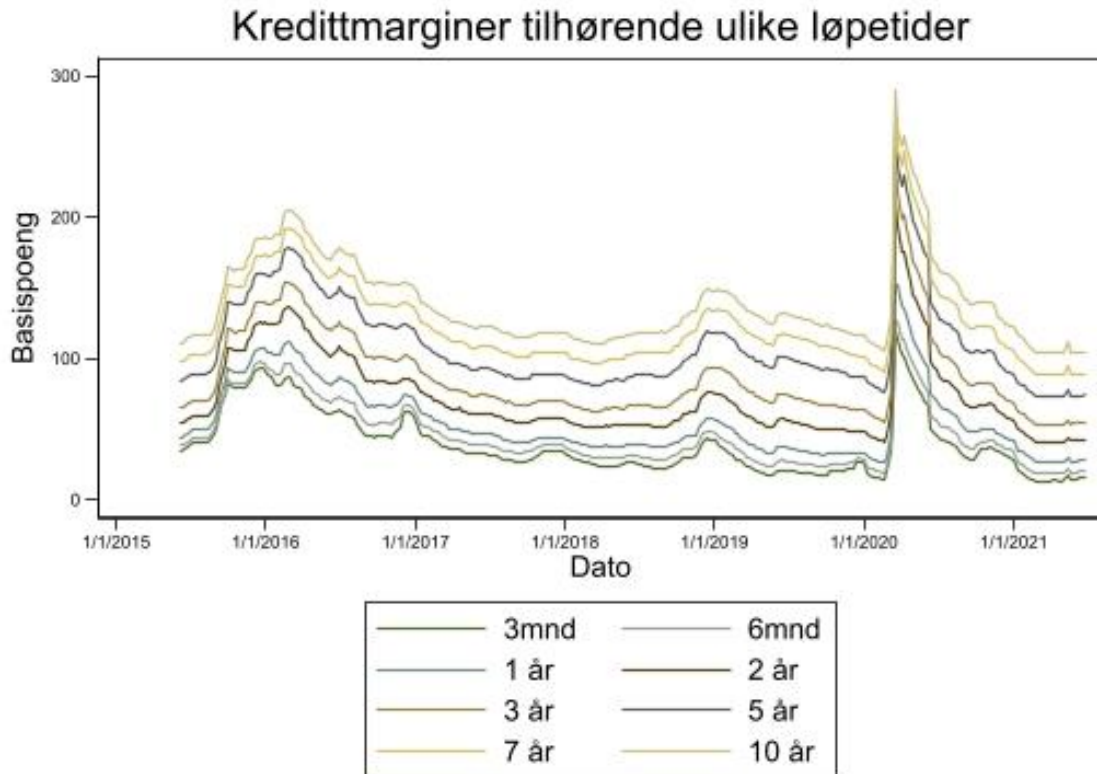
Generell kredittmargin er regnet som gjennomsnittet av alle kredittmarginer notert i samme uke for perioden 04.06.2015 til 24.06.2021. Generell kredittmargin oppgis i basispoeng.

Kilde: Egne beregninger; Nordic Bond Pricing

**Figur 3.5:** Generell kredittmargin

Videre ønsker vi å undersøke om de ulike forklaringsvariablene har ulik påvirkning basert på kredittmarginens tilhørende løpetid. Vi regner derfor ut et ukentlig gjennomsnitt for alle kredittmarginer tilhørende de ulike løpetidene rapportert i samme uke. Vi ser på kredittmarginer med løpetider 3 måneder, 6 måneder, 1 år, 2 år, 3 år, 5 år, 7 år og 10 år.

Figur 3.6 viser utviklingen til kredittmarginene tilhørende de ulike løpetidene.



Kredittmarginer tilhørende de ulike løpetidene er regnet ut som et gjennomsnitt av alle kredittmarginer notert i samme uke med lik løpetid for perioden 04.06.2015 til 24.06.2021. Kredittmarginene tilhørende de ulike løpetidene er oppgitt i basispoeng.

Kilde: Egne beregninger; Nordic Bond Pricing

**Figur 3.6:** Kredittmarginer tilhørende ulike løpetider

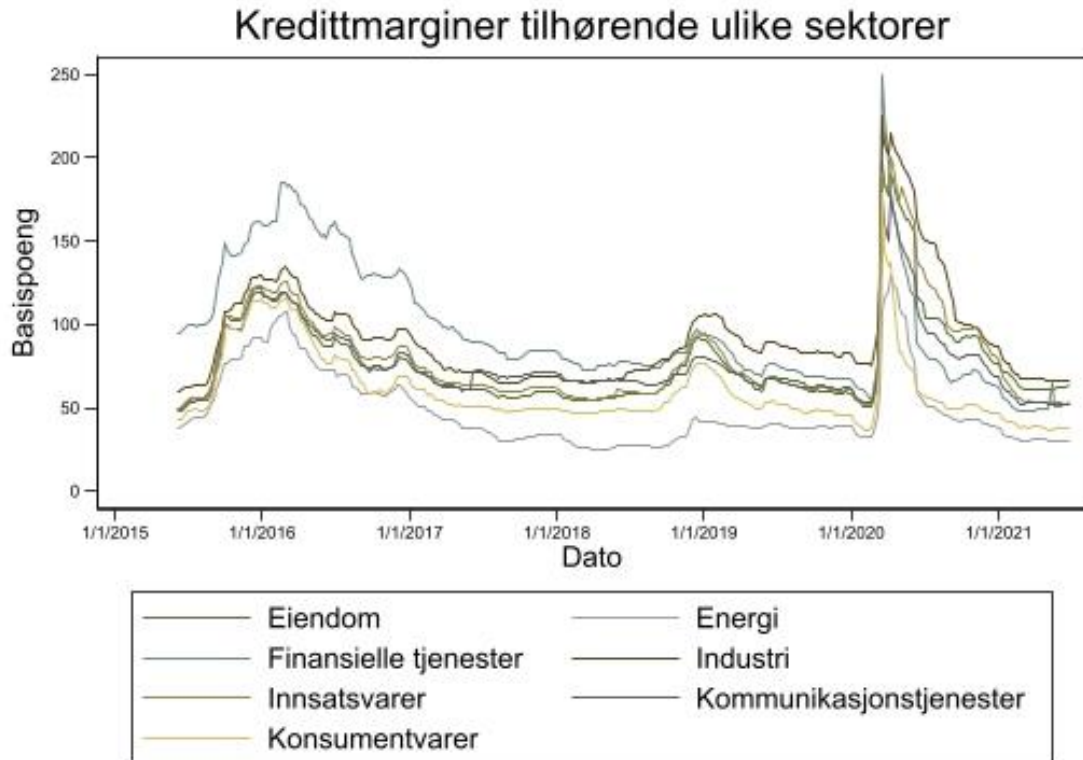
Til slutt vil vi også undersøke om forklaringsvariablene påvirker endringer i kredittmarginer ulikt basert på utsteders tilhørende sektor. Vi bruker Nordnet sin klassifisering av selskaper for å vurdere hvilken sektor de ulike utstederne tilhører. Sektorene utstederne tilhører er energi, eiendom, finansielle tjenester, industri, innsatsvarer, konsumentvarer og kommunikasjonstjenester. Selv om andre studier velger å ekskludere finansielle selskaper i sine analyser på kredittmarginer, har vi valgt å inkludere disse. Dette er gjort ettersom finansielle selskaper er de største utstederne i det norske obligasjonsmarkedet (Nordic Trustee, 2021).

**Tabell 3.2:** Oversikt over utstedernes tilhørende sektor

<b>Sektorer</b>	<b>Utsteder</b>	
Eiendom	Entra ASA	Olav Thon Eiendomsselskap ASA
Energi	Equinor ASA	
Finansielle tjenester	DNB Bank ASA Nordea Bank Abp Svenska Handelsbanken AB (publ) Nordea Direct Bank ASA SpareBank 1 Nord-Norge SpareBank 1 SMN SpareBank 1 Sørøst-Norge SpareBank 1 SR-Bank ASA SpareBank 1 Østlandet Sparebanken Møre Sparebanken Øst Sparebanken Sogn og Fjordane Sparebanken Sør Sparebanken Vest Sparebanken Vest Boligkreditt AS BN Bank ASA Eika Boligkreditt AS	Fana Sparebank KLP Banken AS Landkreditt Bank AS OBOS-banken AS Sandnes Sparebank Sbanken ASA Sbanken Boligkreditt AS SpareBank 1 Boligkreditt AS Sparebank 1 Helgeland SpareBank 1 Østfold Akershus SpareBank 1 Ringerike Hadeland Storebrand Bank ASA Totens Sparebank Cooperatieve Rabobank U.A. Swedbank AB (publ) Storebrand ASA
Industri	Kongsberg Gruppen ASA	Veidekke ASA
Innsatsvarer	Borregaard ASA Yara International ASA	Norsk Hydro ASA
Kommunikasjonstjenester	Schibsted ASA	Telenor ASA
Konsumentvarer	Orkla ASA	

Videre hører utstederne som inngår i samme kredittmargincurve til i samme sektor. Vi regner ut et ukentlig gjennomsnitt for alle kredittmarginer fra kredittmarginene tilhørende samme sektor, rapportert i samme uke.

Figur 3.7 viser utviklingen til kredittmarginene tilhørende de ulike sektorene.



Kredittmarginer tilhørende de ulike sektorene er regnet ut som et gjennomsnitt av alle kredittmarginer notert i samme uke, i samme sektor, for perioden 04.06.2015 til 24.06.2021. Kredittmarginene tilhørende de ulike sektorene er oppgitt i basispoeng.

Kilde: Egne beregninger; Nordic Bond Pricing

**Figur 3.7:** Kredittmarginer tilhørende ulike sektorer

Analysen vår inkluderer nå flere tidsserier for kredittmarginer. Regresjonen blir utvidet og vi ønsker å estimere:

$$\Delta KM_{i,t} = C + \beta_1 \Delta r_t + \beta_2 \Delta \sigma_t^r + \beta_3 \Delta Term_t + \beta_4 \Delta R_t^{OSEBX} + \beta_5 \Delta \sigma_t^{VIX} + \beta_6 \Delta Likviditet_t + \beta_7 \Delta Valuta_t + u_t \quad (3.1)$$

Der  $i$  = generell kredittmargin, og kredittmarginer tilhørende de ulike løpetidene og sektorene. De ulike løpetidene er: 3mnd, 6mnd, 1 år, 2 år, 3 år, 5 år, 7 år og 10 år. De ulike sektorene er: eiendom, energi, finansielle tjenester, industri, innsatsvarer, kommunikasjonstjenester og konsumentvarer.

De resterende uavhengige variablene er de samme som presentert tidligere.



### 3.2.1 Deskriptiv statistikk for kredittmarginer

I Tabell 3.3 presenteres deskriptiv statistikk, for både nivå og endringer, for tidsseriene generell kredittmargin og kredittmarginer tilhørende ulike løpetider og sektorer.

**Tabell 3.3:** Deskriptiv statistikk for kredittmarginer

Deskriptiv statistikk for generell kredittmargin og kredittmarginer tilhørende ulike løpetider og sektorer er oppgitt i basispoeng. «Mean» rapporterer gjennomsnittsverdien, «Std.Dev.» rapporterer standardavviket, «Min» rapporterer minimumsverdien og «Max» rapporterer maksimumsverdien. Panel A viser deskriptiv statistikk for generell kredittmargin. I panel B vises deskriptiv statistikk for kredittmarginer tilhørende de ulike løpetidene og i panel C vises deskriptiv statistikk for kredittmarginer tilhørende de ulike sektorene.

	Nivå				Endring			
	Mean	Std. Dev.	Min.	Max.	Mean	Std. Dev.	Min.	Max.
<b>Panel A: Generell kredittmargin</b>								
Generell	83,929	27,897	52,139	210,765	-0,039	6,461	-24,424	89,645
<b>Panel B: Kredittmarginer tilhørende ulike løpetider</b>								
3 måneder	39,189	22,077	12,412	120,227	-0,057	4,266	-16,127	50,332
6 måneder	45,498	22,87	18,2	127,677	-0,054	4,349	-16,552	53,154
1 år	55,029	25,283	26,273	151,929	-0,05	4,989	-18,446	64,77
2 år	72,018	29,104	40,63	210,859	-0,038	7,08	-23,52	102,029
3 år	87,155	31,156	53,124	245,055	-0,033	8,082	-27,687	117,613
5 år	109,017	32,172	72,559	265,277	-0,031	7,983	-30,963	112,419
7 år	124,527	31,763	88,002	276,872	-0,027	7,811	-31,022	108,974
10 år	139,003	31,56	103,496	289,653	-0,021	7,73	-31,397	107,867
<b>Panel C: Kredittmarginer tilhørende ulike sektorer</b>								
Eiendom	77,187	26,874	49,416	196,71	0,047	6,063	-37,874	70,583
Energi	48,159	22,331	25,063	130,037	-0,024	3,60	-17,125	43,563
Finansielle tjenester	96,74	36,86	47,724	250,178	-0,135	8,308	-29,368	110,568
Industri	92,275	30,338	59,839	225,287	0,013	5,498	-18,034	74,089
Innsatsvarer	79,799	29,15	49,602	200,881	0,02	6,604	-17,379	101,411
Kommunikasjons-tjenester	76,628	22,457	47,839	176,835	0,012	5,847	-22,792	77,384
Konsumentvarer	60,631	21,932	36,725	178,275	-0,016	6,434	-33,938	90,811
	N=317				N=316			

For kredittmarginer tilhørende de lengre løpetidene ser vi en liten økning i volatilitet, målt ved standardavviket, for både nivå og endringer. Vi ser videre at kredittmarginer tilhørende sektoren finansielle tjenester har høyest volatilitet både for endringer og nivå. Dette kan tyde på at kredittmarginer i denne sektoren er mest sensitive for endringer i markedsf forhold.

For nivået til kredittmarginer tilhørende ulike løpetider ser vi en oppadgående trend i både gjennomsnitts-, minimums- og maksimumsverdi, der lengre løpetider preges av høyere

kredittmarginer. Videre ser vi at endringer i kredittmarginer på løpetidene 3 år og 5 år har høyere maksimumsverdi enn ved løpetidene 7 år og 10 år. Dette kan tyde på at investorer krever en høyere avkastning for å investere i selskapsobligasjoner med løpetid 3 år og 5 år.

Kredittmarginer tilhørende sektoren energi skiller seg ut med lavest gjennomsnitt for nivå i kredittmarginer. Det kan derfor se ut til at investorer i det norske obligasjonsmarkedet ser på denne sektoren som mest stabil.

---

## 4. Empirisk analyse

I dette kapitlet gjennomfører vi den empiriske analysen og presenterer resultatene våre. Vi tar først i bruk ordinære OLS-regresjoner før vi kjører diagnostikk. På bakgrunn av resultatene fra diagnostikken tar vi videre i bruk to GARCH-modeller, den tradisjonelle GARCH-modellen og den asymmetriske GJR-GARCH-modellen, for å fange opp egenskaper ved feilleddene. Avslutningsvis vurderer vi hvilken av GARCH-modellene som er best tilpasset regresjonene basert på ulike informasjonskriterier.

### 4.1 OLS-modellen

«*Ordinary Least Square*» (OLS) modellen er en av de vanligste metodene for å estimere ukjente parametere i en lineær regresjonsmodell innenfor økonometri.<sup>5</sup> I en OLS-modell blir estimatene valgt simultant for å minimere summen av kvadrerte avvik. Dette betyr at regresjonsligningen blir bestemt slik at avstanden fra de observerte datapunktene er minst mulig.

Ved bruk av OLS estimerer vi signifikansen og påvirkningen endringer i de uavhengige variablene har på endringer i generell kredittmargin, og kredittmarginer for ulike løpetider og sektorer. Resultatene fra OLS-regresjonene presenteres i Tabell 4.1.

---

<sup>5</sup> Se Wooldridge (2019) for en grundig gjennomgang av OLS-estimeringer.



---

Tidligere studier gjort på kredittmarginer finner at endringer i risikofri rente er en avgjørende faktor for endringer i kredittmarginer, der en økning i risikofri rente gir en reduksjon i kredittmarginer (Clark & Bacchar, 2018; Collin-Dufresne et al., 2001; Landschoot, 2004; Hibbert et al., 2011). Resultatene fra regresjonene viser stort sett at en økning i risikofri rente gir en økning i kredittmarginer, som ikke stemmer overens med våre forventninger fra tidligere empiri. Påvirkningen endringer i risikofri rente har på endringer i kredittmarginer er derimot i de fleste tilfeller ikke statistisk signifikant.

Videre forventer vi at en økning i volatiliteten i risikofri rente gir en økning i kredittmarginer på bakgrunn av tidligere empiriske studier. Longstaff og Schwarz (1995) og Ohyama og Sugimoto (2007) finner i tillegg at kredittmarginer for lengre løpetider i større grad blir påvirket av volatiliteten i risikofri rente, da usikkerheten øker på lengre sikt. Studiene viser også til ulik påvirkning for ulike sektorer. Våre resultater viser overordnet at en økning i volatiliteten i risikofri rente gir en økning i kredittmarginer. I tillegg er påvirkningen fra endringer i volatiliteten i risikofri rente større for endringer i kredittmarginer tilhørende lengre løpetider, men relativt lik på endringer i kredittmarginer for ulike sektorer. Resultatene er både statistisk og økonomisk signifikante.

En økning i terminstrukturen forventes å gi en reduksjon i kredittmarginer, ettersom en positiv endring i terminstrukturen indikerer vekst i økonomien og reduserer sannsynlighet for mislighold. Tidligere empiriske studier av blant annet Landschoot (2004) konkluderer at en økning i terminstrukturen gir en reduksjon i kredittmarginer. Fra Tabell 4.1 ser vi at påvirkningen fra en økning i terminstrukturen er statistisk signifikant og gir en reduksjon i kredittmarginer.

Når det kommer til OSEBX-indeksen viser resultatene at en økning i denne variabelen gir en økning i kredittmarginer. Dette er verken i samsvar med våre forventninger eller funnene gjort i tidligere studier av blant annet Collin-Dufresne et al. (2001) og Landschoot (2004). Resultatene er derimot ikke statistisk signifikante og det kan derfor ikke bekreftes at endringer i OSEBX-indeksen har en påvirkning på endringer i kredittmarginer.

En økning i VIX-indeksen, som skal fange opp volatiliteten i verdien av selskapers eiendeler, reflekterer høyere markedsrisiko og en økning i sannsynlighet for mislighold. På bakgrunn av flere empiriske studier forventer vi at en økning i volatiliteten i aksjeindeksen gir en økning i kredittmarginer (Campbell og Taksler, 2003; Clark & Bacchar, 2018; Landschoot, 2004).

---

Resultatene viser som forventet at en økning i VIX-indeksen gir en økning i kredittmarginer, og er i mange av tilfellene statistisk signifikante.

Videre har flere studier konkludert med at likviditeten i obligasjonsmarkedet er en faktor som kan påvirke kredittmarginer. Collin-Dufresne et al. (2001) inkluderte flere ulike tilnæringer for å måle likviditeten, og finner blant annet ut at en økning i swap-spreaden<sup>6</sup> gir en økning i kredittmarginer. Som et mål på likviditeten i det norske obligasjonsmarkedet er TED-spreaden valgt. En økning i TED-spreaden vil tilsi lavere likviditet i markedet for selskapsobligasjoner. Vi finner at likviditeten i obligasjonsmarkedet har en sterk påvirkning på endringer i kredittmarginer og en økning i TED-spreaden gir en økning i kredittmarginer. Dette resultatet er i alle tilfeller både statistisk og økonomisk signifikant.

Den siste uavhengige variabelen vi estimerer er valutakursen. Tidligere empiriske studier viser til at en appresiering av valutakursen gir en økning i kredittmarginer (Clark & Baccar, 2018). Valutakursen I-44 er notert slik at en økning indikerer en depresiering av NOK mot våre viktigste utenlandske handelspartnere, og vi forventer at en økning i variabelen gir en reduksjon i kredittmarginer. Resultatene fra de estimerte regresjonsmodellene viser derimot at en økning i valutakursen gir en økning i kredittmarginer. Dette resultatet er statistisk signifikant i alle tilfeller, men vi kan ikke redegjøre for at det eksisterer en økonomisk effekt.

Overordnet sett er de fleste resultatene både økonomisk og statistisk signifikante. Forklaringsvariablene som har størst påvirkning på endringer i kredittmarginer er endringer i volatiliteten i risikofri rente, terminstrukturen og likviditeten i obligasjonsmarkedet.

OLS-metoden legger til grunn flere forutsetninger.<sup>7</sup> Vi velger videre å undersøke om forutsetningene holder for å vurdere om vi har gyldig inferens og kan stole på de estimerte koeffisientene og standardavvikene.

---

<sup>6</sup> Swap spreaden blir målt som differansen mellom 10-årig swap indeks og 10-årig statsobligasjoner.

<sup>7</sup> Forutsetninger for OLS: (1) lineær regresjonsmodell, (2) feilledd med populasjonsgjennomsnitt lik null, (3) feilledd korrelerer ikke med forklaringsvariablene, (4) feilledd er ukorrelerte og (5) feilledd har konstant varians og er homoskedastisk (Wooldridge, 2019).

## 4.2 Diagnostikk

Feilleddene fra regresjonsligningene estimert ved OLS blir testet for å vurdere om forutsetningene OLS-metoden legger til grunn er oppfylt. Vi tester for heteroskedastisitet, normalfordeling og autokorrelasjon. Resultatene fra testene oppsummeres i Tabell 4.2.

**Tabell 4.2:** Resultatene fra diagnostikk

Resultatene fra testene på feilleddene til OLS-regresjonene. White-testen tester for heteroskedastisitet, Jarque-Bera tester for normalfordeling og Breush-Godfrey tester for autokorrelasjon. Panel A viser resultatene fra testene til feilleddet i regresjonen for generell kredittmargin, panel B for feilleddene i regresjonene for kredittmarginer tilhørende ulike løpetider og panel C for feilleddene i regresjonene for kredittmarginer tilhørende ulike sektorer.

\*p < 0,1 \*\*p < 0,05 \*\*\*p < 0,01

	White-test		Jarque-Bera		Breush-Godfrey	
	$\chi^2$	p	$\chi^2$	p	$\chi^2$	p
<b>Panel A: Generell</b>						
Generell	241,29***	0,000	966,6***	0,000	39,573***	0,000
<b>Panel B: Løpetider</b>						
3mnd	149,9***	0,000	211,6***	0,000	59,919***	0,000
6mnd	180,51***	0,000	229,8***	0,000	64,191***	0,000
1 år	227,4***	0,000	442,4***	0,000	65,827***	0,000
2 år	268,2***	0,000	1557***	0,000	37,782***	0,000
3 år	269,3***	0,000	1884***	0,000	25,021***	0,000
5 år	246,05***	0,000	1326***	0,000	27,078***	0,000
7 år	239,81***	0,000	1252***	0,000	26,943***	0,000
10 år	239,15***	0,000	1336***	0,000	25,619***	0,000
<b>Panel C: Sektorer</b>						
Eiendom	192,55***	0,000	4313***	0,000	38,821***	0,000
Energi	249,18***	0,000	1551***	0,000	89,873***	0,000
Finansielle tjenester	197,16***	0,000	424,3***	0,000	16,134***	0,000
Industri	296,49***	0,000	4707***	0,000	33,194***	0,000
Innsatsvarer	211,06***	0,000	1184***	0,000	57,511***	0,000
Kommunikasjonstjenester	150,7***	0,000	4600***	0,000	34,266***	0,000
Konsumentvarer	256,37***	0,000	742,2***	0,000	4,244**	0,039

### 4.2.1 Heteroskedastisitet

For å undersøke om heteroskedastisitet er til stede i feilleddene benytter vi oss av White's test (White, 1980). OLS forutsetter at variansen til feilleddet er konstant over tid. Dette er derimot ikke veldig sannsynlig for finansiell tidsserie data (Brooks, 2019). Dersom feilleddet ikke har konstant varians, vil det være heteroskedastisk. Ved å ikke ta hensyn til heteroskedastisitet kan standardavvikene til OLS-estimatene være feil, og inferens vil være mistolkende.

---

Vi tester nullhypotesen mot alternativhypotesen:

$$H_0: \text{Homoskedastisitet}$$
$$H_A: \text{Ubegrenset heteroskedastisitet}$$

Vi kan på 1 % signifikansnivå forkaste nullhypotesen for alle testene vi gjennomfører, og konkluderer at det er tilstedeværelse av heteroskedastisitet i feilleddene.

## 4.2.2 Normalfordeling

Videre undersøker vi om skjevheten og kurtosen i feilleddene er normalfordelt ved hjelp av Jarque-Bera-testen (Jarque & Bera, 1987). Ved normalfordeling vil skjevhet være lik null og kurtose mindre eller lik tre.

Vi tester nullhypotesen mot alternativhypotesen:

$$H_0: \text{Normalfordelte feilledd}$$
$$H_A: \text{Ikke normalfordelte feilledd}$$

For alle testene kan vi forkaste nullhypotesen på 1 % signifikansnivå, og konkluderer at feilleddene fra regresjonene estimert ved OLS ikke er normalfordelte. Tilstedeværelsen av noen ekstreme uteliggere er ofte tilfellet for finansiell data, og man kan muligens oppnå normalfordeling i feilleddene ved å fjerne uteliggerne fra tidsseriene. Dette er derimot ikke tilstrekkelig dersom heteroskedastisitet er grunnen til at feilleddene ikke er normalfordelte (Brooks, 2019). For å få gyldig inferens vil det derfor være hensiktsmessig å benytte seg av en annen modell som ikke antar at variansen til feilleddene er homosekdastiske.

## 4.2.3 Autokorrelasjon

Til slutt benytter vi oss av Breusch-Godfrey sin test for å undersøke om det er autokorrelasjonen i feilleddene (Brooks, 2019). Dersom feilleddet på tidspunkt  $t$  er avhengig av feilleddet på tidspunkt  $t - 1$  er det samvariasjon mellom feilleddene, noe som refereres til som autokorrelasjon.

Når feilleddet er autokorrelert kan dette påvirke de estimerte standardavvikene og inferens vil ikke være gyldig. Dette vil øke sannsynligheten for å begå type 1 feil, som er tendensen til å forkaste nullhypotesen om ingen påvirkning fra forklaringsvariabelen, selv når den er korrekt.



Vi tester nullhypotesen mot alternativhypotesen:

$H_0$ : Ingen seriekorrelasjon i feilleddet

$H_A$ : Feilleddet er seriekorrelert

For alle testene vi gjennomfører kan vi forkaste nullhypotesen og konkluderer med at feilleddene er autokorrelerte.

#### 4.2.4 Resultater fra testene

Vi forkaster samlet sett alle nullhypotesene og kommer frem til at feilleddene fra regresjonene estimert ved OLS er autokorrelerte, heteroskedastiske og ikke normalfordelte. Forutsetningene for OLS er brutt, estimatorene er derfor er ikke de mest effisiente, og inferens er ikke gyldig. Dette betyr at vi ut ifra de estimerte OLS-regresjonene kan risikere å forkaste nullhypotesen om at en forklaringsvariabel ikke har en påvirkning på endringer i kredittmarginer, selv om dette skulle vært tilfellet. OLS minimerer summen av de kvadrerte feilleddene fra den betingede gjennomsnittsligningen og tar ikke hensyn til betinget varians. Det er mulig å få mer effisiente estimatorene ved å ta hensyn til den betingende variansen til feilleddene, for eksempel ved å benytte seg av GARCH-modeller som ikke antar at variansen til feilleddet er konstant.

Varians blir ofte brukt som et mål på volatilitet, og GARCH-modeller kan brukes som et verktøy i finansielle analyser for å ta hensyn til volatiliteten (Engle, 2001). Vi velger derfor å gå videre med GARCH-modeller for å bedre fange opp autokorrelasjonen og heteroskedastisiteten som er til stede i feilleddene.

### 4.3 GARCH-modellen

Vi benytter oss av GARCH (1,1) modellen utviklet av Bollerslev (1986) for å fange opp den betingede variansen i feilleddene til regresjonene våre. Vi utvider den lineære regresjonsmodellen for å ta hensyn til variansen i feilleddet:

$$\begin{aligned} \Delta KM_{i,t} = & C + \beta_1 \Delta r_t + \beta_2 \Delta \sigma_t^r + \beta_3 \Delta Term_t + \beta_4 \Delta R_t^{OSEBX} \\ & + \beta_5 \Delta \sigma_t^{VIX} + \beta_6 \Delta Likviditet_t + \beta_7 \Delta Valuta_t + u_t \end{aligned} \quad (4.1)$$

---

Der feilledet til regresjonsmodellen er gitt ved:

$$u_t = v_t \sigma_t^2 \quad (4.2)$$

Og GARCH (1,1) variansprosessen til feilledet estimeres ved:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_i u_{t-i}^2 + \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (4.3)$$

$\sigma_t^2$  er betinget varians,  $\omega$  den langsiktige gjennomsnittlige variansen,  $\alpha$  sier noe om hvor raskt modellen reagerer på bevegelser i tidsserien og  $u_{t-i}^2$  er kvadratet av foregående verdi. I det neste leddet er  $\beta$  et mål på til hvor lang tid det tar for et volatilitetssjokk å «dø ut» og  $\sigma_{t-j}^2$  er varians fra tidligere periode.

Resultatene fra de estimerte regresjonene vises i Tabell 4.3. Her vises de estimerte hovedregresjonene, samt variansligningen til feilleddene.



Tabell 4.3 - fortsettelse

Panel B: Løpetider								
	3mnd	6mnd	1 år	2 år	3 år	5 år	7 år	10 år
Hovedregresjon								
$\Delta r_t$	2.860 (1.603)	-3.089** (1.141)	-0.753 (1.446)	-6.065*** (1.490)	0.346 (1.774)	0.024 (2.005)	-2.926 (1.864)	-3.127 (1.755)
$\Delta \sigma_t^r$	0.569** (0.214)	0.499* (0.195)	0.347 (0.185)	0.609** (0.208)	0.647** (0.202)	1.019*** (0.210)	1.735*** (0.222)	1.719*** (0.241)
$\Delta Term_t$	-4.955*** (1.422)	-0.417 (0.880)	-1.265 (1.218)	1.411 (1.595)	-1.337 (1.394)	-3.154 (1.726)	-3.881* (1.873)	-3.311 (1.779)
$\Delta R_t^{OSEBX}$	0.002 (0.008)	0.006 (0.006)	0.001 (0.006)	-0.019*** (0.005)	-0.000 (0.006)	0.013 (0.009)	0.005 (0.008)	0.005 (0.008)
$\Delta \sigma_t^{VIX}$	0.007 (0.004)	0.005* (0.003)	0.004 (0.003)	0.027*** (0.003)	0.006** (0.002)	0.011** (0.003)	0.043*** (0.004)	0.042*** (0.004)
$\Delta Likviditet_t$	9.128*** (1.651)	3.266* (1.413)	4.001** (1.310)	3.118 (1.827)	3.289** (1.226)	2.926* (1.469)	3.713 (2.264)	2.558 (2.137)
$\Delta Valuta_t$	0.066 (0.120)	-0.059 (0.097)	-0.047 (0.098)	-0.243 (0.126)	-0.175 (0.107)	-0.064 (0.108)	-0.245 (0.147)	-0.161 (0.145)
Konstant	-0.266** (0.093)	-0.124 (0.078)	-0.263*** (0.068)	-0.009 (0.080)	-0.257*** (0.051)	-0.377*** (0.079)	-0.008 (0.099)	0.048 (0.082)
Variansligning								
$ARCH(\alpha)$	1.027*** (0.155)	1.310*** (0.169)	1.361*** (0.168)	1.527*** (0.185)	1.698*** (0.178)	1.511*** (0.167)	1.331*** (0.195)	1.428*** (0.210)
$GARCH(\beta)$	0.018 (0.044)	0.024 (0.029)	0.017 (0.028)	0.002 (0.021)	0.030 (0.026)	0.001 (0.017)	0.043 (0.029)	0.039 (0.026)
( $\omega$ )	1.454*** (0.174)	0.896*** (0.087)	0.779*** (0.087)	1.321*** (0.134)	0.843*** (0.107)	1.421*** (0.175)	1.997*** (0.204)	1.899*** (0.208)
N	316	316	316	316	316	316	316	316

Fra de estimerte hovedregresjonene ser vi at en økning i risikofri rente stort sett gir en reduksjon i kredittmarginer. Påvirkningen stemmer nå overens med våre forventninger, men i de fleste tilfellene er ikke resultatene statistisk signifikante. Påvirkningen fra endringer i volatiliteten i risikofri rente er fortsatt som forventet, der en økning i volatiliteten gir en økning i kredittmarginer, og resultatene er statistisk signifikante. Endringer i volatiliteten i risikofri rente har en sterkere påvirkning på endringer i kredittmarginer tilhørende lengre løpetider, og har ulik påvirkning på endringer i kredittmarginer tilhørende de ulike sektorene.

Videre viser resultatene at en økning i terminstrukturen gir en reduksjon i kredittmarginer. Dette er som forventet, men resultatene er ikke statistisk signifikante for de fleste estimerte koeffisientene. Når vi estimerer variansen i feilleddene ved hjelp av en GARCH (1,1) modell

---

mister terminstrukturen i større grad sin statistiske signifikans, og det kan støtte opp at inferensen fra OLS-regresjonene ikke er gyldig.

Når det kommer til OSEBX-indeksen viser resultatene fortsatt at en økning i denne variabelen gir en økning i kredittmarginer. Derimot er resultatene fortsatt ikke statistisk signifikante og vi kan ikke identifisere en økonomisk effekt på endringer i kredittmarginer. En økning i VIX-indeksen gir fortsatt en økning i kredittmarginer, og resultatet er i større grad statistisk signifikant for flere av de estimerte koeffisientene.

Resultatene viser i tillegg at en økning i TED-spreaden gir en økning i kredittmarginer, men er i mindre grad statistisk signifikant enn tidligere.

Den siste variabelen i de estimerte hovedregresjonene er valutakursen. En økning i valutakursen gir stort sett en reduksjon i kredittmarginer. Påvirkningen stemmer bedre overens med våre forventninger, men de estimerte koeffisientene er i mindre grad statistisk signifikante.

Ved å ta hensyn til variansen i feilleddene viser resultatene våre på et overordnet plan at forklaringsvariablene som har størst påvirkning på endringer i kredittmarginer er endringer i volatiliteten i risikofri rente, VIX-indeksen og likviditeten i obligasjonsmarkedet. Resultatene er nå annerledes enn ved OLS-regresjonene og færre av de estimerte koeffisientene er statistisk signifikante. Dette kan tyde på at vi forkaster nullhypotesen for flere av de estimerte koeffisientene i OLS-regresjonene, selv når den er korrekt.

En svakhet ved GARCH (1,1) modellen er at den ikke tar hensyn til mulige «*leverage effekter*», som er tendensen for at volatiliteten i større grad øker ved store prisfall enn ved en prisoppgang av samme størrelse (Brooks, 2019). Engle og Ng (1993) finner i sin studie på daglig aksjeavkastning i det Japanske markedet fra 1980-1988 at negative sjokk påfører mer volatilitet enn positive sjokk. Dette tilsier at finansiell data i større grad blir påvirket av dårligere nyheter enn gode nyheter. Det er naturlig at dette også er tilfellet for kredittmarginer i det norske obligasjonsmarkedet.

På bakgrunn av dette går vi videre med en asymmetrisk GARCH-modell som tar hensyn til denne mulige effekten.

## 4.4 GJR-GARCH-modellen

Vi benytter oss av den asymmetriske GJR-GARCH-modellen for å kontrollere for «*leverage effekten*» til variansen i feilleddene. Glosten et al. (1993) introduserer GJR-GARCH-modellen som en utvidelse av den tradisjonelle GARCH-modellen for å ta hensyn til asymmetrisk varians, og dermed «*leverage effekten*».

Vi benytter oss av en GJR-GARCH (1,1) modell. De estimerte regresjonene utvides for å ta hensyn til asymmetrieffekten i variansen i feilleddet:

$$\begin{aligned} \Delta KM_{i,t} = C + \beta_1 \Delta r_t + \beta_2 \Delta \sigma_t^r + \beta_3 \Delta Term_t + \beta_4 \Delta R_t^{OSEBX} + \beta_5 \Delta \sigma_t^{VIX} \\ + \beta_6 \Delta Likviditet_t + \beta_7 \Delta Valuta_t + u_t \end{aligned} \quad (4.4)$$

Der feilleddet til regresjonsmodellen er gitt ved:

$$u_t = v_t \sigma_t^2 \quad (4.5)$$

Og GJR-GARCH (1,1) variansprosessen til feilleddet estimeres ved:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma u_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (4.6)$$

I ligning 4.6 ligger asymmetrieffekten i  $\gamma$ . Videre er  $I_{t-1}$  en dummyvariabel som kun har verdi ved tidligere negative sjokk. Dummyvariabelen  $I_{t-1} = 1$  dersom  $u_{t-1} < 0$  og  $I_{t-1} = 0$  dersom  $u_{t-1} \geq 0$  (Glosten et al., 1993). De andre parameterne er like som i GARCH (1,1) modellen.

Dersom den estimerte  $\gamma$  er større enn null kan man bekrefte at «*leverage effekten*» og asymmetrien er tilstedeværende. Dette indikerer at volatiliteten øker mer etter et negativt sjokk enn ved et positivt sjokk av samme størrelse.

Resultatene fra de estimerte regresjonene vises i Tabell 4.4. Her vises de estimerte hovedregresjonene, samt variansligningen til feilleddene estimert ved GJR-GARCH (1.1).



Tabell 4.4 - fortsettelse

		Panel B: Løpetider							
		3mnd	6mnd	1 år	2 år	3 år	5 år	7 år	10 år
Hovedregresjon									
$\Delta r_t$		-1.340 (1.836)	0.703 (1.718)	-0.750 (1.452)	0.625 (1.699)	0.629 (1.776)	0.274 (1.966)	1.256 (2.091)	1.010 (1.992)
$\Delta \sigma_t^r$		0.579** (0.187)	0.454* (0.196)	0.349 (0.186)	0.525** (0.194)	0.625** (0.206)	0.929*** (0.223)	1.027*** (0.195)	0.937*** (0.229)
$\Delta Term_t$		-0.983 (1.978)	-2.430 (1.540)	-1.273 (1.226)	-1.287 (1.397)	-1.531 (1.371)	-2.951 (1.698)	-5.317*** (1.547)	-5.512** (1.705)
$\Delta R_t^{OSEBX}$		-0.004 (0.008)	-0.003 (0.007)	0.001 (0.006)	-0.001 (0.005)	-0.001 (0.005)	0.008 (0.009)	0.019* (0.008)	0.015 (0.009)
$\Delta \sigma_t^{VIX}$		-0.001 (0.004)	-0.001 (0.003)	0.004 (0.003)	0.005** (0.002)	0.006** (0.002)	0.010** (0.003)	0.016*** (0.003)	0.013*** (0.004)
$\Delta Likviditet_t$		2.416 (1.824)	1.911 (1.508)	4.008** (1.314)	2.942** (1.140)	3.153** (1.209)	3.411* (1.545)	2.706* (1.327)	3.144* (1.520)
$\Delta Valuta_t$		0.254* (0.120)	0.276** (0.106)	-0.045 (0.101)	-0.170 (0.104)	-0.189 (0.105)	-0.131 (0.121)	-0.072 (0.100)	-0.142 (0.127)
Konstant		-0.267** (0.083)	-0.219** (0.076)	-0.265*** (0.077)	-0.192** (0.063)	-0.217** (0.070)	-0.322** (0.102)	-0.330*** (0.072)	-0.358*** (0.090)
Variansligning									
$ARCH(\alpha)$		0.141** (0.047)	0.194*** (0.057)	1.384*** (0.208)	1.480*** (0.233)	1.464*** (0.216)	1.355*** (0.198)	1.538*** (0.210)	1.498*** (0.219)
$TARCH - GJR(\gamma)$		0.437*** (0.087)	0.381*** (0.092)	-0.051 (0.308)	0.690 (0.472)	0.674 (0.434)	0.379 (0.342)	0.571 (0.418)	0.399 (0.388)
$GARCH(\beta)$		0.689*** (0.024)	0.693*** (0.027)	0.017 (0.028)	0.036 (0.027)	0.034 (0.024)	0.003 (0.019)	-0.005 (0.010)	-0.004 (0.009)
$(\omega)$		0.143*** (0.041)	0.094** (0.033)	0.779*** (0.089)	0.676*** (0.100)	0.795*** (0.103)	1.413*** (0.148)	1.282*** (0.160)	1.443*** (0.152)
N		316	316	316	316	316	316	316	316

Resultatene fra hovedregresjonene viser nå at en økning i risikofri rente stort sett gir en økning i kredittmarginer, som ikke står i samsvar med våre forventninger. Resultatene er derimot ikke statistisk signifikante. Som forventet gir en økning i volatiliteten i risikofri rente en økning i kredittmarginer, og resultatene er statistisk signifikante.

Terminstrukturen gir fortsatt den forventede påvirkningen om at en økning i variabelen fører til en reduksjon i kredittmarginer. Det er derimot et fåtall av de estimerte koeffisientene som er statistisk signifikante.

Videre er påvirkningen fra en økning i OSEBX-indeksen blandet, og viser til både en økning og reduksjon i kredittmarginer. Vi kan derimot ikke identifisere en økonomisk effekt på endringer i kredittmarginer ettersom resultatene ikke er statistisk signifikante. Når det kommer



---

til VIX-indeksen viser resultatene fortsatt at en økning i variabelen gir en økning i kredittmarginer. Resultatene er i tillegg statistisk signifikante.

Videre gir en økning i TED-spreaden en økning i kredittmarginer, og resultatene er statistisk signifikante. Til slutt viser resultatene fra valutakursen en blandet påvirkning, men i tilfellene der de estimerte koeffisientene er statistisk signifikante gir en økning i valutakursen en økning i kredittmarginer. Dette motstrider våre forventninger.

Resultatene viser at forklaringsvariablene som har størst påvirkning på endringer i kredittmarginer er endringer i volatiliteten i risikofri rente, VIX-indeksen og likviditeten i obligasjonsmarkedet. Vi ser at forklaringsvariablene som har størst påvirkning fortsatt er de samme som vi finner ved å estimere variansen i feilleddene ved hjelp av en GARCH (1,1) modell. Derimot er de estimerte koeffisientene i mindre grad statistisk signifikante.

Vi går videre med en vurdering av de to ulike GARCH-modellene for å undersøke hvilken av modellene som er best tilpasset regresjonene våre.

## 4.5 Evaluering av GARCH-modellene

Vi benytter oss av informasjonskriteriene «Akaike Information Criterion» (AIC) og «Bayesian Information Criterion» (BIC) (Greene, 2020):

$$AIC = -2\ln L + 2k \quad (4.7)$$

$$BIC = -2\ln L + k \ln N \quad (4.8)$$

Der  $\ln L$  er maksimal «log-likelihood» estimatet til modellen,  $k$  er antall estimerte parametere og  $N$  er antall observasjoner.

Målet er å minimere verdien til informasjonskriteriene, og dermed er modellen med lavest verdi best tilpasset. Ved å legge til nye variabler eller lag i en modell vil man se to konkurrerende effekter på informasjonskriteriene. På den ene siden vil summen av kvadrerte restledd reduseres, men strafferammene til kriteriene vil også øke. Det blir pålagt størst straff for modeller med flere parametere i BIC modellen (Brooks, 2019).

Resultatene fra informasjonskriteriene til både GARCH (1,1) modellen og GJR-GARCH (1,1) modellen på generell kredittmargin, og kredittmarginer tilhørende ulike løpetider og sektorer vises i Tabell 4.5 og Tabell 4.6.

**Tabell 4.5:** AIC og BIC for GARH-modellene for generell kredittmargin og kredittmarginer tilhørende ulike sektorer

De best tilpassede modellene basert på informasjonskriteriene AIC og BIC gitt ved:  $AIC = -2\ln L + 2k$ ;  $BIC = -2\ln L + k \ln N$ .

Der  $\ln L$  er maksimum «log-likelihood»,  $k$  er antall estimerte parametere og  $N$  er antall observasjoner. De beste modellene er uthevet, og målet er å minimere verdien til informasjonskriteriene.

	Generell	Eiendom	Energi	Finansielle tjenester	Industri	Innsatsvarer	Kommunikasjons-tjenester	Konsumentvarer
GARCH (1,1)								
AIC	<b>1295,485</b>	<b>1337,292</b>	1200,174	<b>1478,328</b>	1584,748	<b>1369,99</b>	1277,086	1214,4
BIC	<b>1336,798</b>	<b>1378,605</b>	1241,487	<b>1519,641</b>	1626,061	<b>1411,304</b>	<b>1318,399</b>	1255,713
GJR-GARCH								
AIC	1297,288	1341,669	<b>1136,539</b>	1543,608	<b>1578,04</b>	1370,95	<b>1273,735</b>	<b>1201,62</b>
BIC	1342,357	1386,738	<b>1181,608</b>	1588,677	<b>1623,109</b>	1416,019	1318,804	<b>1246,689</b>

Resultatet fra Tabell 4.5 viser at for endringer i generell kredittmargin favoriseres GARCH-modellen basert på informasjonskriteriene. GJR-GARCH modellen er foretrukket for sektorene energi, industri og konsumentvarer. Den tradisjonelle GARCH-modellen er foretrukket for sektorene eiendom, finansielle tjenester og innsatsvarer. For sektoren kommunikasjonstjenester har vi valgt å ta utgangspunkt i at GARCH-modellen er best tilpasset regresjonen på bakgrunn av at BIC pålegger modellen størst straff. Utover sektoren finansielle tjenester er det minimale forskjeller mellom informasjonskriteriene for de to modellene.

**Tabell 4.6:** AIC og BIC for GARH-modellene for kredittmarginer tilhørende ulike løpetider

De best tilpassede modellene basert på informasjonskriteriene AIC og BIC gitt ved:  $AIC = -2\ln L + 2k$ ;  $BIC = -2\ln L + k \ln N$ .

Der  $\ln L$  er maksimum «log-likelihood»,  $k$  er antall estimerte parametere og  $N$  er antall observasjoner. De beste modellene er uthevet, og målet er å minimere verdien til informasjonskriteriene.

	3mnd	6mnd	1 år	2 år	3 år	5 år	7 år	10 år
GARCH (1,1)								
AIC	1298,708	<b>1238,615</b>	<b>1205,019</b>	1370,763	<b>1319,429</b>	<b>1391,934</b>	1490,699	1491,448
BIC	1340,021	<b>1279,928</b>	<b>1246,332</b>	1412,076	<b>1360,742</b>	<b>1433,247</b>	1532,012	1532,761
GJR-GARCH								
AIC	<b>1282,148</b>	1239,215	1207,002	<b>1275,422</b>	1319,658	1393,417	<b>1399,277</b>	<b>1409,402</b>
BIC	<b>1327,217</b>	12884,284	1252,071	<b>1320,491</b>	1364,727	1438,486	<b>1444,346</b>	<b>1454,471</b>

Når vi skiller ut kredittmarginer på løpetider ser vi at for de lengre løpetidene 7 år og 10 år, samt for løpetidene 3 måneder og 2 år, favoriseres GJR-GARCH-modellen. For de resterende løpetidene er det GARCH-modellen som favoriseres. Det er også verdt å bemerke seg at forskjellene i kriteriene mellom modellene er minimale.

Overordnet indikerer kriteriene fra AIC og BIC at GARCH (1,1) modellen er best tilpasset de fleste regresjonene.

---

## 5. Diskusjon

I dette kapitlet vil vi diskutere funnene fra analysen. Vi starter med å presentere funnene fra OLS-regresjonene, samt diagnostikken vi kjører på feilleddene. Videre diskuterer vi funnene fra hovedregresjonene når vi estimerer variansen i feilleddene med GARCH-modellene. I tillegg diskuterer vi mulige faktorer som kan ha påvirket våre resultater. Til slutt kommer vi med anbefalinger for videre forskning.

### 5.1 Funn

Fra OLS-regresjonene fremkommer det at forklaringsvariablene som har størst påvirkning på endringer i generell kredittmargin og kredittmarginer tilhørende ulike sektorer og løpetider, er volatiliteten i risikofri rente, terminstrukturen og likviditeten i obligasjonsmarkedet. I tillegg er valutakursen statistisk signifikant i alle tilfellene, men påvirkningen er imidlertid ikke i samsvar med våre forventninger.

Videre kjører vi diagnostikk på OLS-regresjonene og finner at feilleddene er preget av autokorrelasjon, heteroskedastisitet og ikke normalfordeling. På bakgrunn av dette benytter vi GARCH-modeller for å bedre estimere feilleddene i regresjonsmodellene.

Funnene fra regresjonsmodellene varierer lite når vi estimerer feilleddene ved de to ulike GARCH-modellene. Vi velger her å fokusere på resultatene til de estimerte hovedregresjonene fra de beste tilpassede modellene tilhørende generell kredittmargin, og kredittmarginer tilhørende ulike løpetider og sektorer.<sup>8</sup>

Resultatene viser at endring i risikofri rente i de fleste tilfeller ikke er statistisk signifikant. Vi kan heller ikke identifisere at denne forklaringsvariabelen er økonomisk signifikant, ettersom vi i de fleste tilfeller finner at en økning i risikofri rente gir en økning i kredittmarginer.

Variabelen endringer i historisk volatilitet i risikofri rente er statistisk signifikant, og en økning i volatiliteten gir en økning i kredittmarginer. Vi ser også at påvirkningen fra endringer i denne variabelen er sterkere for lengre løpetider. En økning i volatilitet i risikofri rente kan tilsi at

---

<sup>8</sup> Tabellutskrift for de estimerte koeffisientene tilhørende de best tilpassede modellene finnes i Vedlegg 3.

---

markedet er preget av større usikkerhet, noe som derfor støtter opp at en investor krever høyere kompensasjon.

En økning i terminstrukturen gir en reduksjon i kredittmarginer, og flere av de estimerte koeffisientene er statistisk signifikante. Overordnet ser det ut til at kredittmarginer tilhørende sektorene industri i størst grad blir påvirket av endringer i terminstrukturen. I tillegg blir kredittmarginer med lengere løpetid i større grad påvirket av endringer i terminstrukturen. Terminstrukturen blir ofte brukt for å predikere konjunkturer i økonomien. Det kan dermed tyde på at kredittmarginer med lengere løpetid i større grad prises etter terminstrukturen sine predikasjoner.

Endringer i OSEBX-indeksen, som brukes som et mål på verdien av selskapers eiendeler, har overordnet liten påvirkning på endringer i kredittmarginer. For kredittmarginer tilhørende sektoren industri finner vi at en økning i OSEBX-indeksen gir en reduksjon, som er i samsvar med forventningene våre. Derimot finner vi at en økning i OSEBX-indeksen gir en økning i kredittmarginer tilhørende sektoren kommunikasjonstjenester og løpetiden 7 år. I tidsperioden vi undersøker har aksjemarkedet vært svært volatilt, og det er sannsynlig at investorer ikke har tillitt til at aksjemarkedet reflekterer den virkelige verdien av eiendelene til selskaper.

Videre viser resultatene at endringer i VIX-indeksen har en påvirkning på endringer i kredittmarginer, der en økning i VIX-indeksen gir en økning i kredittmarginer. VIX-indeksen reflekterer uroen i markedet og er en tilnærming til volatiliteten i verdien av selskapers eiendeler. Det er sannsynlig at en investor vil kreve høyere kompensasjon dersom det er stor usikkerheten rundt verdien av selskapers eiendeler, ettersom at forventet tap og risikoen for mislighold øker. Videre ser vi at påvirkningen ikke varierer i stor grad avhengig av løpetid eller sektor.

I tillegg gir en økning i TED-spreaden en økning i kredittmarginer. En økning i TED-spreaden indikerer lavere likviditet i markedet for selskapsobligasjoner. Påvirkningen fra endringer i TED-spreaden er relativt lik på kredittmarginer tilhørende de ulike løpetidene. Kredittmarginer tilhørende sektoren industri blir i størst grad påvirket av endringer i denne variabelen.

Til slutt finner vi at variabelen endringer i valutakursen, I-44, ikke i stor grad påvirker endringer i kredittmarginer ettersom at få av de estimerte koeffisientene er statistisk signifikante. For kredittmarginer tilhørende sektoren finansielle tjenester gir en økning i

---

valutakursen (depresiering) en reduksjon i kredittmarginer, og er det eneste resultatet som stemmer overens med våre forventninger. For kredittmarginer tilhørende sektorene industri og konsumentvarer, samt løpetiden 3 måneder, finner vi at en økning i valutakursen (depresiering) gir en økning i kredittmarginer. Sektorene industri og konsumentvarer består av utstederne Kongsberggruppen AS, Veidekke AS og Orkla. Det kan tenkes at disse utstederne i større grad importerer varer fra utlandet og at en depresiering av valutakursen påvirker deres lønnsomhet negativt.

Overordnet finner vi at forklaringsvariablene som har størst påvirkning på endringer i kredittmarginer er historisk volatilitet i den risikofrie renten, VIX-indeksen og TED-spreaden.

## 5.2 Faktorer som kan påvirke resultatene

### 5.2.1 Begrensninger ved datasettet

Det er viktig å påpeke at det finnes begrensninger ved datasettet vårt som kan ha påvirket resultatet. Tidsseriene for kredittmarginene er utregnet basert på ulike kredittmarginkurver, der noen er sammensatt av flere utstedere. Vi har valgt å kun basere utregningen på kredittmarginkurver som har blitt rapportert i hele tidsperioden, 4. juni 2015 til 26. juni 2021. Utregningen er også kun basert på kurver der minst 25 % av utstederne er notert på Oslo Børs. Denne begrensningen kan ha påvirket resultatet vårt ved at vi ikke har inkludert alle kredittmarginkurvene som er tilgjengelige i det norske markedet når vi har regnet ut generell kredittmargin, og kredittmarginer tilhørende de ulike løpetidene og sektorene.

I tillegg er frekvensen til tidsseriene ukentlig. Dette er på bakgrunn av at NPB rapporterer kredittmarginkurver på ukentlig frekvens. Det er mulig at endringer i forklaringsvariablene ville påvirket endringer i kredittmarginer annerledes dersom man hadde benyttet seg av daglig frekvens.

En annen faktor er at den valgte tidsperioden inkluderer koronapandemien, som inntraff tidlig i 2020. Koronapandemien førte med seg økt volatilitet i de finansielle markedene, samt rekordlave renter. Økt volatilitet i de ulike tidsseriene kan ha gitt store standardavvik tilhørende de estimerte koeffisientene fra regresjonsmodellene våre, noe som kan ha gjort at resultatene i mindre grad har blitt statistisk signifikante. En tidsperiode som er preget av mindre volatilitet og økonomisk usikkerhet ville sannsynligvis gitt andre resultater.

---

## 5.2.2 Valg av forklaringsvariabler

Valget av de ulike tilnærmingene til forklaringsvariablene er gjort på bakgrunn av tidligere studier og tilgjengelig data for det norske markedet. Bruk av andre tilnærminger til forklaringsvariablene ville sannsynligvis påvirket resultatet.

Risikofri rente er ikke direkte observerbar i markedet. De tre mest brukte tilnærmingene til risikofri rente er renten på statsobligasjoner, swap-renten og renten på selskapsobligasjoner med AAA-rangering. Vi valgte å bruke 10-årig statsobligasjon som tilnærming. Ved å eksempelvis benytte renten på selskapsobligasjoner med AAA-rangering som tilnærming til risikofri rente ville man potensielt kunnet sammenlignet selskapsobligasjoner bedre.

Det er i tillegg verdt å bemerke seg at bruken av historisk volatilitet i risikofri rente ikke nødvendigvis er den beste tilnærmingen for å estimere volatiliteten. Et problem med historisk volatilitet er vektingen av observasjoner fra fortiden som kan være utdatert. Tidsseriene våre inneholder en periode med mye volatilitet, og resultatet kunne ha sett annerledes ut ved å for eksempel bruke implisitt volatilitet i den risikofrie renten som tilnærming. Den implisitte volatiliteten ville muligens reflektert den sanne risikoen i markedet og kunne derfor vært et bedre mål på risikoen knyttet til rentes volatilitet.

OSEBX-indeksen brukes som tilnærming for å måle verdien av selskapers eiendeler. Det er mulig at OSEBX-indeksen ikke klarer å fange opp, og riktig reflektere verdien av eiendelene til selskapene, og derav heller ikke selskapenes sannsynlighet for mislighold. Andre studier bruker verdien av eiendelene til det spesifikke selskapet som har utstedt obligasjonen. En slik tilnærming vil muligens gi et riktigere mål på verdien av selskapers eiendeler.

Videre er TED-spreaden brukt som en tilnærming for å fange opp likviditeten i det norske obligasjonsmarkedet. Likviditeten i obligasjonsmarkedet kan være vanskelig å måle, og andre studier har blant annet valgt å inkludere flere tilnærminger for å måle likviditeten. Eksempelvis introduserte Collin-Dufresne et al. (2001) flere uavhengige variabler for å måle endringer i likviditet. Ved å inkludere flere tilnærminger for å måle likviditeten er det mulig at man fanger opp en større del av påvirkningen endringer i likviditet har på endringer i kredittmarginer.

Til slutt benyttet vi oss av valutakursen I-44 for å undersøke om endringer i kredittmarginer i det norske obligasjonsmarkedet blir påvirket av internasjonaliseringen av finansmarkedet. Andre valutakursnoteringer har nødvendigvis ikke de samme svingningene som

---

valutakursindeksen I-44, og bruk av annen valutakursnotering kunne derfor gitt andre resultater.

### 5.2.3 Inkludering av sektoren finansielle tjenester

I denne avhandlingen har vi valgt å inkludere kredittmarginer for utstederne som inngår i sektoren finansielle tjenester. Dette er på bakgrunn av at obligasjoner utstedt av selskaper utenom denne sektoren er begrenset.

Utstederne som inngår i sektoren finansielle tjenester i vårt datautvalg er banker. Slike selskaper har ofte en høy gjeldsgrad, noe som øker sannsynligheten for mislighold. Selskapene er også ofte sensitive for endringer i volatilitet. Nagel og Purnanandam (2020) viser at finansforetak ofte har lav volatilitet i verdien av eiendelene under perioder med økonomisk vekst, mens volatilitet øker betraktelig dersom markedsforholdene forverres. Spesielle egenskaper ved banker, som for eksempel den statlige «for stor til å feile»-redningsgarantien, kan føre til at banker påtar ytterligere risiko i perioder der de presterer godt. Dersom norske investorer tar hensyn til dette vil de ha insentiver til å kreve høyere avkastning for kredittrisikoen.

Beregningen av endringer i generell kredittmargin og kredittmarginer tilhørende ulike løpetider blir gjort på bakgrunn av alle kredittmarginene. Dette betyr at vi implisitt har inkludert den finansielle sektoren i utregningen av gjennomsnittlige endringer. Dersom vi ikke hadde inkludert denne sektoren er det tenkelig at resultatene våre hadde sett annerledes ut.

## 5.3 Anbefaling for videre forskning

Basert på kunnskapen og erfaringene vi har tilegnet oss underveis i utredningen av denne avhandlingen, ønsker vi å komme med anbefalinger for videre forskning. Det norske markedet for selskapsobligasjoner er et relativt nytt marked, og ytterligere undersøkelser av kredittmarginer kan gi verdifull informasjon for markedsaktørene. En mulighet kan være å innhente mer detaljert data, som for eksempel kredittrangeringer tilhørende de utstedte obligasjonene. Flere studier gjort på det amerikanske og europeiske markedet har kategorisert obligasjoners rangeringer og kommet frem til at forskjellige forklaringsvariabler påvirker kredittmarginer ulikt basert på rangeringene.



Det er også viktig å påpeke at det er gjort lite forskning på forklaringsvariabler for kredittmarginer i det norske markedet og vi oppmuntrer til videre utforskning av hvilke variabler som kan forklare kredittmarginer.

I tillegg valgte vi i vår analyse å ta i bruk GARCH-modeller for å prøve å fange opp variansen i feilleddene. I GARCH-modellene benyttet vi oss av ett antall autoregressive lag og tidligere autoregressive ledd, samt en normalfordeling. Mulige innfallsvinkler kan være å utforske om flere antall autoregressive lag og autoregressive ledd eller andre distribusjoner kan være nødvendig for å få en bedre modell. Vi vil derfor oppfordre andre til å utforske ulike varianter av GARCH-modeller for å videre vurdere påvirkningen endringer i forklaringsvariablene har på endringer i kredittmarginer.

---

## 6. Konklusjon

Formålet med denne avhandlingen har vært å undersøke hvilke variabler som kan forklare kredittmarginer, og hvordan endringer i disse variablene påvirker endringer i kredittmarginer tilhørende selskapsobligasjoner i det norske markedet. På bakgrunn av tidligere studier og empiri har vi valgt syv ulike forklaringsvariabler for kredittmarginer: risikofri rente, historisk volatilitet i risikofri rente, terminstrukturen, verdien av selskapers eiendeler, volatilitet i verdien av selskapers eiendeler, likviditeten i obligasjonsmarkedet og valutakursen. Vi tok i bruk tilnærminger til forklaringsvariablene og undersøkte videre hvilken påvirkning endringer i disse variablene har på endringer i kredittmarginer. I tillegg undersøkte vi om endringer i forklaringsvariablene har ulik påvirkning på endringer i generell kredittmargin, og kredittmarginer tilhørende ulike løpetider og sektorer.

På bakgrunn av diagnostikk av feilleddene til OLS-regresjonene valgte vi å gå videre med GARCH-modeller for å ta hensyn til autokorrelasjon, heteroskedastisitet og ikke normalfordeling i feilleddene. Vi benyttet oss av den tradisjonelle GARCH-modellen og den asymmetriske GJR-GARCH-modellen.

I motsetning til tidligere studier på det amerikanske markedet av, for eksempel Collin-Dufresne et al. (2001), finner vi ikke at endringer i risikofri rente har statistisk eller økonomisk signifikant påvirkning på endringer i kredittmarginer. Videre finner vi heller ikke et godt nok empirisk grunnlag for å støtte opp at endringer i terminstrukturen påvirker kredittmarginer. Resultatene våre for endringer i OSEBX-indeksen, som en tilnærming til verdien av selskapers eiendeler, gir ikke et godt nok grunnlag til å hevde at denne variabelen har en påvirkning på endringer i kredittmarginer. Heller ikke endringer i valutakursen, I-44, har nok empirisk støtte til at vi kan fastslå en påvirkning på endringer i kredittmarginer fra denne variabelen.

Vi finner empirisk støtte for at endringer i kredittmarginer i størst grad blir påvirket av endringer i historisk volatilitet i risikofri rente, VIX-indeksen, tilnærmingen til volatiliteten i verdien av selskapers eiendeler, og TED-spreaden, tilnærmingen til likviditeten i obligasjonsmarkedet.

Vi vil understreke at den korte tidsperioden og valg av tilnærminger til forklaringsvariablene kan ha påvirket resultatene våre. Det finnes lite tilsvarende studier, spesielt på kredittmarginer i det norske markedet, og vi ønsker å oppfordre andre til å undersøke dette feltet ytterligere.

---

## Litteraturliste

- Bernhardsen, T. (2011). *Renteanalysen*. (Staff memo Nr. 04/2011). Norges Bank.  
[https://www.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/staff-memo/2011/staff\\_memo\\_0411.pdf?v=03/09/2017122442&ft=.pdf](https://www.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/staff-memo/2011/staff_memo_0411.pdf?v=03/09/2017122442&ft=.pdf)
- Black, F. & Scholes, M. (1973). The pricing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*, 81(3), 637-654.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Brooks, C. (2019). *Introductory Econometrics for Finance*. (4.utg.). Cambridge University Press.
- Campbell, J. Y. & Taksler, G. B. (2003). Equity Volatility and Corporate Bond Yields. *The Journal of Finance*, 58(6), 2321-2349.
- Chen, L., Collin-Dufresne, P. & Goldstein, R. S. (2009). On the Relation between the Credit Spread Puzzle and the Equity Premium Puzzle. *Review of Financial Studies*, 22(9), 3376-3409. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn078>
- Chen, R., Yang, L., Wang, W. & Tang, L. (2014). Discovering the impact of systemic and idiosyncratic risk factors on credit spread of corporate bond within the framework of intelligent knowledge management. *Annals of Operations Research*, 234(1), 3-15.  
<https://doi.org/10.1007/s10479-014-1727-y>
- Clark, E. & Bacchar, S. (2018). Modelling credit spreads with time volatility, skewness and kurtosis. *Annals of Operations Research*, 262(2), 431-461.  
<https://doi.org/10.1007/s10479-015-1975-5>
- Collin-Dufresne, P., Goldstein, R. S. & Martin, J. S. (2001). The Determinants of Credit Spread Changes. *The Journal of Finance*, 56(6), 2177-2207.
- Driessen, J. (2005). Is default event risk priced in corporate bonds? *The Review of Financial Studies*, 18(1), 165-195.
- Duffee, G. R. (1998). The Relation between Treasury Yields and Corporate Bond Yield Spreads. *The Journal of Finance*, 53(6), 2225-2241.
- Elton, E. J., Gruber, M. J., Agrawal, D. & Mann, C. (2001). Explaining the Rate Spread on Corporate Bonds. *The Journal of Finance*, 56(1), 247-277.
- Engle, R. (2001). GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics. *The Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 157-168.  
<https://doi.org/10.1257/jep.15.4.157>

- 
- Engle, R. F. & Ng, V. K. (1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *The Journal of Finance*, 48(5), 1749-1778. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05127.x>
- Fama, E. F. & French, K. R. (1989). Business conditions and expected returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 25(1), 23-49.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R. & Runkle, D. E. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *The Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x>
- Greene, W. H. (2020). *Econometric analysis* (8.utg.). Pearson.
- Hibbert, A. M., Pavlova, I., Barber, J. & Dandapani, K. (2011). Credit Spread Changes and Equity Volatility: Evidence from Daily Data. *The Financial Review*, 46(3), 357-383.
- Jankowitsch, R. & Pichler, S. (2005). Currency dependence of corporate credit spreads. *The Journal of Risk*, 8(1), 1-24.
- Jarque, C. M. & Bera, A. K. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review*, 55(2), 163-172. <https://doi.org/10.2307/1403192>
- Kwan, S. H. (1996). Firm-specific information and the correlation between individual stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 40(1), 63-80.
- Landschoot, A. V. (2004). *Determinants of euro term structure of credit spreads* (ECB Working Paper Series no. 397). European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp397.pdf>
- Lange, D. (2008). Taxes, liquidity risk, and credit spreads: evidence from the German bond market. *Journal of Economics & Management*, 4, 58-71.
- Larsen, V. H. (2017). *Components of uncertainty* (Working Paper nr.5/2017). Norges Bank. [https://www.norges-bank.no/contentassets/78c009376c6548e799c27b94c036d480/working\\_paper\\_5\\_17.pdf?v=04/18/2017123755&ft=.pdf](https://www.norges-bank.no/contentassets/78c009376c6548e799c27b94c036d480/working_paper_5_17.pdf?v=04/18/2017123755&ft=.pdf)
- Longstaff, F. A. & Schwartz, E. S. (1995). A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt. *The Journal of Finance*, 50(3), 789-819. <https://doi-org.ezproxy.nhh.no/10.2307/2329288>
- Merton, R. C. (1974). On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. *The Journal of Finance*, 29(2), 449-470. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1974.tb03058.x>
- Mozumder, N., De Vita, G., Larkin, C. & Kyaw, K. S. (2015). Exchange rate movements and firm value: Evidence from European firms across the financial crisis period.

- 
- Journal of Economic Studies*, 42(4), 561-577. <https://doi-org.ezproxy.nhh.no/10.1108/JES-02-2014-0029>
- Nagel, S. & Purnanandam, A. (2020). Banks' Risk Dynamics and Distance to Default. *The Review of Financial Studies*, 33(6), 2421–2467. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhz125>
- Nordic Bond Pricing. (u.å.). *Q&A Nordic Bond Pricing*. <https://www.nordicbondpricing.no/qa>
- Nordic Trustee. (2021). *Nordic Corporate Bond Market Report 2020*. [https://nordictrustee.com/app/uploads/2021/02/NordicTrustee\\_CorporateBondMarket\\_Report\\_2020.pdf?fbclid=IwAR2e1dHMnyADWsGqFTNrkFZpnGwAvgWDDypjC3PbabqMiru0QR3io8vu0\\_M](https://nordictrustee.com/app/uploads/2021/02/NordicTrustee_CorporateBondMarket_Report_2020.pdf?fbclid=IwAR2e1dHMnyADWsGqFTNrkFZpnGwAvgWDDypjC3PbabqMiru0QR3io8vu0_M)
- Norges Bank. (2020). *Det norske finansielle systemet – en oversikt*. [https://www.norges-bank.no/contentassets/19da0ced9a5643d3aa55e4efc325c3dc/dnfs\\_2020.pdf?v=02%2F11%2F2021122056&ft=.pdf&fbclid=IwAR3Exdbth5q1VqkqgTK2jhADoAi4yNdpRmVvpfLexx0g0uyrZyEy5KEpn4](https://www.norges-bank.no/contentassets/19da0ced9a5643d3aa55e4efc325c3dc/dnfs_2020.pdf?v=02%2F11%2F2021122056&ft=.pdf&fbclid=IwAR3Exdbth5q1VqkqgTK2jhADoAi4yNdpRmVvpfLexx0g0uyrZyEy5KEpn4)
- Norges Bank. (2021, 2. september). *I-44, Importveid kursindeks*. <https://www.norges-bank.no/tema/Statistikk/i44/>
- NBIM. (2011, 18. mars). *The credit premium*. <https://www.nbim.no/en/publications/discussion-notes/2011/the-credit-premium/>
- Ohyama, S. & Sugimoto, T. (2007). *The determinants of credit spread changes in Japan* (Bank of Japan Working Paper Series No.07-E-4). Bank of Japan. [https://www.boj.or.jp/en/research/wps\\_rev/wps\\_2007/wp07e04.htm/](https://www.boj.or.jp/en/research/wps_rev/wps_2007/wp07e04.htm/)
- Oslo Børs. (2020). *Oslo Børs – Equity Indices – Index Methodology*. <https://www.oslobors.no/content/download/125721/2153467/file/2017-08-01%20Index%20Methodology%20-%20Equities.pdf>
- Perraudin, W. R. M. & Taylor, A. P. (2003). Liquidity and Bond Market Spreads. *SSRN*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.424060>
- Pynnönen, S., Hogan, W. P. & Batten, J. A. (2006). Modelling credit spreads on yen Eurobonds within an equilibrium correction framework. *Applied Financial Economics*, 16(8), 583-606. <https://doi.org/10.1080/09603100600684740>
- Ramaswami, M. (1991). Hedging the Equity Risk of High-Yield Bonds. *Financial Analysts Journal*, 47(5), 41-50.
- Sundaresan, S. (2013). A Review of the Merton's Model of the Firm's Capital Structure with Its Wide Application. *Annual Review of Financial Econometrics*, 5, 21-41. <https://doi-org.ezproxy.nhh.no/10.1146/annurev-financial-110112-120923>
- Sæbø, J. K. (2015a). *Risikopremier i Norsk Kreditt*. Folketrygdfondet. [https://www.folketrygdfondet.no/getfile.php/131261-1396511173/Dokumenter/Temaartikler/Risikopremier\\_i\\_norsk\\_kreditt.pdf](https://www.folketrygdfondet.no/getfile.php/131261-1396511173/Dokumenter/Temaartikler/Risikopremier_i_norsk_kreditt.pdf)

Sæbø, J. K. (2015b). The Credit Spread Puzzle Does Exist – But Is It Really a Puzzle? *The Journal of Fixed Income*, 25(1), 75-83.

White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838.  
<https://doi.org/10.2307/1912934>

Wooldridge, J. M. (2020). *Introductory econometrics: a modern approach* (7. utg.). Cengage.

## Vedlegg 1

**Tabell V.1:** Deskriptiv statistikk av forklaringsvariabler

Deskriptiv statistikk for forklaringsvariablene: risikofri rente (10-årig statsobligasjon), volatilitet i risikofri rente (historisk volatilitet i 10-årig statsobligasjon), terminstrukturen (differansen mellom 10-årig statsobligasjon og 3-måneder statskasseveksler), verdi av selskapers eiendeler (OSEBX-indeksen), volatiliteten i verdien av selskapers eiendeler (VIX-indeksen), likviditeten i obligasjonsmarkedet (TED-spreaden) og valutakursen (I-44). Variablene risikofri rente, volatilitet i risikofri rente, terminstrukturen og likviditet er oppgitt i prosentpoeng. Verdi av selskapers eiendeler, volatiliteten i verdien av selskapers eiendeler og valutakursen er oppgitt i NOK. Panel A viser deskriptiv statistikk for nivå i forklaringsvariablene, og panel B viser deskriptiv statistikk for endringer i forklaringsvariablene. «Mean» rapporterer gjennomsnittsverdien, «Std.Dev.» rapporterer standardavviket, «Min» rapporterer minimumsverdien og «Max» rapporterer maksimumsverdien.

Variabler	Observasjoner	Mean	Std. Dev.	Min	Max
<b>Panel A: Nivå</b>					
$r_t$	317	1.443	0.377	0.354	2.064
$\sigma_t^r$	317	2.635	1.988	0.863	12.737
$Term_t$	320	0.86	0.446	-0.604	1.594
$R_t^{OSEBX}$	317	789.268	137.976	527.152	1129.316
$\sigma_t^{VIX}$	317	156.127	85.592	75.532	821.3
$Likviditet_t$	317	0.451	0.146	0.164	1.502
$Valuta_t$	317	107.328	4.371	101.096	126.668
<b>Panel B: Endringer</b>					
$r_t$	316	-0.001	0.066	-0.264	0.16
$\sigma_t^r$	316	-0.005	0.53	-2.668	4.353
$Term_t$	319	-0.002	0.117	-1.419	0.807
$R_t^{OSEBX}$	316	1.517	15.855	-135.368	49.646
$\sigma_t^{VIX}$	316	0.094	33.308	-140.844	251.976
$Likviditet_t$	316	-0.001	0.072	-0.358	0.848
$Valuta_t$	316	0.024	0.989	-4.654	8.384

## Vedlegg 2

**Tabell V.2:** Oversikt over kredittmarginkurver

Dataen på kredittmarginkurver er tilsendt fra Nordic Bond Pricing. Tabellen nedenfor gir en detaljert oversikt over kredittmarginkurvene som er brukt for å regne ut kredittmarginer, både generell kredittmargin og kredittmarginer tilhørende ulike løpetider og sektorer. Dataen består av 19 unike kurver som baseres på 43 utstedere hvorav 27 av utstederne er notert på Oslo Børs. Nordic Bond Pricing rapporterer kredittmarginkurver ukentlig for løpetidene: 3mnd, 6mnd, 1 år, 2 år, 3 år, 5 år, 7 år og 10 år.

Kurvenavn	Utstedere	Notert på Oslo Børs	Sektor
<b>Ansvarlig lån 1</b>	DNB Bank ASA	x	Finansielle tjenester
	Nordea Bank Abp		
	Svenska Handelsbanken AB (publ)		
<b>Ansvarlig lån 2</b>	Nordea Direct Bank ASA		Finansielle tjenester
	SpareBank 1 Nord-Norge	x	
	SpareBank 1 SMN	x	
	SpareBank 1 Sørøst-Norge	x	
	SpareBank 1 SR-Bank ASA	x	
	SpareBank 1 Østlandet	x	
	Sparebanken Møre	x	
	Sparebanken Øst	x	
	Sparebanken Sogn og Fjordane		
	Sparebanken Sør	x	
	Sparebanken Vest	x	
	Sparebanken Vest Boligkreditt AS		
	<b>Ansvarlig lån 3</b>	BN Bank ASA	
Eika Boligkreditt AS			
Fana Sparebank			
KLP Banken AS			
Landkreditt Bank AS			
OBOS-banken AS			
Sandnes Sparebank		x	
Sbanken ASA			
Sbanken Boligkreditt AS			
SpareBank 1 Boligkreditt AS			
Sparebank 1 Helgeland		x	
SpareBank 1 Østfold Akershus		x	
SpareBank 1 Ringerike Hadeland		x	
Storebrand Bank ASA			
Totens Sparebank		x	
<b>Bank 1</b>	Cooperatieve Rabobank U.A.		Finansielle tjenester
	DNB Bank ASA	x	
	Svenska Handelsbanken AB (publ)		
<b>Bank 2</b>	Nordea Direct Bank ASA		Finansielle tjenester



	SpareBank 1 Nord-Norge	x	
	SpareBank 1 Østlandet		
	SpareBank 1 SMN	x	
	SpareBank 1 Sørøst-Norge	x	
	SpareBank 1 SR-Bank ASA	x	
	Sparebanken Møre	x	
	Sparebanken Øst	x	
	Sparebanken Sogn og Fjordane		
	Sparebanken Sør	x	
	Sparebanken Vest	x	
	Swedbank AB (publ)		
<b>Bank 3</b>	BN Bank ASA		Finansielle tjenester
	Fana Sparebank		
	KLP Banken AS		
	Landkreditt Bank AS		
	OBOS-banken AS		
	Sandnes Sparebank	x	
	Sbanken ASA		
	Sparebank 1 Helgeland	x	
	SpareBank 1 Østfold Akershus	x	
	SpareBank 1 Ringerike Hadeland	x	
	Storebrand Bank ASA		
	Totens Sparebank	x	
<b>Borregaard ASA</b>	Borregaard ASA	x	Innsatsvarer
<b>Entra ASA</b>	Entra ASA	x	Eiendom
<b>Equinor ASA</b>	Equinor ASA	x	Energi
<b>Kongsberg Gruppen ASA</b>	Kongsberg Gruppen ASA	x	Industri
<b>Norsk Hydro ASA</b>	Norsk Hydro ASA	x	Innsatsvarer
<b>Olav Thon Eiendomsselskap ASA</b>	Olav Thon Eiendomsselskap ASA	x	Eiendom
<b>Olav Thon Eiendomsselskap ASA (Secured)</b>	Olav Thon Eiendomsselskap ASA	x	Eiendom
<b>Orkla ASA</b>	Orkla ASA	x	Konsumvarer
<b>Schibsted ASA</b>	Schibsted ASA	x	Kommunikasjons-tjenester
<b>Storebrand ASA</b>	Storebrand ASA	x	Finansielle tjenester
<b>Telenor ASA</b>	Telenor ASA	x	Kommunikasjons-tjenester
<b>Veidekke ASA</b>	Veidekke ASA	x	Industri
<b>Yara International ASA</b>	Yara International ASA	x	Innsatsvarer



