

Isak Nygårdsmoen Riksheim

Dekomponering av kredittmarginer i det norske obligasjonsmarkedet

Masteroppgave i finansiell økonomi

Veileder: Joakim Kvamvold

Juni 2021

Isak Nygårdsmoen Riksheim

Dekomponering av kredittmarginer i det norske obligasjonsmarkedet

Masteroppgave i finansiell økonomi
Veileder: Joakim Kvamvold
Juni 2021

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet
Fakultet for økonomi
Institutt for samfunnsøkonomi



Kunnskap for en bedre verden

Forord

Denne avhandlingen markerer slutten på min mastergrad i finansiell økonomi ved Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet – NTNU.

I den anledning vil jeg gjerne rette en stor takk til min veileder Joakim Kvamvold ved Folketrygdfondet for nyttige kommentarer og god faglig hjelp gjennom hele prosessen. Videre vil jeg takke mine studiekolleger, som har vært gode sparringspartnere, og som har gjort de lange dagene på lesesalen betydelig mer lystbetonte enn de ellers ville vært. Til slutt vil jeg takke Sindre Korneliussen, Jonathan Pusparajah og Andreas Melum Andersen for verdifull hjelp med korrekturlesing.

Sammendrag

Kredittmarginene i de fleste obligasjonsmarkeder økte voldsomt under den globale finanskrisen i 2008–2009 og under den europeiske gjeldskrisen i 2011–2015. Obligasjonsmarkedet i Norge var intet unntak. I denne avhandlingen bruker jeg to mål på aggregert markedslikviditet og ett mål på aggregert kredittrisiko for å identifisere den relative betydningen av kredittrisiko og markedslikviditet i kredittmarginer i det norske obligasjonsmarkedet. Jeg ser på begge de nevnte periodene, samt oljekrisen i 2015–2016.

Med transaksjonsdata fra Oslo Børs analyserer jeg kredittmarginene i paneler innenfor ulike utstedergrupper bestående av bankobligasjoner, obligasjoner med fortrinnsrett, kraftobligasjoner og industriobligasjoner. Resultatene fra analysen viser at kredittmarginene på tvers av bankobligasjoner og obligasjoner med fortrinnsrett, hovedsakelig ble drevet av mangel på markedslikviditet i finanskrisen, mens kredittrisiko spilte en relativt større rolle i gjeldskrisen og oljekrisen. For kraft- og industriobligasjonene er resultatene for tvetydige til at jeg kommer frem til en konklusjon, men kredittrisiko synes å være den dominerende driveren i oljekrisen også for disse gruppene.

Ved å bruke Shapley-Owen dekomponering viser jeg at for bankobligasjonene sto likviditet for 8,4–33,3% av variasjonen i kredittmarginene i finanskrisen, mens i gjeldskrisen sto likviditet for 0,5–8,1%. I oljekrisen synes effekten fra likviditet å være forsvinnende liten og forklarer kun 0,3–0,7% av variasjonen i kredittmarginene. For obligasjonene med fortrinnsrett sto likviditet for 1,2–4,9% av variasjonen i kredittmarginene i gjeldskrisen, mens i oljekrisen sto likviditet for 0,8–2,7%.

Abstract

Credit spreads in most corporate bond markets increased substantially during the global financial crisis in 2008–2009 and during the subsequent European debt crisis in 2011–2015. The Norwegian bond market was no exception. In this thesis, I use two measures of aggregate market liquidity and one measure of aggregate credit risk to identify the relative importance of liquidity and credit risk to the credit spreads in both these periods, as well as the oil crisis in 2015–2016.

I use transaction data from the Oslo Stock Exchange to analyze credit spreads within various groups of bonds, consisting of banking bonds, covered bonds, energy bonds and industrial bonds. The results show that credit spreads across banking bonds and covered bonds were mainly driven by liquidity during the financial crisis. However, in the debt crisis and oil crisis, credit risk played a relatively larger role. Regarding energy bonds and industrial bonds, the results are too ambiguous to conclude, but credit risk seems to be the dominant driver during the oil crisis for these groups as well.

By using Shapley-Owen decomposition, I show that for the banking bonds in the financial crisis, liquidity accounted for 8,4–33,3% of the variation in credit spreads, while credit risk accounted for 0,5–8,1% of the variation in the debt crisis. In the oil crisis, the effect of liquidity seems to be negligible and explains only 0,3–0,7% of the variation in the credit spreads. For covered bonds, liquidity accounted for 1,2–4,9% of the variation in credit spreads during the debt crisis, and 0,8–2,7% in the oil crisis.

Innhold

1	Introduksjon	1
2	Litteraturgjennomgang	3
3	Obligasjonsprising og risikofaktorer	7
3.1	Grunnleggende obligasjonsprising	7
3.1.1	Kort om obligasjoner	7
3.1.2	Nullkuponobligasjonen	7
3.1.3	Kuponobligasjonen	7
3.1.4	Effektiv rente	8
3.2	Risikofaktorer i obligasjonsmarkedet	8
3.2.1	Kredittrisiko	8
3.2.2	Likviditetsrisiko	9
3.2.3	Løpetidsrisiko og renterisiko	9
4	Det norske obligasjonsmarkedet	12
4.1	Markedsplassene	12
4.2	Utstederne	12
4.3	Første- og annenhåndsmarkedet	15
5	Data	16
5.1	Kredittmarginen	17
5.2	iTraxx	19
5.3	S-spread	20
5.4	TED-spread	21
5.5	IR-spread	22
6	Dekomponering av kredittmarginer	23
6.1	Deskriptiv statistikk	23
6.2	Empirisk metode	27
6.3	Likviditet og kredittrisiko i kredittmarginene	29
6.4	Robusthetssjekk av resultatene	34
6.5	Shapley-Owen dekomponering av likviditet og kredittrisiko	38
6.5.1	Dekomponering i finanskrisen, gjeldskrisen og oljekrisen	39
6.5.2	Løpende dekomponering fra 2008 til 2018	44

7	Konklusjon	47
7.1	Forslag til videre studier	48
	Appendiks	53
A	Obligasjonsprising med mulighet for mislighold og Merton-modellen	53
B	Antakelser i OLS	55
C	Økonometriske tester	56
D	POLS-regresjoner	68
E	FE-regresjoner	73
F	Obligasjonsgruppene	78
G	Shapley-Owen dekomponering	80

1 Introduksjon

Ifølge den klassiske modellen til Merton (1974)¹ skal differansen i yield mellom en selskapsobligasjon og en risikofri statsobligasjon reflektere selskapets kredittrisiko. Differansen omtales derfor som kredittmargin eller kredittpremie og kan, i Merton sin modell, dekomponeres videre i en misligholdssannsynlighet og en tilbakebetalingsrate gitt mislighold (*recovery rate*). I senere tid har vi imidlertid sett at kredittmarginene er høyere enn den klassiske modellen til Merton skulle tilsi, når modellene er kalibrert med forventet misligholdssannsynlighet og *recovery rate*. Spesielt i perioder med markedsuro har kredittmarginene økt i en størrelsesorden som vanskelig kan forklares av kredittrisiko alene. Fenomenet kalles «the credit spread puzzle», og har blitt diskutert av blant annet Huang og Huang (2012). En av flere mulige faktorer som kan forklare den resterende biten av marginen er markedslikviditet, eller mangel på sådan. Påstanden om at investorer krever en likviditetspremie for å investere i illikvide verdipapirer stammer fra Amihud og Mendelson (1986), som i sitt arbeid argumenterer med at transaksjonskostnader resulterer i en likviditetspremie for aktivapriser i likevekt, på grunn av investorenes ulike investeringshorisont. Konklusjonen til Amihud og Mendelson har lagt grunnlaget for et bredt spekter av forskning på likviditet i finansmarkedene, hvor noen av de mest overbevisende funnene på en likviditetspremie kommer fra markedet for selskapsobligasjoner. Spesielt under den globale finanskrisen så vi hvor sårbart obligasjonsmarkedet blir når likviditeten i markedet forsvinner. I etterdønningene av finanskrisen har det blitt gjort mye forskning på hvordan kredittmarginene i obligasjonsmarkedet reagerer på endringer i likviditet i perioder med markedsuro.

Det å forstå kreditt- og likviditetskomponentene i obligasjonsmarkedet er viktig for både investorer og beslutningstakere. For de mest langsiktige investorene burde det være mer attraktivt å investere i obligasjoner med høyere kredittmargin, hvis den høyere marginen representerer kompensasjon for forverrede markedsforhold. Hvis den høyere marginen derimot representerer kompensasjon for økt misligholdssannsynlighet, burde det nødvendigvis ikke være like attraktivt. Fra beslutningstakere sitt perspektiv, vil tiltak for å forbedre likviditeten i markedet være samfunnsøkonomisk lønnsomt, hvis den høyere kredittmarginen kan tilskrives likviditetsproblemer. En høyere kredittmargin vil føre til høyere finansieringskostnader for bedriftene, og kan unngås ved å adressere likviditetsproblemet. For eksempel kan myndighetene tillate aktører å bytte inn mindre likvide obligasjoner mot mer likvide statsobligasjoner, slik de norske myndighetene – representert

¹For spesielt interesserte ligger utledning og forklaring av Merton-modellen i Appendiks A.

ved Finansdepartementet – gjorde under den globale finanskrisen². På den annen side, hvis den økte kredittmarginen kan tilskrives økt misligholdssannsynlighet, vil det være hensiktsmessig for myndighetene å adressere bedriftene sin solvens i stedet for likviditeten i markedet.

Siden eksisterende forskning er forankret i det amerikanske- og de største europeiske obligasjonsmarkedene, vet vi lite om likviditetspremien i det norske obligasjonsmarkedet. Ved å legge meg nærme eksisterende litteratur, dekomponerer jeg kredittmarginer i likviditet og kredittrisiko, i det norske obligasjonsmarkedet i perioden januar 2008 til desember 2017. Med transaksjonsdata fra Oslo Børs baserer jeg analysen på bankobligasjoner, obligasjoner med fortrinnsrett, kraftobligasjoner og industriobligasjoner. Jeg ser spesielt på den globale finanskrisen, gjeldskrisen i Europa og oljekrisen – tre perioder som alle er preget av markedsuro. En utfordring ved forskningstemaet er at det ikke eksisterer en bred konsensus på hvordan likviditeten i et marked måles. Samtidig er det bevis på at det eksisterer en felles faktor som driver likviditeten på tvers av markeder (Brunnermeier & Pedersen, 2009; Chordia mfl., 2005). I min avhandling bruker jeg to mål for å måle aggregert markedslikviditet: (1) S-spread, som er det vektete gjennomsnittet av den relative bid-ask spreaden for alle aktive statslån i markedet, og (2) TED-spread, som er rentedifferansen mellom tre måneders NIBOR og tre måneders statskasseveksel. Begge målene dokumenterer en voldsom forverring av markedslikviditet under finanskrisen, som også underbygges av regresjonsresultatene, hvor likviditetsmålene har en sterk signifikant effekt på kredittmarginene når andre risikofaktorer er kontrollert for. At likviditet var den dominerende driveren under finanskrisen samsvarer med eksisterende funn fra det amerikanske obligasjonsmarkedet (Bao mfl., 2011; Dick-Nielsen mfl., 2012; Friewald mfl., 2012). I både gjeldskrisen og oljekrisen viser regresjonsresultatene at kredittrisiko var den dominerende driveren for kredittmarginene i det norske obligasjonsmarkedet, mens markedslikviditet kan sies å ha spilt andrefiolin. Funnene er økonomisk intuitive, da både gjeldskrisen og oljekrisen var kriser som førte til forventninger om lavkonjunktur og dertil forventninger om økt misligholdssannsynlighet for norske bedrifter.

Planen for resten av avhandlingen er som følger. I kapittel 2 går jeg gjennom eksisterende litteratur. I kapittel 3 og 4 går jeg gjennom teori om obligasjonsprising og risikofaktorer, samt karakteristikk ved det norske obligasjonsmarkedet. I kapittel 5 presenterer jeg data-materialet jeg har brukt. I kapittel 6 dekomponerer jeg kredittmarginene, før jeg til slutt konkluderer avhandlingen i kapittel 7.

²Norges Bank administrerte en bytteordning på oppdrag fra Finansdepartementet, hvor bankene kunne bytte inn obligasjoner med fortrinnsrett, mot mer likvide statsobligasjoner.

2 Litteraturgjennomgang

Amihud og Mendelson (1986) sitt tidlige arbeid har lagt grunnlaget for forskningstemaet som belyser hvordan aktivapriser blir påvirket av markedslikviditet. Arbeidet til Amihud og Mendelson har senere blitt utvidet og modifisert i mange ulike retninger og testet i en rekke finansielle markeder. Teoretiske modeller inspirert av Amihud og Mendelson (1986), som for eksempel «the Liquidity Capital Asset Pricing Model», utarbeidet av Acharya og Pedersen (2005), foreslår to potensielle kanaler hvor likviditet påvirker aktivapriser. I den første kanalen påvirker likviditet prisen til et gitt verdipapir direkte i form av kompensasjon for økte transaksjonskostnader. I dette tilfellet er likviditeten en aktiva-spesifikk egenskap som fører til en likviditetspremie. I den andre kanalen er likviditet en risikofaktor som er priset inn i aktivaprisene, som følge av eksponering mot systematiske likviditetssjokk. Den eksisterende litteraturen som omfatter likviditetspremien i markedet for selskapsobligasjoner, har som oftest fokusert på en av kanalene om gangen. I min avhandling har jeg valgt å legge meg på linje med litteraturen som setter søkelys på den første kanalen; likviditet som en aktiva-spesifikk egenskap. Typisk for denne grenen med litteratur er at forskerne analyserer sammenhengen mellom kredittmarginen til en obligasjon mot likviditeten i obligasjonen, kontrollert for andre risikofaktorer, normalt i et panel med mange ulike obligasjoner.

Houweling mfl. (2005) bruker ni forskjellige proxyer (Utstedt beløp, listet, pålydende i euro, on-the-run, tid fra utstedelse, manglende priser, volatilitet i yield, antall bidragsyttere og spredning i yield) for å måle likviditeten i selskapsobligasjoner. Videre kontrollerer forskerne for andre risikofaktorer ved å bruke Fama og French (1993) sin obligasjonsmodell med to risikofaktorer; kredittrisiko og renterisiko. Houweling mfl. (2005) definerer kredittrisiko som rentedifferansen mellom en markedsportefølje av langsiktige selskapsobligasjoner og langsiktige statsobligasjoner. Renterisiko defineres av forskerne som rentedifferansen mellom en langsiktig statsobligasjon og en statsobligasjon med en måned til forfall. I tillegg bruker de kredittrating og tid til forfall som kontrollvariabler. Forskerne tar utgangspunkt i perioden 1. januar 1999 til 31. mai 2001, med data på obligasjonene som inngår i Lehman Brothers sin indeks «Euro-Aggregate Corporate Bond index». For hver av proxyene konstruerer de likvide og illikvide porteføljer hvor differansen i avkastning betegnes som likviditetspremien. Resultatene fra analysen til Houweling mfl. (2005) viser at alle proxyene er statistisk signifikante med riktig fortegn, mens forskerne forkaster nullhypotesen om ingen likviditetspremie for åtte av ni proxyer. Likviditetspremien varierer mellom proxyene, fra 13 til 23 basispunkter.

I etterkant av den globale finanskrisen har blant annet Bao mfl. (2011), Dick-Nielsen mfl. (2012) og Friewald mfl. (2012) undersøkt hvordan kredittmarginen påvirkes av mangel på markedslivighet i perioder med markedssuro. Disse studiene er høyst relevante for min avhandling, siden jeg undersøker den relative betydningen av likviditet og kreditt risiko i kredittmarginen under finanskrisen, gjeldskrisen og oljekrisen. Videre tar jeg for meg disse tre studiene i noe mer detalj. Bao mfl. (2011) analyserer det amerikanske selskapsobligasjonsmarkedet og fokuserer på *investment grade*-obligasjoner i perioden 14. april 2003 til 30. juni 2009. De ser både på hvordan individspesifikk likviditet påvirker kredittmarginen, og om det er en felles likviditetsfaktor som påvirker marginen på tvers av obligasjoner. Som mål på likviditet bruker de Roll (1984) sitt likviditetsmål som konstrueres for hver enkelt obligasjon, og som videre aggregeres på tvers av individuelle obligasjoner for å få et aggregert likviditetsmål. Forskerne finner at den aggregerte likviditeten samvarierer med markedsrisiko og kreditt risiko. I den aggregerte analysen ser de på månedlige endringer og kontrollerer for kreditt risiko ved å bruke en CDS indeks, konstruert av CMA Datavision. I tillegg benytter de kontrollvariabler for markedstilstand: VIX, obligasjonsvolatilitet, term spread og laggede verdier av aksje- og obligasjonsavkastning. I min avhandling er Bao mfl. (2011) sin studie den jeg har lagt meg nærmest metodisk. Jeg benytter ikke Roll (1984) sitt likviditetsmål, men tar inspirasjon fra den aggregerte analysen til forskerne og konstruerer to ulike aggregerte mål på likviditet. Videre benytter jeg også en CDS indeks for å kontrollere for kreditt risiko på linje med det forskerne har gjort. Konklusjonen til Bao mfl. (2011) er at både aggregert likviditet og kreditt risiko spiller en viktig rolle i å forklare månedlige endringer i kredittmarginen, men at likviditet langt på vei var den viktigste faktoren under den globale finanskrisen. For AAA-rangerte obligasjoner førte en økning på ett standardavvik i det aggregerte likviditetsmålet til at kredittmarginen økte med 3,5 basispunkter³ i tiden før finanskrisen, og 24 basispunkter hele perioden sett under ett. For obligasjoner med lavere rating enn A var kreditt risiko en viktigere komponent enn aggregert likviditet, som samsvarer med funnene til Huang og Huang (2012). I den individuelle analysen benytter forskerne Fama-MacBeth-regresjoner med data på månedsfrekvens, og kontrollerer for kreditt risiko ved å bruke dummyvariabler for kreditt rating. I tillegg benytter de to kontrollvariabler for fundamental risiko; aksjevolatilitet og CDS-margin på utsteder. Inspirert av Houweling mfl. (2005) bruker de også variablene; utstedt beløp og tid fra utstedelse. Resultatene fra analysen viser at for to obligasjoner med samme kreditt rating, vil en forskjell på ett standardavvik i likviditetsmålet utgjøre en forskjell på 65

³Ett basispunkt er lik 0,01 prosentpoeng.

basispunkter mellom obligasjonenes kredittmargin.

Dick-Nielsen mfl. (2012) studerer i hovedsak hvordan likviditet bidro til kredittmarginene før (2005Q1–2007Q1) og under (2007Q2–2009Q2) den globale finanskrisen, med obligasjonsdata fra TRACE. De viser at Amihud (2002) sin likviditetsfaktor og «Imputed Roundtrip Cost» (IRC)⁴ er gode mål på likviditet, mens Rolls mål – brukt i Bao mfl. (2011) – og antall dager uten handel – brukt i Chen mfl. (2007) – er heller dårlige mål. Fra Amihuds likviditetsfaktor og IRC, samt standardavviket til begge målene, konstruerer forskerne sitt eget mål, λ , som i praksis er et vektet snitt av de fire foregående variablene. Videre analyserer de et panel av kvartalsvise kredittmarginer mot likviditetsmålet λ . For å kontrollere for kredittrisiko bruker forskerne en rekke regnskapstall fra utsteder og volatiliteten i utstедers aksjepris. For å fange opp effekten av den generelle økonomiske situasjonen, inkluderer de også nivået og helningen til swapkurven, definert som henholdsvis 10-års swaprente og differansen mellom 10-års og 1-års swaprente. Inspirert av Duffie og Lando (2001), som viser at kredittmarginene kan øke når det er mangelfull informasjon vedrørende selskapets egentlige kredittkvalitet, bruker Dick-Nielsen mfl. (2012) spredningen i inntektsprognosene til utsteder som en proxy for mangelfull informasjon. Til slutt bruker de også kontrollvariabler som tid fra utstedelse, tid til forfall og kupongstørrelse, i likhet med Houweling mfl. (2005). Dick-Nielsen mfl. (2012) definerer likviditetskomponenten i kredittmarginen som rentedifferansen mellom obligasjonen på den 5. og 50. persentilen til likviditetsmålet, gitt at obligasjonene har samme kredittrating og tilnærmet lik gjenstående løpetid⁵. Resultatet viser at likviditetseffekten var liten i *investment grade*-obligasjoner før finanskrisen (1–3 basispunkter), mens effekten var betydelig større under finanskrisen (40–90 basispunkter), med unntak av AAA-rangerte obligasjoner, hvor effekten fortsatt var liten (4 basispunkter). For *high yield*-obligasjoner var effekten langt større; 58 basispunkter før, og opp mot 200 basispunkter under finanskrisen. For alle kredittratinger var likviditetseffekten større for obligasjoner med lenger tid til forfall. Likviditetseffekten var størst rundt Lehman Brothers-konkursen, hvor likviditet sto for 100 av 400 basispunkter for *investment grade*-obligasjoner og 1000 av 3000 basispunkter for *high yield obligasjoner*.

Friewald mfl. (2012) sin studie skiller seg litt ut fra de to foregående. I tillegg til finanskrisen, ser også forskerne på kredittkrisen i Ford og General Motors i perioden mars

⁴Et estimat på bid-ask spredan, konstruert ved prisforskjellen mellom to handler av samme størrelse, i samme aktiva, utført på samme dag.

⁵Dick-Nielsen mfl. (2012) deler observasjonene i tre forfallsgrupper: 0–2 år til forfall, 2–5 år til forfall og 5–30 år til forfall.

2005 til januar 2006 (GM/Ford-krisen). De benytter likviditetsmålet til Jankowitsch mfl. (2011), som er et mål på prisspredningen rundt markedets priskonsensus. Foruten dette likviditetsmålet, bruker de også Amihuds likviditetsfaktor, Rolls likviditetsmål og en rekke variabler for handelsaktivitet og obligasjonsegenskaper. Som en proxy for kredittrisiko benytter forskerne dummyvariabler for kredittrating. Gjennom analysen ser forskerne på både tids- og tverrsnittaspektene av likviditet ved å benytte henholdsvis panel- og Fama-MacBeth-regresjoner. Friewald mfl. (2012) finner at likviditetsproxyene kan tilskrives 14% av den forklarte tidsvariasjonen i kredittmarginendringene. Videre finner de at likviditets-effekten er klart sterkere under GM/Ford-krisen, og ikke minst under finanskrisen, hvor effekten var over dobbelt så stor. Alle proxyene for likviditet er både statistisk og økonomisk signifikante. Forskerne finner også at *high yield*-obligasjoner har lavere likviditet enn *investment grade*-obligasjoner, men at *high yield*-obligasjonene i relativt høyere grad reagerer på endringer i likviditet.

Det er flere fellestrekk og ulikheter mellom disse studiene og min avhandling. Først og fremst dekker jeg totalt sett en lengre tidsperiode enn noen av de foregående studiene, men med et betraktelig mindre utvalg av unike obligasjoner. I min avhandling dekker jeg 2.322 unike obligasjoner, sammenlignet med 23.703 i Friewald mfl. (2012) sin studie, og 5.376 i Dick-Nielsen mfl. (2012) sin studie. Bao mfl. (2011) analyserer på den annen side færre unike obligasjoner, med 1.035. Mens alle de tre studiene har sitt hovedfokus på finanskrisen, dekker jeg i tillegg gjeldskrisen i Europa og oljekrisen. Jeg har derfor et godt sammenligningsgrunnlag i finanskrisen, mens gjeldskrisen og oljekrisen er relativt upløyd mark. Det norske obligasjonsmarkedet er betydelige mindre likvid enn det amerikanske obligasjonsmarkedet, som også gjør at det totale datamaterialet med obligasjonshandler er vesentlig mindre i min avhandling enn i de tre foregående studiene. Metodisk skiller også studiene seg noe fra min avhandling. Både Bao mfl. (2011) og Friewald mfl. (2012) bruker i hovedsak variabler på endringsform, da det er antydninger til at kredittmarginene er integrert av første orden. Hvis jeg skulle fulgt den samme linjen måtte jeg utelatt et betydelig antall observasjoner, siden de færreste obligasjoner i mitt datamateriale blir handlet på konsistent frekvens hver uke. Metodisk har jeg derfor lagt meg på linje med Dick-Nielsen mfl. (2012) hvor jeg beholder variablene på nivåform, men kontrollerer for autokorrelasjon, tverrsnittskorrelasjon og heteroskedastisitet i feilledet.

3 Obligasjonsprising og risikofaktorer

I dette kapitlet forklarer jeg hvordan en obligasjon prises i markedet og hvilke risikofaktorer som påvirker prisingen. Hensikten med kapitlet er å introdusere konsepter som blir brukt senere i avhandlingen.

3.1 Grunnleggende obligasjonsprising

3.1.1 Kort om obligasjoner

Som et alternativ til bankfinansiering og andre finansieringsalternativer, kan et selskap – eller annen virksomhet – låne penger i markedet ved å utstede obligasjoner. En obligasjon er et standardisert lån hvor den opprinnelige løpetiden er på mer enn ett år og eieren av obligasjonen har rett på en forhåndsavtalt kontantstrøm. Kontantstrømmen består av det innbetalte beløpet – hovedstolen – i tillegg til forhåndsavtalte kupongrenter. Det vanligste er at hovedstolen blir tilbakebetalt i sin helhet på obligasjonens forfallstidspunkt, men den kan også tilbakebetales i avdrag sammen med kupongrentene.

3.1.2 Nullkupongobligasjonen

En nullkupongobligasjon er en obligasjon som kun har én utbetaling – hovedstolen ved forfall. Hvis obligasjonens hovedstol er på NOK 100, vil prisen på nullkupongobligasjonen være det vi er villig til å betale i dag for å motta NOK 100 når obligasjonen forfaller. Med andre ord, nåverdien av hovedstolen. Generelt kan vi betegne prisen på en nullkupongobligasjon som:

$$Pris = \frac{\text{Hovedstol}}{(1+r)^T}, \quad (1)$$

hvor $Pris$ er prisen på obligasjonen i dag når den forfaller på tidspunkt T , og r er annualisert rente hvor vi antar årlig forrentning. På grunn av den enkle tolkningen kan vi anse nullkupongobligasjonen som den grunnleggende byggestenen for alle rentepapirer (McDonald, 2014, s. 211).

3.1.3 Kupongobligasjonen

Til forskjell fra en nullkupongobligasjon, betaler en kupongobligasjon ut en avtalt kupong over obligasjonens løpetid, i tillegg til hovedstolen ved forfall. Den avtalte kupongen kan være både fast og flytende. Ved flytende rente vil kupongen bestå av et element som representerer nåværende markedsrente og et risikopåslag som representerer utsteders

kredittrisiko. Ved fast rente er kupongen fastsatt gjennom hele løpetiden, og den representerer både forventninger til markedsrenten og utsteders kredittrisiko. Generelt kan vi betegne prisen på en kupongobligasjon som:

$$Pris = \sum_{t=1}^T \frac{\text{Kupong}}{(1+r)^t} + \frac{\text{Hovedstol}}{(1+r)^T}, \quad (2)$$

hvor $Pris$ er prisen på kupongobligasjonen i dag, det første leddet er nåverdien av alle kupongutbetalingene over obligasjonens levetid, mens det siste leddet er nåverdien av hovedstolen som vi får tilbakebetalt på tidspunkt T .

3.1.4 Effektiv rente

En investor som vurderer å kjøpe en obligasjon, må bruke prisen, forfallsdato og kupongstørrelsen for å finne den forventede avkastningen som obligasjonen tilbyr over sin løpetid. Det vanligste målet på forventet avkastning er den effektive renten – også kjent som *yield to maturity* (YTM). YTM er den diskonteringsrenten som gjør at nåverdien til obligasjonens kontantstrøm er lik prisen på obligasjonen i dag. Vi kan tolke YTM som obligasjonens gjennomsnittlige årlige forventede avkastning, gitt av vi kjøper obligasjonen i dag og holder den til forfall. For å estimere obligasjonens YTM kan vi løse likning (1) og (2) med hensyn på rente, gitt at vi har obligasjonsprisen. For kupongobligasjonen er det da en forutsetning at vi reinvesterer alle kupongutbetalingene til den samme renten, mens for nullkupongobligasjonen vil YTM være det geometriske gjennomsnittet av terminrentene. Når jeg videre i teksten benevner obligasjonens yield er det da YTM jeg refererer til, hvis ikke annet er spesifisert. Obligasjonens yield, fratrukket risikofri rente, skal videre reflektere obligasjonen sin kredittmargin.

3.2 Risikofaktorer i obligasjonsmarkedet

I obligasjonsmarkedet er kredittmarginen den marginen som investor krever for å låne ut penger til utsteder. Marginen inneholder videre ulike risikopåslag som skal kompensere investor for forskjellige risikofaktorer. Risikopåslaget kalles ofte premie og kan i det norske obligasjonsmarkedet plasseres innenfor kredittrisiko, likviditetsrisiko og løpetidsrisiko (Norges Bank, 2020, s. 26).

3.2.1 Kredittrisiko

Kredittrisiko i obligasjonsmarkedet er risikoen for at utsteder misligholder sin forpliktelse og at investoren kun mottar deler eller ingenting av obligasjonens avtalte kontantstrøm.

En obligasjon som utstedes med høy kredittrisiko kontra en obligasjon som utstedes med lav kredittrisiko, må derfor kompensere investoren i form av høyere kupongrente for å gjøre investeringen tilstrekkelig attraktiv. I annenhåndsmarkedet vil endringer i utsteders kredittrisiko gi utslag i prisen på obligasjonen, slik at kredittpremien endres. Et fungerende og likvid annenhåndsmarked er derfor viktig, blant annet for å gi investorer informasjon om den løpende kredittrisikoen i obligasjonen. Samtidig er ikke kredittrisiko den eneste risikofaktoren som er priset inn, som gjør det vanskelig å vite hvor stor andel av kredittmarginen som kan tilskrives kredittpremien. Selskapets kredittrisiko er heller ikke eksplisitt observerbar, og det ville vært både vanskelig og ineffektivt hvis enhver investor skulle analysert kredittrisikoen i enhver obligasjon de skulle investere i. Som en konsekvens har vi kredittratingbyråer som har standardiserte prosedyrer for å rangere utsteder sin kredittverdighet og som videre gjør denne informasjonen tilgjengelig for investorer.

3.2.2 Likviditetsrisiko

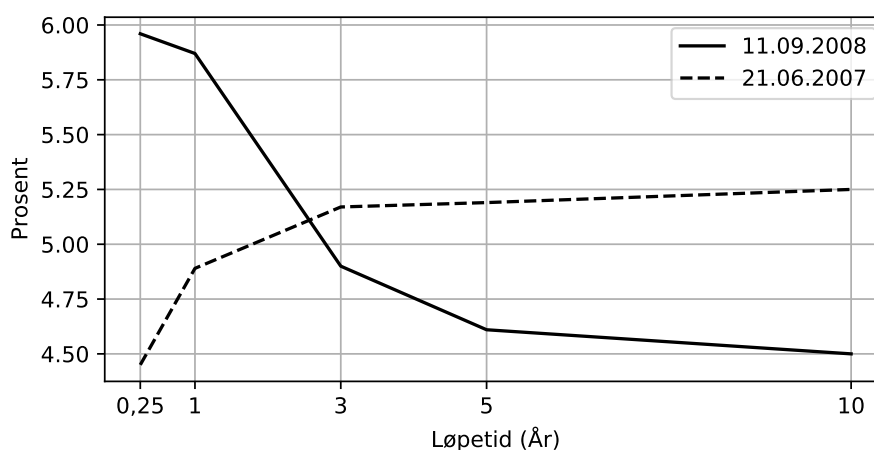
Likviditetsrisiko i obligasjonsmarkedet er risikoen for at investoren ikke får solgt obligasjonen til markedspris på grunn av mangel på kjøpere. Hvis likviditeten i obligasjonen blir liten, kan investoren havne i en situasjon der han ikke får solgt de obligasjonene han ønsker uten å gå betydelig ned i pris. Risikoaverse investorer krever typisk en kompensasjon for å ta på seg denne risikoen, som blir betegnet som likviditetspremien. Hvis det er lite likviditet i annenhåndsmarkedet vil det også føre til større usikkerhet forbundet med hva som er obligasjonens virkelige verdi. Økt usikkerhet kan igjen forsterke likviditetsproblemene i markedet og føre til at likviditetspremien øker. He og Xiong (2012) viser også at hvis likviditeten i markedet tørker inn vil det i tillegg til økt likviditetspremie føre til en økt kredittpremie. Grunnen er at når selskapet skal refinansiere eller utstede nye obligasjonslån, vil en stor likviditetspremie føre til høyere kupongrente på det nye obligasjonslånet, som vil si en høyere finansieringskostnad for selskapet og dertil høyere kredittrisiko.

3.2.3 Løpetidsrisiko og renterisiko

Løpetidsrisiko er risikoen som følger når investoren binder opp kapital over lengre tid. Fremtiden er forbundet med usikkerhet og løpetidsrisikoen vil derfor øke jo lenger tid det er til forfall på obligasjonen. Grunnen er enkel; jo lenger løpetid obligasjonen har, jo høyere er usikkerheten. Løpetidsrisiko skal blant annet kompensere investoren for renterisiko og valutarisiko, som er knyttet til usikkerhet om fremtidige markedsrenter og valuta-

kurs. Siden jeg i denne avhandlingen kun ser på obligasjoner som er notert i NOK, går jeg ikke dypere inn på valutarisiko. Renterisiko er risikoen for at markedsrentene endres, som videre påvirker avkastningskravet i markedet. I annenhåndsmarkedet vil da prisen på en obligasjon med fast kupongrente endres for å tilfredsstille det nye avkastningskravet, og prisutslaget vil være større jo lengre tid det er til obligasjonen forfaller. For en obligasjon med flytende kupongrente vil ikke prisen bli direkte påvirket av renteendringen. Kupongrenten til obligasjonen vil derimot endres og på den måten tilfredsstille det nye avkastningskravet.

Rentens terminstruktur viser forholdet mellom renter med ulike løpetid for et gitt instrument. Terminstrukturen kan illustreres ved en rentekurve der yield er en funksjon av de ulike løpetidene. Den rene forventningshypotesen, først diskutert av Fisher (1896), sier



Figur 1: Rentekurven for norske statslån. Figuren viser rentekurven på to ulike tidspunkter som er valgt på bakgrunn av illustrerende formål.

Kilde: Norges Bank

at for en gitt tidshorisont skal kombinasjoner av ulike løpetider innenfor den gitte tidshorisonten, gi lik avkastning. For eksempel skal en plassering i et instrument med to års løpetid gi lik avkastning som en plassering i et instrument med ett års løpetid, etterfulgt av en ny plassering i et instrument med løpetid på ett år. Basert på forventningshypotesen kan vi da regne oss frem til hva markedet forventer at ettårsrenten er om ett år. En stigende rentekurve vil derfor gi oss informasjon om at markedet forventer stigende kortsiktige renter, mens en dalende rentekurve vil gi oss informasjon om det motsatte. I empirisk testing av den rene forventningshypotesen blir en tidsvarierende løpetidspremie ofte nevnt som en årsak til at hypotesen forkastes. En normal løpetidspremie for terminrenter som begynner å løpe om ett år, har ligget i området 20–40 basispunkter (Brooke

mfl., 2003; Durré mfl., 2003). En svak stigende rentekurve kan derfor også implisere at markedet forventer uendrede renter.

Figur 1 illustrerer rentekurven for norske statslån med løpetid fra tre måneder til ti år. Vi kan se fra figuren at markedet forventet en rentenedgang den 11. september 2009, rett før Lehman Brothers gikk konkurs, mens over et år tidligere, den 21. juni 2007, forventet markedet stigende markedsrenter.

4 Det norske obligasjonsmarkedet

For å analysere kredittmarginene i det norske obligasjonsmarkedet er det viktig å forstå strukturelle karakteristikk ved markedet. Siden jeg i analysen ser på bankobligasjoner, obligasjoner med fortrinnsrett, industriobligasjoner og kraftobligasjoner, fokuserer jeg i hovedsak på disse utstedergruppene i dette kapitlet.

4.1 Markedsplassene

Handel av norske obligasjoner og andre gjeldspapirer foregår primært «over-the-counter» (OTC), som vil si at kjøpere og selgere tar kontakt med hverandre, ofte via en obligasjonsmegler. I tillegg kan investorer handle obligasjoner på Oslo Børs (OSE) og den selvregulerte markedsplassen Nordic ABM (ABM), som driftes og administreres av OSE. På OSE har det vært handlet gjeldspapirer siden 1881, mens ABM ble etablert i 2005 som et alternativ til OSE. Siden OSE er en regulert markedsplass i henhold til MiFID⁶, er det en strengere prosess å notere et obligasjonslån på OSE enn det er på ABM. Før notering på OSE må låneprospektet godkjennes av Finanstilsynet og selskapet som noterer lånet plikter blant annet å utarbeide regnskap i henhold til IFRS standard⁷. ABM på den annen side er tilrettelagt for selskaper som ikke følger IFRS standard og som ikke har behov av å møte de kravene som stilles på OSE. Noteringsprosessen på ABM er derfor raskere og enklere.

I tabell 1, hvor jeg viser omsetningen på OSE og ABM, ser vi at handelen av bankobligasjoner primært foregår på ABM, mens handelen av OMF primært foregår på OSE. Gruppen *Industri mm* inneholder både *high yield*- og *investment grade*-obligasjoner, innenfor både kraft- og industrisektoren. Det er derfor vanskelig å filtrere ut *investment grade*-industriobligasjonene og kraftobligasjonene, men av tabellen ser vi at obligasjonene til gruppen som helhet primært omsettes på OSE.

4.2 Utstederne

Utstederne i det norske obligasjonsmarkedet er i hovedsak den norske stat, kommuner, banker, kredittforetak og ikke-finansielle foretak. Den klart største enkeltutstederen er staten, som først og fremst låner penger i obligasjonsmarkedet for å dekke budsjettun-

⁶EU-direktivet «Markets and Financial Instruments Directive» ble etablert i EØS-området i 2007, med hensikt å bedre investorbeskyttelsen på tvers av landegrenser. MiFID er implementert i norsk lov og fastsetter krav til verdipapirforetakenes virksomhet.

⁷International Financial Reporting Standards er regnskapsstandarder som utarbeides av IFRS Foundation og International Accounting Standards Board (IASB), hvor formålet er å gjøre regnskapet til børsnoterte selskaper forståelig og sammenlignbart for interessenter på tvers av nasjonale grenser.

Tabell 1: Omsetning på OSE og ABM i mrd. NOK. *Industri mm* inneholder både *high yield*- og *investment grade*-obligasjoner innenfor både kraft- og industrisektoren.

År	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Oslo Børs										
Bank og forsikring	52	46	32	18	19	20	26	27	41	70
OMF	7	11	26	113	124	175	256	237	279	263
Industri mm	24	30	26	33	54	93	98	78	77	98
Nordic ABM										
Bank & forsikring	71	70	104	128	148	219	245	212	214	281
OMF	1	2	10	17	27	47	51	48	65	76
Industri mm	5	6	6	7	8	16	20	17	18	19

Kilde: Euronext

derskudd og for å styrke valutareservene. På grunn av betydelige petroleumsinntekter og dertil lite lånebehov, er det norske statsobligasjonsmarkedet lite i internasjonal sammenheng. Samtidig er det viktig for finansmarkedene at det alltid er statsobligasjoner i omløp fordi de blir regnet som risikofrie, og fungerer derfor som referanserenter for andre obligasjoner og verdipapirer. Staten sprer derfor statslånene over ulike løpetider, slik at det alltid er observerbare referanserenter i markedet med løpetid på opptil ti år.

Tabell 2: Antall lån børsnotert på OSE og ABM ved utgangen av året etter relevant utstedersektor. *Industri mm* inneholder både *high yield*- og *investment grade*-obligasjoner innenfor både kraft- og industrisektoren.

År	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Oslo Børs										
Bank og forsikring	155	116	75	60	48	48	59	60	67	71
OMF	19	30	56	91	115	136	145	140	132	123
Industri mm	156	168	174	189	217	257	298	298	307	326
Nordic ABM										
Bank og forsikring	384	418	491	526	619	708	786	823	907	1001
OMF	7	9	30	60	76	89	89	76	74	76
Industri mm	55	62	70	67	80	109	123	118	108	99

Kilde: Euronext

Bankene og kredittforetakene er sett over ett den største gruppen av utstedere i det norske obligasjonsmarkedet, hvor de står for i underkant av halvparten av det totalt

utestående volumet. Bankene kan gjennom obligasjonsmarkedet, finansiere seg mer langsiktig enn det de kan i innskudds- og pengemarkedet. I internasjonal målestokk henter de norske bankene en høy andel av sin finansiering gjennom obligasjonsmarkedet. Bankene har også opprettet egne kredittforetak hvor de overfører trygge lån innenfor bolig og næringsseidom. Siden 2007 har disse kredittforetakene i Norge utstedt obligasjoner med fortrinnsrett (OMF), hvor obligasjonseieren har sikkerhet i blant annet utlånsmassen. OMF blir regnet som obligasjoner med svært liten kredittrisiko, understøttet av at det så langt ikke har vært misligholdt en OMF i Norge. I Tyskland har det ikke vært misligholdt en OMF siden 1769. Heller ikke Danmark, Frankrike og Spania, som har en lang historie med obligasjoner med fortrinnsrett, har det vært mislighold (Bakke mfl., 2010).

Av tabell 2 kan vi se at sektoren bank og forsikring har hatt en betydelig vekst i antall børsnoterte obligasjonslån fra 2008, hvor det i tillegg er en vridning mot at lånene blir børsnotert på ABM istedenfor OSE. En relativ større vekst har det vært i antall OMF, som er naturlig siden disse først ble introdusert i 2007. I tabell 3, som viser utestående obligasjonsgjeld på OSE og ABM, kan vi se at OMF fra 2011 har det høyeste utestående beløpet av de tre gruppene. Samtidig er antall børsnoterte lån desidert minst for OMF, som vil si at gjennomsnittlig lånebeløp er vesentlig høyere for OMF enn for de to andre gruppene.

Tabell 3: Utestående obligasjonsgjeld på OSE og ABM i mrd. NOK etter relevant utstedersektor. *Industri mm* inneholder både *high yield*- og *investment grade*-obligasjoner innenfor både kraft- og industrisektoren.

År	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Oslo Børs										
Bank og forsikring	90	75	56	48	45	48	51	67	96	113
OMF	29	80	118	230	281	322	339	363	414	411
Industri mm	87	98	104	114	139	173	215	224	222	237
Nordic ABM										
Bank og forsikring	142	165	200	215	244	252	271	281	285	308
OMF	7	7	17	34	49	59	57	59	62	70
Industri mm	21	20	25	25	31	47	60	63	56	45

Kilde: Euronext

Utstedere i gruppen ikke-finansielle foretak domineres av bedrifter i sektorene olje, gass og shipping. Det er mer vanlig å ha fast kupongrente blant disse obligasjonene, fordi

det gir bedriftene en relativt mer forutsigbar utgift i forhold til flytende kupongrente. I statistikken fra Euronext faller ikke-finansielle foretak under kategorien *Industri mm.*

4.3 Første- og annenhåndsmarkedet

Markedet hvor obligasjoner blir utstedt kalles førstehåndsmarkedet. Her kan aktører som ønsker langsiktig finansiering møte investorer som ønsker langsiktig sparing. De vanligste måtene å utstede obligasjoner på OSE og ABM er gjennom bokbyggingsprosesser⁸ eller gjennom rettede emisjoner⁹. Statsobligasjoner på den annen side utstedes gjennom likprisauksjoner¹⁰. Fra 2006 ble det bestemt at det bare er et utvalg av banker, kalt primærhandlere¹¹, som kan delta i auksjonene på statsobligasjoner. Primærhandlerne har enerett, men også en plikt til å delta i auksjonene.

Etter utstedelse av en obligasjon i førstehåndsmarkedet kan investorer omsette obligasjonen videre i annenhåndsmarkedet. Annenhåndsmarkedet er preget av at handel foregår OTC, typisk via et meglerhus som hjelper investorene med å finne en motpart. Dersom utsteder forventer høy omsetning av obligasjonen i annenhåndsmarkedet, kan utsteder notere obligasjonen på OSE eller ABM, og på den måten få tilgang til en større investorbase. Notering på OSE kan derfor bedre likviditeten til obligasjonen og videre redusere likviditetspremien. I tillegg til enerett på å delta i auksjonene på statsobligasjoner, plikter primærhandlerne aktivt å stille både bindende kjøps- og salgskurs for et minimumsvolum i alle utestående statsobligasjoner og statskasseveksler. Dette bidrar til likviditet i markedet for statslån og løpende informasjon om de effektive statsrentene. Obligasjonshandel mellom aktører som ikke er medlem av OSE vil ikke fanges opp i statistikken til OSE. Det finnes flere handelsplattformer for statsobligasjoner, og siden en stor andel av aktørene i det norske statsobligasjonsmarkedet er utlendinger, kan det potensielt være et stort omsetningsvolum som ikke fanges opp i statistikken til OSE.

⁸Obligasjonene selges ved hjelp av megler som kontakter potensielle investorer og bygger en bok ut fra interessen til investorene.

⁹Obligasjonene selges direkte til et fåtall investorer, ofte bare én, uten markedsføring.

¹⁰Alle som blir tildelt obligasjoner i auksjonen betaler den samme prisen, som tilsvarer den laveste prisen som ble gitt tildeling.

¹¹Primærhandlerne består i dag av DNB, Danske Bank, Nordea og Skandinaviska Enskilda Banken.

5 Data

Perioden jeg undersøker strekker seg fra januar 2008 til desember 2017. Undersøkelsesperioden dekker med det 10 år og tre delperioder som jeg karakteriserer med markedsure; den globale finanskrisen, gjeldskrisen i Europa, og oljekrisen. Videre definerer jeg tidsperiodene for de respektive delperiodene som følgende: finanskrisen, 1. januar 2008 - 31. desember 2009; gjeldskrisen, 1. januar 2010 - 31. desember 2014; oljekrisen, 1. januar 2015 - 31. desember 2017. Som grunnlag for den empiriske analysen har jeg brukt et datasett med 197.024 obligasjonshandler – alle obligasjonshandlerne som er gjort på ABM og OSE i hele undersøkelsesperioden. Datasettet har jeg fått fra Oslo Børs. Hver obligasjonshandel er rapportert med en rekke mikrodata som blant annet handelstidspunkt, ISIN¹², handelstype, valuta, volum, pris, utsteder, tid til forfall (TTM) og kupongtype. I tillegg er hver handel plassert innenfor en gruppe, som er basert på kredittkvalitet, bransje og obligasjonens prioritet i gjeldsstrukturen til utsteder.

For at kredittmarginene skal være mest mulig sammenlignbare har jeg ekskludert alle handler hvor obligasjonen ikke er notert i NOK, og alle handler i obligasjoner som har en form for opsjon (call, put og lignende). Videre ekskluderer jeg alle handler som er rapportert i gruppene HY (*high yield*) Industri og HY, i tillegg til alle grupper som består av mindre enn 1.000 handler. Etter ekskluderingsene sitter jeg igjen med 100.447 obligasjonshandler som tilhører gruppene Bank, OMF, Kraft og IG (*investment grade*) Industri. Bank- og OMF-gruppene er videre delt inn i seks undergrupper; Bank1-Bank6 og OMF1-OMF6, hvor Bank1 og OMF1 inneholder de mest kredittverdige obligasjonene etter størrelse på utsteder og sikkerhet¹³. Videre «winsorizer» jeg de 0,5% høyeste og laveste kredittmarginene i hver gruppe, som betyr at alle verdier over den 99,5. persentilen og under den 0,5. persentilen, settes lik den henholdsvis 99,5. og 0,5. persentilen. Dette er gjort etter en subjektiv vurdering av datamaterialet, der jeg observerer ekstremverdier på grunn av mulige målefeil i datasettet. Til slutt fjerner jeg alle handler i obligasjoner som har mindre enn tre måneder igjen til forfall. Grunnen er at obligasjonene handles til mindre og mindre marginer jo nærmere de kommer forfall. Små marginer vil være svært sensitive til valg av referanserate som vi måler marginen over, og kan derfor potensielt forårsake unødvendig støy i analysen. I tillegg påvirkes kredittmarginen til de aller korteste obligasjonene potensielt av andre faktorer enn de lengre obligasjonene. Etter alle ekskluderinger består

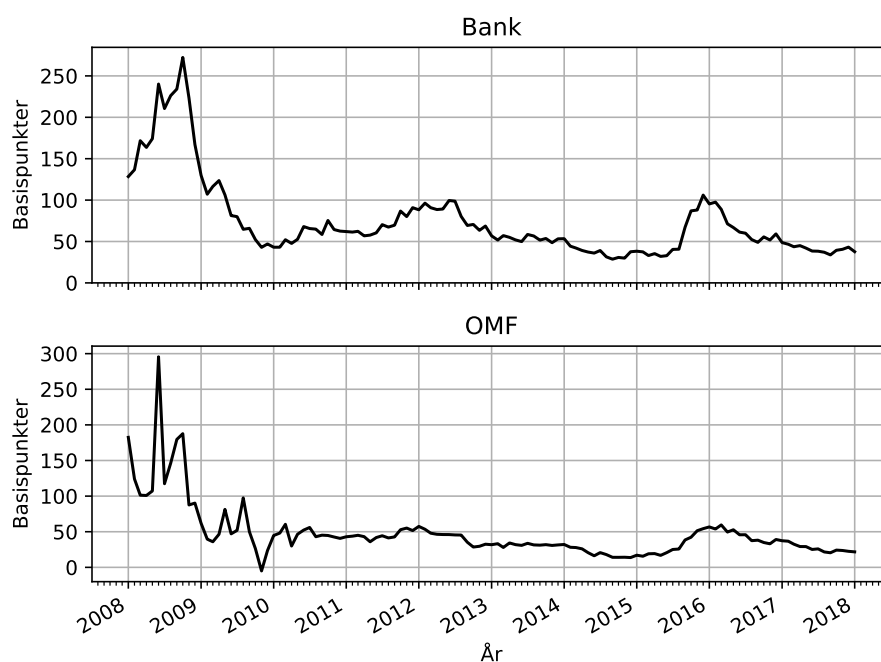
¹²International Securities Identification Number (ISIN). Alle verdipapirer har en unik ISIN som brukes for å identifisere det spesifikke verdipapiret.

¹³Se Appendiks F for informasjon om hvilke utstedere som tilhører de ulike gruppene.

datasettet av 85.911 obligasjonshandler. Siden datamaterialet består av obligasjonshandler i ulike obligasjoner over tid, og handlene skjer på inkonsistent frekvens, kan datasettet karakteriseres som et ubalansert paneldatasett. For å gjøre datasettet mindre ubalansert, uten å miste for mange observasjoner, konstruerer jeg ukesgjennomsnittet av kredittmarginen for hver unike ISIN. Jeg beregner også ukesgjennomsnittet av alle tilhørende mikrodata, bortsett fra volum, som jeg aggregerer over hver uke. Det endelige datasettet består av 51.901 observasjoner fordelt på 2.322 unike ISIN.

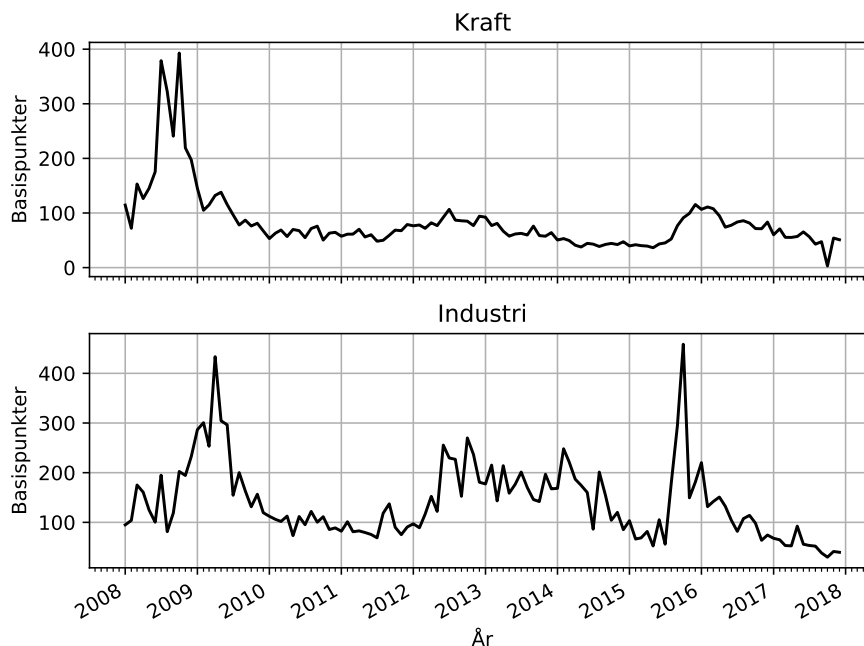
5.1 Kredittmarginen

I datasettet har jeg beregnet kredittmarginen for hver handel som yield over 3-måneders NIBOR for obligasjonene med flytende kupongrente, og som yield over 6-måneders swaprente for fastrenteobligasjonene. Etter korrespondanse med Folketrygdfondet er det disse referanserentene som er «standard» i det norske obligasjonsmarkedet.



Figur 2: Gjennomsnittlig kredittmargin for bankobligasjoner og OMF. Figuren viser månedsgjennomsnittet av kredittmarginen, fra januar 2008 til desember 2017. Gjennomsnittet er beregnet på bakgrunn av alle transaksjoner i den respektive måneden, uavhengig av gjenværende løpetid på obligasjonene.

Figur 2 viser gjennomsnittet av kredittmarginene for bankobligasjonene og for OMF. For denne figuren, og for alle etterfølgende figurer i kapitlet, har jeg konstruert variablene på månedsgjennomsnitt. Det er gjort for å eliminere støy i tidsseriene, uten at det går

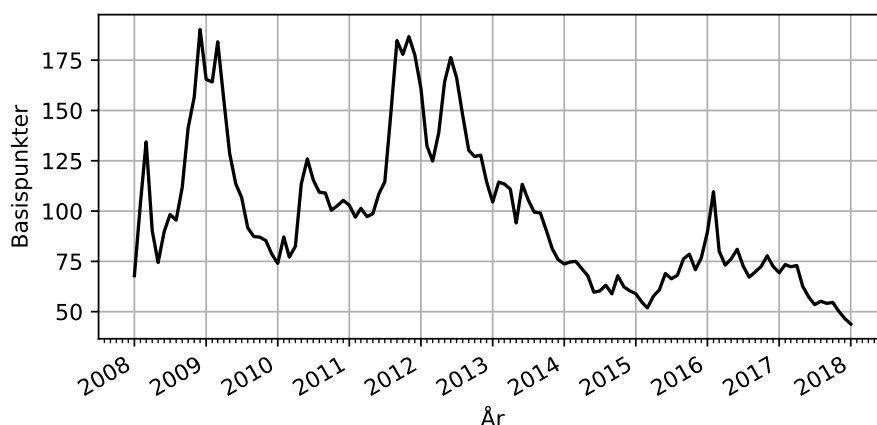


Figur 3: Gjennomsnittlig kredittmargin for kraft- og industriobligasjoner. Figuren viser månedsgjennomsnittet av kredittmarginen, fra januar 2008 til desember 2017. Gjennomsnittet er beregnet på bakgrunn av alle transaksjoner i den respektive måneden, uavhengig av gjenværende løpetid på obligasjonene.

på bekostning av det illustrerende formålet – som er å vise variablene sin utvikling over tid. For OMF er det lite data i 2008 og 2009, som gjør at den gjennomsnittlige kredittmarginen i denne perioden ikke nødvendigvis er representativ. Når det er sagt, ser vi at de gjennomsnittlige kredittmarginene steg betydelig i forbindelse med finanskrisen, med opptil 300 basispunkter for begge gruppene. I gjeldskrisen og oljekrisen ser vi en moderat økning i de gjennomsnittlige kredittmarginene for begge gruppene, men med en forholdsvis mindre økning for OMF enn for bankobligasjonene. I tillegg er økningen forsvinnende liten for OMF under gjeldskrisen. I resten av utvalgsperioden er kredittmarginene relativt stabile for begge gruppene, men med noe høyere variasjon for bankobligasjonene. I figur 3 ser vi at både kraft- og industriobligasjonene hadde en markant økning i de gjennomsnittlige kredittmarginene under finanskrisen, med en global topp på 400 basispunkter for kraftobligasjonene og en lokal topp på over 400 basispunkter for industriobligasjonene. Kraftobligasjonene ser deretter ut til å ha stabilisert seg på et nivå i underkant av 100 basispunkter, mens industriobligasjonene har vært mer varierende, med en kraftig økning og global topp på over 400 basispunkter i oljekrisen.

5.2 iTraxx

For å kontrollere for kredittrisiko i kredittmarginene bruker jeg «Markit iTraxx europe index» (iTraxx), som er en indeks bestående av *credit default swaps* (CDS) for et utvalg europeiske selskaper. En CDS er et finansielt instrument som forsikrer hovedstolen og fremtidige kupongrenter i en obligasjon mot mislighold, mot at kjøperen av CDS-kontrakten betaler en premie til CDS-utstederen. Endringer i CDS-premien skal derfor reflektere kredittpremien i den underliggende obligasjonen. På den annen side vil ikke CDS-premien gi et nøyaktig anslag på kredittpremien fordi CDS-premien også blir påvirket av andre risikofaktorer som likviditetsrisiko og motpartsrisiko. Indeksen er konstruert med et utvalg av europeiske selskaper og det er derfor en reell fare for at indeksen ikke er representativ for det norske markedet. For eksempel er norske banker i høyere grad eksponert mot olje- og gassnæringen enn det gjennomsnittet av europeiske selskaper er. Faren er blant annet at indeksen kan undervurdere kredittrisikoen i det norske markedet under oljekrisen.



Figur 4: iTraxx. Figuren viser månedsgjennomsnittet av iTraxx fra januar 2008 til desember 2017.

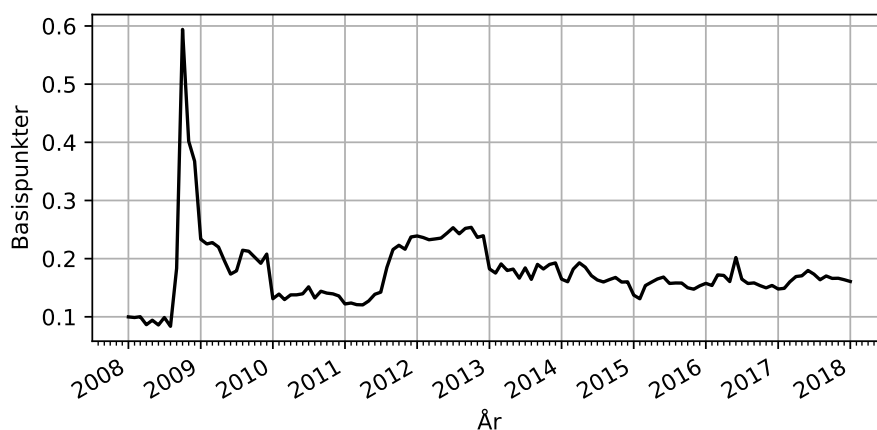
Daglig data for iTraxx har jeg hentet fra Thomson Reuters Eikon. I figur 4 viser jeg utviklingen til iTraxx over hele perioden. Vi ser at iTraxx generelt er betydelig mer volatil enn både S-spread og TED-spread, og er preget av to markante topper som sammenfaller med utbruddet av finanskrisen og deler av gjeldskrisen. I tillegg kan vi se en lokal topp i starten av 2016 som samsvarer med økt kredittrisiko i oljekrisen.

5.3 S-spread

Dette likviditetsmålet er – med inspirasjon fra Acharya mfl. (2013) – konstruert som det vektete gjennomsnittet av den relative bid-ask spreaden til alle statslån som til enhver tid er aktive i markedet. Primærhandlerne plikter å oppgi daglig kjøps- og salgskurs på alle aktive statslån, som jeg har hentet fra databasen TITLON. For enkelhets skyld kaller jeg målet for S-spread. S-spread på dag t konstruerer jeg som:

$$\text{S-spread}_t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \frac{\text{ask}_{it} - \text{bid}_{it}}{\text{midprice}_{it}}, \quad (3)$$

hvor N_t er antall aktive statslån på dag t , ask_{it} er salgskursen til statslån i på dag t , bid_{it} er kjøpskursen til statslån i på dag t og midprice_{it} er gjennomsnittet av kjøps- og salgskursen til statslån i på dag t . Motivasjonen bak målet er basert på funnene om at det eksisterer en felles likviditetsfaktor som påvirker kredittmarginene på tvers av obligasjoner (Brunnermeier & Pedersen, 2009; Chordia mfl., 2005). Vi antar samtidig at norske statsobligasjoner er risikofrie. Bid-ask spreaden til norske statsobligasjoner skal derfor ikke være påvirket direkte av endringer i kredittrisiko, men heller potensielt endringer i markedslikviditet. Samtidig vet vi at statsobligasjonene er de mest likvide obligasjonene i det norske markedet. Dersom markedslikviditeten i statsobligasjoner blir dårlig, vil det være sannsynlig at markedslikviditeten i andre obligasjoner også forverrer seg. Jeg ser derfor på S-spread som en proxy for den generelle likviditeten i det norske obligasjonsmarkedet.

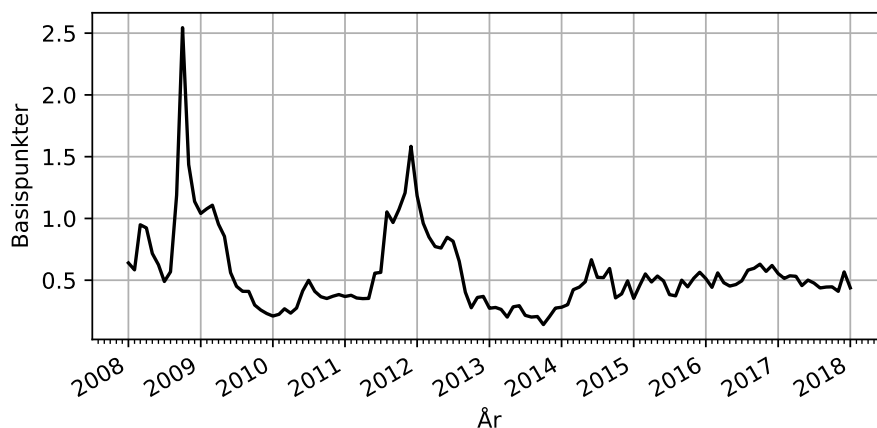


Figur 5: S-spread. Figuren viser månedsgjennomsnittet av S-spread fra januar 2008 til desember 2017.

I figur 5 ser vi at S-spread nådde en global topp i september 2008 da Lehman Brothers gikk konkurs. I etterkant har S-spread vært relativt stabil, men med noe høyere nivåer i 2009 og fra midten av 2011 til utgangen av 2012.

5.4 TED-spread

For det amerikanske markedet er TED-spreaden betegnet som differansen mellom 3-måneders LIBOR og 3-måneders statsrente. Siden statsrentene blir vurdert som risikofrie, vil differansen bestå av risikopåslaget på LIBOR. En høy TED-spread vil normalt indikere at bankene vurderer motpartsrisikoen i interbankmarkedet som høy, som videre kan føre til motvillighet til å gi fra seg likviditet og dertil finansieringsproblemer for bankene. Under finanskrisen kunne vi observere at likviditetsproblemer i interbankmarkedet i USA smittet over på interbankmarkedene i Europa og videre til de fleste andre finansielle markeder. Jeg vurderer det derfor slik at TED-spread kan være en proxy for generell markedslikviditet i obligasjonsmarkedet, selv om målet ikke er et rent likviditetsmål og sannsynligvis også vil fange opp kredittrisiko. For å konstruere en TED-spread for det norske obligasjonsmarkedet tar jeg renten på 3-måneders NIBOR trukket fra 3-måneders statsrente. NIBOR er basert på et panel med NIBOR-banker¹⁴, som innrapporterer den renten de ville krevd for å låne ut et usikret beløp i interbankmarkedet i norske kroner til en ledende bank. NIBOR skal derfor reflektere det generelle rentenivået i interbankmarkedet. Data på NIBOR er hentet fra Norges Bank og Norske Finansielle Referanser AS (NoRe).



Figur 6: TED-spread. Figuren viser månedsgjennomsnittet av TED-spread fra januar 2008 til desember 2017.

¹⁴Per 01.05.2021 er NIBOR-bankene representert ved DNB Bank ASA, Danske Bank A/S, Svenska Handelsbanken AB, Nordea Bank ABP, SEB AB og Swedbank AB. NIBOR blir kalkulert som gjennomsnittet av de innrapporterte rentene med løpetid på 1 uke, 1 måned, 2 måneder, 3 måneder og 6 måneder. Før gjennomsnittet blir beregnet blir de to høyeste og laveste renteverdiene fjernet, hvis mer enn syv banker har rapportert. Hvis fem, seks, eller syv banker har rapportert renter, blir kun den høyeste og laveste renteverdien fjernet. Hvis mindre enn fem banker har rapportert, blir alle renteverdiene brukt til å beregne gjennomsnittet.

Videre er TED-spread på dag t , konstruert etter følgende metode:

$$\text{TED-spread}_t = 3\text{-mnd. NIBOR}_t - 3\text{-mnd. statsrente}_t. \quad (4)$$

I figur 6 ser vi at TED-spread i likhet med S-spread nådde en global topp i september 2008, som indikerer at markedslikviditeten var lav under finanskrisen. I tillegg ser vi en lokal topp mot slutten av 2011, under gjeldskrisen. Bortsett fra disse to periodene er TED-spread tilsynelatende stabil rundt 50 basispunkter.

5.5 IR-spread

Fra rentekurven kan vi, basert på forventningshypotesen, observere markedets forventninger vedrørende fremtidige renter. For å konstruere en proxy for renterisiko tar jeg derfor 10-års statsrente fratrukket 3-måneders NIBOR, som vil være en indikator på markedets forventninger til fremtidige markedsrenter. Jeg kaller variabelen for IR-spread. En lav eller negativ verdi for IR-spread vil bety at markedet forventer en nedgang i markedsrentene, mens en høy verdi vil bety at markedet forventer at markedsrentene øker. Jeg konstruerer IR-spread på dag t etter følgende metode:

$$\text{IR-spread}_t = 10\text{-års statsrente}_t - 3\text{-mnd. NIBOR}_t. \quad (5)$$

6 Dekomponering av kredittmarginer

6.1 Deskriptiv statistikk

I tabell 4 presenterer jeg deskriptiv statistikk for kredittmarginene til de ulike utstedergruppene i finans-, gjelds- og oljekrisen. Vi ser at for bankobligasjonene var gjennomsnittlig kredittmargin på 102,74–156,27 basispunkter i finanskrisen, 54,97–65,05 basispunkter i gjeldskrisen og 43,17–56,29 basispunkter i oljekrisen. Persentilene viser at variasjonen i kredittmarginene er stor, spesielt i finanskrisen hvor marginen mellom den 5. og 95. persentilen spriker mellom -0,13 og 404,73 basispunkter for gruppen Bank2. De andre bankgruppene har også et relativt stort sprik, med unntak av gruppene Bank4 og Bank6. Det er tydelig at kredittmarginene var høyest i finanskrisen for alle bankgruppene, hvorav gruppe Bank4 og Bank6 hadde de laveste marginene. I utgangspunktet er det siste overraskende, da jeg antar at Bank1 med de sikreste obligasjonene skal ha lavest gjennomsnittlig margin. Et lavt antall observasjoner og unike ISIN for Bank4 og Bank6 gjør imidlertid at gjennomsnittet og persentilene for disse gruppene tvisomt er representativt for gruppene som helhet gjennom hele perioden. Det er også tydelig at gjennomsnittlig kredittmargin for Bank4 og Bank6 dras ned på grunn av få høye observasjoner, som vi kan se av den 75. og 95. persentilen for gruppene.

Tabell 4: Deskriptiv statistikk for kredittmarginer. Tabellen viser fordelingen av ukесgjennomsnittet til kredittmarginene, fra den 5. persentilen, $Q_{0.05}$, til den 95. persentilen, $Q_{0.95}$, samt gjennomsnitt (Mean), standardavvik (Std.dev), antall observasjoner (Obs) og antall unike ISIN (ISIN). Alle obligasjonsgruppene er representert i tabellen.

	$Q_{0.05}$	$Q_{0.25}$	$Q_{0.50}$	$Q_{0.75}$	$Q_{0.95}$	Mean	Std.dev	Obs	ISIN
Panel A: 01.01.2008 - 31.12.2009									
Bank1	3.38	53.8	104.66	162.37	319.43	118.79	93.51	442	22
Bank2	-0.13	49.75	124.67	258.49	404.73	156.27	129.81	3118	171
Bank3	9.75	50.89	118.89	209.72	390.82	147.64	121.05	1219	94
Bank4	8.82	60.44	113.63	155.16	213.87	108.16	62.57	135	16
Bank5	5.58	51.12	114.9	192.41	387.6	138.46	111.69	476	49
Bank6	2.6	59.86	84.87	160.2	210.05	102.74	68.5	57	8
Kraft	23.56	61.88	105.18	157.47	373.8	137.34	137.0	479	38
Industri	17.92	100.05	170.4	258.99	412.1	208.37	239.82	437	37

Panel B: 01.01.2010 - 31.12.2014

Bank1	3.99	23.92	55.05	85.01	156.23	59.97	43.83	1064	34
Bank2	4.83	24.47	50.0	83.1	131.91	57.0	41.72	7586	253
Bank3	8.14	25.04	48.56	78.95	126.05	54.97	38.0	4083	193
Bank4	15.61	32.81	57.01	88.07	128.26	62.19	36.03	1281	66
Bank5	13.08	33.11	59.31	90.14	138.65	65.05	39.68	2402	158
Bank6	19.69	32.34	55.83	84.04	120.02	60.18	32.59	757	66
OMF1	4.09	18.99	32.7	46.78	66.89	33.39	19.18	2093	41
OMF2	2.92	22.53	37.0	47.01	62.05	34.52	18.44	559	16
OMF3	1.38	15.74	27.67	41.96	64.96	29.7	19.49	934	27
OMF4	-0.01	14.24	26.41	44.85	69.9	30.36	22.71	1839	65
OMF5	2.64	15.84	30.87	55.0	74.21	34.99	23.48	500	25
OMF6	7.89	24.88	45.27	59.57	80.59	43.47	23.66	490	29
Kraft	17.55	39.88	62.37	84.12	119.96	63.7	31.53	1482	73
Industri	26.7	52.73	92.05	133.86	560.21	131.29	146.93	1671	83

Panel B: 01.01.2015 - 31.12.2017

Bank1	14.66	23.75	35.04	53.9	101.9	43.17	25.74	380	8
Bank2	15.51	27.76	40.98	60.07	106.28	47.88	28.87	3029	107
Bank3	16.86	29.32	43.18	60.97	111.94	49.69	28.34	2438	119
Bank4	20.62	32.16	46.54	64.53	110.46	52.3	27.1	899	43
Bank5	21.92	34.93	49.11	69.11	122.55	56.29	29.83	1665	104
Bank6	22.02	33.26	45.07	64.77	107.95	52.26	26.36	651	53
OMF1	1.27	16.03	27.93	41.5	61.99	29.37	18.04	1927	41
OMF2	2.28	16.67	28.02	41.51	61.17	29.56	17.93	1015	24
OMF3	5.01	19.1	32.0	46.0	68.23	33.42	18.92	1285	37
OMF4	1.98	13.95	27.92	43.52	74.93	30.59	21.96	989	48
OMF5	5.38	22.76	36.6	52.07	77.98	38.37	21.57	591	26
OMF6	9.79	24.9	36.0	51.94	80.32	39.34	21.52	398	24
Kraft	24.98	41.2	58.7	81.8	130.02	66.05	38.99	776	42
Industri	25.51	41.75	60.87	92.45	173.75	96.38	182.52	1261	65

Generelt kan det se ut til å være et problem å sammenligne på tvers av gruppene fordi det er store sprik i antall observasjoner, antall unike ISIN, og ikke minst; hvilke uker som er mest representert gjennom periodene. Kredittmarginen til bankobligasjonene var desidert høyest i ukene rundt konkursen av Lehman Brothers den 15. september 2008. Om det er få observasjoner innenfor disse ukene i gruppene vil det dra ned gjennomsnittlig

margin, noe som kan være tilfellet med Bank4 og Bank6. Ser vi bort fra finanskrisen er det imidlertid en tendens til at persentilene og de gjennomsnittlige kredittmarginene øker gradvis mellom Bank1 og Bank6, som intuisjonen skulle tilsi.

For obligasjonene med fortrinnsrett er det også en tendens til at persentilene og de gjennomsnittlige kredittmarginene øker gradvis mellom OMF1 og OMF6. Gjennomsnittlig margin er på 29,70–34,99 for gjeldskrisen, og på 29,37–39,34 for oljekrisen. Vi kan se at spredningen mellom den 5. og 95. persentilen er lavere for alle OMF-gruppene enn den er for bankgruppene, noe som ikke er overraskende siden det skal være mindre kredittrisiko i en OMF enn i en bankobligasjon, alt annet likt. Det burde derfor være større variasjon i kredittmarginene til bankobligasjonene på grunn av variasjon i kredittrisiko. En annen mulig årsak til den relativt større spredningen, kan være at bankobligasjonene i høyere grad blir påvirket av variasjonen i markedslikviditet enn det OMF blir. OMF er de mest likvide obligasjonene etter statsobligasjonene, slik at det synes å være en rimelig antakelse.

Kredittmarginene til kraftobligasjonene er på et tilsynelatende likt nivå som bankobligasjonene i finanskrisen, men med en betydelig høyere 5. persentil, som kan tyde på at investorer anser bankobligasjoner som sikrere enn kraftobligasjoner i gode tider. I gjeldskrisen er kredittmarginene til kraftobligasjonene på et tilnærmet likt nivå som de øverste av bankgruppene, men med en noe høyere 25. og 50. persentil. I oljekrisen er kredittmarginene til kraftobligasjonene jevnt over høyere enn bankobligasjonene for alle persentiler.

Industriobligasjonene skiller seg ut fra resten av obligasjonsgruppene ved at de jevnt over har betydelig høyere kredittmargin og et langt høyere standardavvik, spesielt i gjelds- og oljekrisen. I finanskrisen har industriobligasjonene også høyere gjennomsnittlig margin enn de andre gruppene, men om vi ser på den 95. persentilen er de på nivå med bankobligasjonene, om noe høyere. Det høye standardavviket tilsier at det er store variasjoner i marginene innad i industrigruppen. Industrigruppen består av industriobligasjoner som alle er klassifisert som *investment grade*, men det er antakeligvis større forskjeller i kredittrisiko mellom disse obligasjonene enn det er for OMF, bank-, og kraftobligasjonene som er forankret i én sektor. Industrigruppen er derimot forankret i ulike sektorer som eiendom, telekom, konsumvarer og IT, som gjør at aggregerte sjokk i kredittrisiko kan slå asymmetrisk ut på kredittmarginene i gruppen.

I tabell 5 presenterer jeg korrelasjonskoeffisientene til alle variablene i utstedergruppene Bank, OMF, Kraft og Industri. En korrelasjonskoeffisient på 1 tilsier perfekt korrelasjon, -1 tilsier perfekt negativ korrelasjon, og 0 tilsier ingen korrelasjon. Panel A og B inneholder observasjoner for alle Bank- og OMF-gruppene samlet.

Tabell 5: Korrelogram. Tabellen viser korrelasjonen mellom kredittmarginen (margin) og forklaringsvariablene, for de fire obligasjonsgruppene. For Bank og OMF er alle de seks undergruppene slått sammen.

Panel A: Bank					
	Kredittmargin	TED-spread	S-spread	iTraxx	IR-spread
TED-spread	0.45				
S-spread	0.14	0.51			
iTraxx	0.32	0.54	0.44		
IR-spread	-0.44	-0.34	-0.08	-0.20	
TTM	0.42	0.06	0.01	0.09	-0.04

Panel B: OMF					
	Kredittmargin	TED-spread	S-spread	iTraxx	IR-spread
TED-spread	0.28				
S-spread	0.15	0.40			
iTraxx	0.36	0.45	0.59		
IR-spread	-0.13	-0.25	-0.23	-0.30	
TTM	0.58	0.07	0.09	0.26	-0.06

Panel C: Kraft					
	Kredittmargin	TED-spread	S-spread	iTraxx	IR-spread
TED-spread	0.30				
S-spread	0.09	0.50			
iTraxx	0.22	0.52	0.44		
IR-spread	-0.25	-0.33	-0.11	-0.23	
TTM	0.24	0.03	-0.08	0.02	0.02

Panel D: Industri

	Kredittmargin	TED-spread	S-spread	iTraxx	IR-spread
TED-spread	0.07				
S-spread	0.09	0.47			
iTraxx	0.18	0.47	0.40		
IR-spread	0.05	-0.28	-0.11	-0.13	
TTM	0.18	-0.04	0.02	0.09	0.05

For kredittmargin finner jeg primært korrelasjon som forventet: positiv korrelasjon med TED-spread, S-spread, iTraxx og TTM, samt negativ korrelasjon med IR-spread. Unntaket er positiv korrelasjon med IR-spread for Industri. Korrelasjonen er imidlertid nærme null, som ikke gir indikasjon på et omvendt forhold, men heller indikerer at renterisiko har mindre påvirkning på kredittmarginen til industriobligasjonene enn for de andre gruppene. Videre er det også interessant å se at korrelasjonen mellom kredittmargin og TED-spread i høy grad er varierende mellom de ulike obligasjonsgruppene (0,45–0,07), mens korrelasjonen mellom kredittmargin og S-spread holder seg forholdsvis stabil (0,15–0,09). En høy TED-spread kan være en indikasjon på finansieringsproblemer i interbankmarkedet, som i større grad burde påvirke kredittrisikoen til bankene enn for andre foretak. Det er derfor nærliggende å anta at den relativt høye korrelasjonen mellom kredittmargin og TED-spread for bankobligasjonene er forårsaket av at kredittmarginen til bankene i høyere grad er sensitiv til endringer i TED-spread.

Videre ser vi fra tabellen at korrelasjonen mellom de aggregerte likviditetsmålene er høy (0,40–0,51), som er tilfredsstillende siden begge målene skal fange opp den samme faktoren. I tillegg er begge likviditetsmålene positivt korrelert med iTraxx i en størrelsesorden som er litt bekymringsverdig, med tanke på problemer med multikollinearitet.

6.2 Empirisk metode

I valg av empirisk metode følger jeg eksisterende litteratur (Chen mfl., 2007; Dick-Nielsen mfl., 2012; Friewald mfl., 2012), og bruker en *pooled OLS*-modell (POLS), som i utgangspunktet er en OLS-modell for paneldata. For at POLS-modellen skal gi oss forventningsrette og effisiente estimater, lister Wooldridge (2016) opp et sett med antakelser som må være oppfylt. Den fullstendige listen av antakelser ligger i Appendiks B.

Som avhengig variabel bruker jeg ukesgjennomsnittet av kredittmarginen for hver uni-

ke obligasjon. I mangel på kontrollvariabler for utstederspesifikk kredittrisiko, lager jeg en egen POLS-modell for hver utstedergruppe; Bank1-Bank6, OMF1-OMF6, Kraft og Industri. Metoden er inspirert av Dick-Nielsen mfl. (2012), som i sin studie lager én POLS-modell for fem ulike grupper basert på kredittratingen til obligasjonene. Siden jeg ikke har tilgang på kredittrating bruker jeg utstedergruppene i stedet. Prinsippet er det samme; utstederne i hver modell skal ha så homogen utstederspesifikk kredittrisiko som mulig. På den måten kontrollerer jeg for forskjeller i kredittrisiko mellom utstederne, og ved å følge Bao mfl. (2011), inkluderer jeg ukesgjennomsnittet av iTraxx som kontrollvariabel for å kontrollere for den gjenstående aggregerte kredittrisikoen i hver modell. I tillegg antar jeg at det vil være mindre variasjon i obligasjonsspesifikk likviditet innad i hver modell, enn det ellers ville vært i en aggregert modell. Jeg inkluderer videre ukesgjennomsnittet av ett likviditetsmål om gangen, altså to POLS-modeller for hver utstedergruppe. For å kontrollere for løpetidsrisiko og renterisiko inkluderer jeg henholdsvis TTM og ukesgjennomsnittet av IR-spread. Til slutt inkluderer jeg dummyvariabelen Fixed, som tar verdien 1 hvis obligasjonen har fast kupongrente, og 0 ellers. På den måten kontrollerer jeg for at kredittmarginen til obligasjoner med fast og flytende kupongrente kan reagere forskjellig på de ulike risikofaktorene.

For hver utstedergruppe utfører jeg to separate regresjoner med følgende modellspesifikasjon:

$$\begin{aligned} Kredittmargin_{it} = & \beta_0 + \beta_1 Likviditet_t + \beta_2 iTraxx_t + \beta_3 TTM_{it} \\ & + \beta_4 IR-spread_t + \beta_5 Fixed_i + \epsilon_{it}, \end{aligned} \quad (6)$$

hvor i er unik ISIN, t er uke, $Likviditet_t$ er en av proxyene for likviditet og $\epsilon_{it} = \alpha_i + v_{it}$ er restleddet, hvor α_i er uobservert tidskonstant heterogenitet og v_{it} er uobservert tidsvarierende heterogenitet. Siden de uavhengige variablene $iTraxx_t$, $IR-spread_t$ og $Likviditet_t$ er tidsserier, er det viktig at disse ikke har en enhetsrot for å unngå spuriøse resultater fra regresjonene. For å teste for enhetsrot i tidsseriene har jeg benyttet *Augmented Dickey-Fuller test*¹⁵ (ADF-test), hvor jeg har brukt informasjonskriteriene AIC og BIC for avgjøre antall laggede verdier i testen. Jeg forkaster nullhypotesen om enhetsrot for alle variablene på 5% signifikansnivå når jeg utfører testen med en konstant og trend og bruker AIC som informasjonskriterie. Når jeg bruker BIC som informasjonskriterie forkaster jeg nullhypotesen om enhetsrot for alle variablene på 5% signifikansnivå, bortsett fra for IR-spread. Jeg anser resultatene fra ADF-testen som tilstrekkelig tilfredsstillende til å bruke variablene videre i analysen. Siden vi opererer med variabler over tid som er

¹⁵Presentasjon og resultater fra ADF-testen ligger i Appendix C.

på nivåform, er det stor sannsynlighet for at restleddet i likning (6) er autokorrelert og lider av heteroskedastisitet. For å undersøke tilstedeværelse av autokorrelasjon og heteroskedastisitet i restleddet har jeg benyttet henholdsvis *Durbin-Watson test* (DW-test) og *Breusch-Pagan test*¹⁶ (BP-test). Resultatene fra testene viser at nullhypotesen om ingen autokorrelasjon kan forkastes for alle regresjoner untatt for Bank6 i finanskrisen, og at nullhypotesen om ingen heteroskedastisitet kan forkastes for alle regresjonene. I tillegg er det tenkelig at vi har korrelasjon i restleddet på tvers av observasjoner, siden vi har paneldata hvor hver utsteder potensielt kan ha flere obligasjoner utstedt på samme tid. På grunn av den påviste tilstedeværelsen av autokorrelasjon og heteroskedastisitet, samt potensiell tverrsnittskorrelasjon, følger jeg Dick-Nielsen mfl. (2012), og bruker standardfeil som er *two-ways clustered*. Med dette korrigerer jeg for autokorrelasjon, tverrsnittskorrelasjon og heteroskedastisitet i restleddet.

På grunn av høy korrelasjon mellom iTraxx og likviditetsmålene har vi potensielle problemer med høy multikollinearitet i modellen. Konsekvensene av høy multikollinearitet er at estimatet til forklaringsvariablene blir insignifikante på grunn av høye standardfeil, samtidig som R^2 for regresjonen blir høy. Fra regresjonene i det påfølgende delkapittelet er likviditetsmålene og iTraxx signifikant på 1%-nivået i hver regresjon, bortsett fra for OMF6 i gjeldskrisen, hvor S-spread og iTraxx begge er signifikant på 5%-nivået. I tillegg er R^2 for alle regresjonene på et relativt betryggende nivå. Som en siste sjekk utleder jeg *Variance Inflation Factor*¹⁷ (VIF) for alle forklaringsvariabler fra samtlige regresjoner, for å se hvor mye korrelasjonen mellom forklaringsvariablene påvirker standardfeilene. Jeg finner kun VIF-verdier mellom 1,00–3,11 som også taler for at multikollinearitet ikke er et problem. På bakgrunn av VIF-verdiene, signifikante forklaringsvariabler og betryggende R^2 , konkluderer jeg derfor med at multikollinearitet ikke er et problem for analysen.

6.3 Likviditet og kredittrisiko i kredittmarginene

For å få et førsteinntrykk av likviditets- og kredittrisikoeffekten i kredittmarginene, utfører jeg individuelle regresjoner for alle utstedergruppene i henhold til modellen i likning (6), med ett likviditetsmål om gangen. For gruppene Bank1-Bank6, Kraft og Industri, utfører jeg egne regresjoner for delperiodene; finanskrisen, gjeldskrisen og oljekrisen. For gruppene OMF1-OMF6 utfører jeg – på grunn av begrensninger i datamaterialet – egne regresjoner kun for delperiodene; gjeldskrisen og oljekrisen. Ved å dele opp utvalget i perioder, kan vi observere om likviditet og kredittrisiko ble priset inn i kredittmarginene i ulik grad for de

¹⁶Fullstendige resultater fra DW- og BP-testen ligger i Appendiks C.

¹⁷Utleddning av VIF og de medfølgende VIF-verdiene er vedlagt i Appendiks C.

forskjellige delperiodene. Fullstendige resultater fra regresjonene ligger i Appendiks D.

Tabell 6: Likviditet og kredittrisiko i bankobligasjoner. Tabellen rapporterer parameterne til *Likviditet* og *iTraxx* fra POLS-regresjonene for bankgruppene, med kredittmargin som avhengig variabel. Regresjonene er utført med ett likviditetsmål om gangen. Standardavvik er rapportert i parentes og er korrigert for autokorrelasjon, tverrsnittskorrelasjon og heteroskedastisitet. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

	Bank1	Bank2	Bank3	Bank4	Bank5	Bank6
Panel A: Finanskrisen (01.01.2008 - 31.12.2009)						
TED-spread	39.38*** (5.76)	63.79*** (5.08)	52.00*** (5.34)	58.15*** (7.25)	57.51*** (5.84)	44.72*** (6.99)
iTraxx	0.24 (0.26)	-0.31*** (0.10)	0.00 (0.13)	0.59*** (0.14)	0.24 (0.19)	0.57*** (0.18)
S-spread	57.10*** (18.69)	103.21*** (13.99)	84.84*** (16.11)	111.54*** (21.94)	87.53*** (32.34)	135.68*** (22.63)
iTraxx	0.51** (0.22)	0.03 (0.12)	0.28** (0.13)	0.96*** (0.10)	0.59*** (0.19)	0.77*** (0.13)
Panel B: Gjeldskrisen (01.01.2010 - 31.12.2014)						
TED-spread	13.24** (6.63)	2.36 (3.87)	-2.52 (3.45)	4.20 (6.00)	0.68 (4.34)	-10.24 (7.66)
iTraxx	0.53*** (0.09)	0.47*** (0.04)	0.52*** (0.03)	0.48*** (0.07)	0.50*** (0.04)	0.41*** (0.05)
S-spread	72.53*** (24.45)	46.52*** (14.29)	31.80** (13.96)	55.93** (24.39)	50.92*** (18.14)	21.63 (30.40)
iTraxx	0.56*** (0.06)	0.45*** (0.04)	0.48*** (0.03)	0.45*** (0.07)	0.47*** (0.05)	0.37*** (0.08)
Panel C: Oljekrisen (01.01.2015 - 31.12.2017)						
TED-spread	9.21 (10.66)	11.19 (14.17)	13.06 (16.30)	12.17 (17.61)	18.78 (14.16)	14.37 (12.71)
iTraxx	1.21***	1.18***	1.23***	1.23***	1.32***	1.13***

	(0.07)	(0.10)	(0.10)	(0.10)	(0.09)	(0.10)
S-spread	26.12	-27.01	-28.87	-55.14	28.81	25.54
	(39.44)	(42.05)	(39.23)	(48.65)	(45.78)	(48.65)
iTraxx	1.21***	1.19***	1.25***	1.24***	1.34***	1.14***
	(0.07)	(0.10)	(0.10)	(0.10)	(0.09)	(0.10)

Fra tabell 6 ser vi at parameterne til begge likviditetsmålene er statistisk signifikante med positivt fortegn for alle bankgruppene i finanskrisen, mens i gjeldskrisen er det til dels blandede resultater. I oljekrisen er ingen av parameterne til likviditetsmålene statistisk signifikante og parameterne spriker mellom å ha negativt og positivt fortegn. I tillegg kan vi se fra tabellen at parameterne til iTraxx er varierende i finanskrisen, men i relativt større grad statistisk signifikante i regresjonene hvor S-spread er inkludert. Det kan tyde på at TED-spread fanger opp noe av kredittrisikoen i perioden. I gjelds- og oljekrisen er parameteren til iTraxx statistisk signifikant for alle bankgruppene med tilhørende parameterverdier på henholdsvis 0,37–0,56 og 1,13–1,34. Umiddelbart ser det ut til at likviditet i høyere grad var priset inn i kredittmarginene til bankobligasjonene under finanskrisen, enn det den var under gjelds- og oljekrisen. Kredittrisiko på den annen side, ser ut til ha blitt priset inn i mindre grad under finanskrisen enn i gjelds- og oljekrisen.

Tabell 7: Likviditet og kredittrisiko i OMF. Tabellen rapporterer parameterne til *Likviditet* og *iTraxx* fra POLS-regresjonene for OMF-gruppene, med kredittmargin som avhengig variabel. Regresjonene er utført med ett likviditetsmål om gangen. Standardavvik er rapportert i parentes og er korrigert for autokorrelasjon, tverrsnittskorrelasjon og heteroskedastisitet. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

	OMF1	OMF2	OMF3	OMF4	OMF5	OMF6
Panel B: Gjeldskrisen (01.01.2010 - 31.12.2014)						
TED-spread	0.96	-8.74**	2.51	6.77***	-5.11	-13.59***
	(2.88)	(4.30)	(2.64)	(2.60)	(3.41)	(4.86)
iTraxx	0.29***	0.26***	0.23***	0.19***	0.41***	0.30***
	(0.03)	(0.05)	(0.04)	(0.03)	(0.04)	(0.06)
S-spread	24.35	31.30**	37.90**	0.75	9.77	63.51**
	(16.36)	(12.57)	(19.00)	(16.45)	(20.22)	(26.49)

iTraxx	0.27***	0.20***	0.21***	0.23***	0.39***	0.18**
	(0.04)	(0.06)	(0.04)	(0.04)	(0.05)	(0.07)

Panel C: Oljekrisen (01.01.2015 - 31.12.2017)

TED-spread	13.57**	16.99**	11.68	18.57*	10.85	34.05***
	(6.09)	(7.35)	(7.42)	(10.34)	(10.38)	(12.52)
iTraxx	0.74***	0.76***	0.76***	0.75***	0.96***	0.90***
	(0.05)	(0.06)	(0.06)	(0.09)	(0.06)	(0.10)
S-spread	10.08	-6.89	7.33	-11.45	45.89	-46.26
	(20.92)	(23.93)	(27.62)	(45.75)	(22.09)	(46.46)
iTraxx	0.75***	0.78***	0.78***	0.77***	0.98***	0.93***
	(0.06)	(0.06)	(0.06)	(0.09)	(0.06)	(0.11)

For obligasjonene med fortrinnsrett i tabell 7 er det derimot vanskelig å si noe om likviditetsmålene, da resultatene spriker i både fortegn og signifikans. parameterne til iTraxx har på den annen side både positivt fortegn og er statistisk signifikant for alle OMF-gruppene, hvor intervallet til parameterverdiene i gjelds- og oljekrisen er henholdsvis 0,19–0,39 og 0,74–0,98.

Tabell 8: Likviditet og kredittrisiko i kraft- og industriobligasjoner. Tabellen rapporterer parameterne til *Likviditet* og *iTraxx* fra POLS-regresjonene for kraft- og industrigruppen, med kredittmargin som avhengig variabel. Regresjonene er utført med ett likviditetsmål om gangen. Standardavvik er rapportert i parentes og er korrigert for autokorrelasjon, tverrsnittskorrelasjon og heteroskedastisitet. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

	Kraft	Industri
<hr/>		
Panel A: Finanskrisen (01.01.2008 - 31.12.2009)		
TED-spread	35.49***	8.73
	(7.23)	(23.69)
iTraxx	0.15	1.76*
	(0.12)	(0.93)
S-spread	30.72	-36.12
	(31.99)	(99.86)

iTraxx	0.36*** (0.14)	1.87** (0.88)
Panel B: Gjeldskrisen (01.01.2010 - 31.12.2014)		
TED-spread	-24.34*** (4.92)	-37.53 (39.05)
iTraxx	0.44*** (0.05)	0.41 (0.50)
S-spread	62.43*** (18.77)	377.94* (211.92)
iTraxx	0.25*** (0.06)	-0.30 (0.51)
Panel C: Oljekrisen (01.01.2015 - 31.12.2017)		
TED-spread	59.03** (28.37)	-56.98 (68.77)
iTraxx	1.30*** (0.14)	2.35*** (0.82)
S-spread	-37.84 (53.87)	-122.68 (155.25)
iTraxx	1.34*** (0.15)	2.31*** (0.76)

Resultatene fra regresjonene med kraft- og industriobligasjonene er presentert i tabell 8. For begge gruppene er parameterne fra regresjonene i finanskrisen og gjeldskrisen sprikende i både signifikans og fortegn, som gjør det vanskelig å konkludere med hvilken driver av likviditet og kredittrisiko som hadde størst betydning i de to periodene. I oljekrisen er parameteren til iTraxx signifikant på 1%-nivået for begge gruppene, med positivt fortegn. Kredittrisiko synes derfor å være den dominerende driveren av kredittmarginene for begge gruppene i oljekrisen. I tillegg til de sprikende resultatene fra finanskrisen og gjeldskrisen, er R^2 fra regresjonene lave i forhold til regresjonene med Bank- og OMF-gruppene. Grunnen er sannsynligvis at gruppene Kraft og Industri ikke har homogene nok utstedere, og at det derfor er store individuelle forskjeller i hvordan kredittmarginene blir påvirket av aggregerte sjokk i likviditet og kredittrisiko. På grunn av dette går jeg ikke videre med kraft- og industriobligasjonene, men baserer resten av analysen på Bank- og OMF-gruppene.

Samlet sett ser det ut til at likviditet i større grad ble priset inn i kredittmarginene under finanskrisen, enn det den ble under gjelds- og oljekrisen. Kredittrisiko synes på den annen side å bli priset inn i større grad under gjelds- og oljekrisen enn under finanskrisen. Funnene er på linje med blant annet Bao mfl. (2011) og Dick-Nielsen mfl. (2012), som også finner at likviditet hadde en større effekt enn kredittrisiko i det amerikanske markedet under finanskrisen. Finanskrisen var preget av mistillit til det finansielle systemet, hvor mange av de største bankene vegret seg for å låne hverandre penger. Store deler av de internasjonale interbankmarkedene tørket inn, som igjen forplantet seg til obligasjonsmarkedet og andre finansmarkeder. Oljekrisen kan derimot sies å ha vært en kredittkrise, der den brå nedgangen i oljeprisen førte til økt misligholdssannsynlighet, spesielt blant oljerelaterte selskaper, men også for selskaper i andre bransjer som var eksponert mot oljesektoren. Resultatet fra analysen i oljekrisen viser at iTraxx har høyere parameterverdier i regresjonene med Bank-gruppene enn for OMF-gruppene. Det kan grunne i at bank-sektoren i Norge i stor grad er eksponert mot oljesektoren i form av utlån til oljerelaterte selskaper. En relativt større økning i kredittmarginene for bankobligasjoner enn for OMF under oljekrisen, kan tyde på at investorer oppfattet økningen i bankenes kredittrisiko som høyere enn for kredittforetakene, som i hovedsak har sine utlån i eiendom. Det vil være rimelig å anta at investorene forventet økte tap på bankenes utlån som følge av oljeprisnedgangen. Gjeldskrisen kan også sies å ha vært en kredittkrise, hvor det i hovedsak var europeiske land, med Hellas i front, som fikk problemer med å betjene gjelden sin. For Norge ville en kollaps i Europa kanskje først og fremst ramme eksportnæringen, siden en stor del av eksporten i Norge går til europeiske land. En svekket norsk eksportsektor ville også kunne ført til negative ringvirkninger i andre sektorer på grunn av svekket etterspørsel. Resultatene fra analysen er derfor intuitive i økonomisk forstand.

6.4 Robusthetssjekk av resultatene

Noen av utstedergruppene er representert med et fåtall utstedere som står for de fleste observasjonene. For eksempel er DNB Bank ASA representert med 78% av observasjonene i Bank1. DNB Boligkreditt AS, Nordea Eiendoms-kreditt AS og Sparebank 1 Boligkreditt AS er representert med henholdsvis 31%, 29% og 25% av observasjonene i OMF1. Hvis noen av utstederne har uobserverte tidskonstante karakteristikk (uobservert heterogenitet) som påvirker kredittmarginen, vil dette fanges opp i α_i . I mitt tilfelle kan uobservert heterogenitet være utsteders demografi eller arbeidskulturen hos utsteder. I utgangspunktet trenger det ikke å være et problem at slike karakteristikk er uobserverte, men hvis karak-

teristikkene er korrelert med de andre forklaringsvariablene, vil vi få forventningsskjevhet i parameterne på grunn av *omitted variable bias*¹⁸. Chen mfl. (2007) belyser problemstillingen med potensielle utstedereffekter og bruker en *Fixed effects*-modell (FE-modell) for å kontrollere for disse. Enkelt forklart kan FE-modeller kontrollere for uobservert heterogenitet innenfor en spesifisert kategori ved å eliminere alle tidskonstante effekter innenfor kategorien. En svakhet ved metoden er imidlertid at tidskonstante variabler ikke kan inkluderes i modellen. Ved å estimere en FE-modell med utstedereffekter kan vi eliminere uobservert heterogenitet mellom utstederne, men med den konsekvens at parameteren til dummyvariabelen *Fixed* ikke kan estimeres. I regresjonene med POLS var parameteren til *Fixed* stort sett statistisk signifikant og med spesielt store parameterverdier i finanskrisen. Det synes derfor å være en forskjell av betydning mellom obligasjoner med flytende- og fast kupongrente og at forskjellene var spesielt store i finanskrisen. En FE modell med utstedereffekter vil ikke kunne kontrollere for disse forskjellene, da enkelte utstedere har utstedt obligasjoner med både flytende- og fast kupongrente i de ulike periodene. Et alternativ ville vært å estimere en FE-modell med ISIN-effekter, men da vil vi ikke oppnå formålet som er å eliminere uobservert heterogenitet mellom utstederne.

For å kontrollere for uobserverte tidskonstante karakteristikk hos utstederne har jeg benyttet følgende FE modell:

$$Kredittmargin_{it} = \beta_0 + \beta_1 Likviditet_t + \beta_2 iTraxx_t + \beta_3 TTM_{it} + \beta_4 IR-spread_t + \epsilon_{it}, \quad (7)$$

hvor modellspesifikasjonen er lik som i POLS-modellen, bortsett fra dummyvariabelen *Fixed_i* som er utelatt.

Tabell 9: Robustsjekk av likviditet og kredittrisiko i bankobligasjoner. Tabellen rapporterer parameterne til *Likviditet* og *iTraxx* fra FE-regresjonene med utstedereffekter for bankgruppene. Regresjonene er utført med kredittmargin som avhengig variabel og med ett likviditetsmål om gangen. Standardavvik er rapportert i parentes og er korrigert for autokorrelasjon, tverrsnittskorrelasjon og heteroskedastisitet. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

	Bank1	Bank2	Bank3	Bank4	Bank5	Bank6
--	-------	-------	-------	-------	-------	-------

¹⁸Utelatelse av relevant variabel fører til brudd på MLR.4 i OLS-antakelsene listet i Appendiks B.

Panel A: Finanskrisen (01.01.2008 - 31.12.2009)

TED-spread	41.61*** (3.76)	66.03*** (5.69)	53.82*** (7.94)	56.73*** (5.9)	56.56*** (9.34)	45.46*** (6.04)
iTraxx	0.24*** (0.05)	-0.28*** (0.09)	0.01 (0.14)	0.68*** (0.07)	0.26 (0.18)	0.67*** (0.16)
S-spread	76.8*** (18.5)	103.96*** (16.75)	98.36*** (21.8)	105.09*** (12.98)	91.68** (45.07)	138.28*** (49.52)
iTraxx	0.49*** (0.05)	0.07 (0.1)	0.28** (0.12)	1.04*** (0.09)	0.61*** (0.18)	0.81*** (0.16)

Panel B: Gjeldskrisen (01.01.2010 - 31.12.2014)

TED-spread	14.45*** (2.66)	3.95 (3.31)	0.2 (3.73)	-0.43 (3.77)	2.05 (3.77)	-9.0 (5.58)
iTraxx	0.47*** (0.02)	0.44*** (0.04)	0.45*** (0.04)	0.56*** (0.03)	0.56*** (0.05)	0.43*** (0.06)
S-spread	89.11*** (0.03)	56.98*** (0.03)	46.3*** (0.04)	40.77 (0.03)	55.63*** (0.05)	0.63 (0.09)
iTraxx	0.5*** (0.03)	0.42*** (0.03)	0.41*** (0.04)	0.53*** (0.03)	0.52*** (0.05)	0.39*** (0.09)

Panel C: Oljekrisen (01.01.2015 - 31.12.2017)

TED-spread	9.28 (7.96)	13.8 (13.46)	12.86 (15.86)	4.98 (16.06)	23.3* (14.01)	15.33 (12.41)
iTraxx	1.21*** (0.06)	1.22*** (0.08)	1.23*** (0.1)	1.22*** (0.1)	1.34*** (0.11)	1.1*** (0.09)
S-spread	27.1 (30.97)	-3.33 (32.48)	-29.08 (38.04)	-49.9 (44.14)	35.47 (41.71)	15.68 (46.61)
iTraxx	1.21*** (0.06)	1.23*** (0.09)	1.25*** (0.1)	1.22*** (0.11)	1.36*** (0.11)	1.12*** (0.09)

Tabell 10: Robustsjekk av likviditet og kredittrisiko i OMF. Tabellen rapporterer parameterne til *Likviditet* og *iTraxx* fra FE-regresjonene med utstedereffekter for OMF-gruppene. Regresjonene er utført med kredittmargin som avhengig variabel og med ett likviditetsmål om gangen. Standardavvik er rapportert i parentes og er korrigert for autokorrelasjon, tverrsnittskorrelasjon og heteroskedastisitet. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

	OMF1	OMF2	OMF3	OMF4	OMF5	OMF6
Panel A: Gjeldskrisen (01.01.2010 - 31.12.2014)						
TED-spread	0.49 (2.12)	-7.65 (4.9)	1.88 (2.67)	4.85* (2.87)	-5.48** (2.68)	-11.7*** (4.43)
iTraxx	0.28*** (0.03)	0.23*** (0.05)	0.25*** (0.05)	0.24*** (0.05)	0.41*** (0.07)	0.3*** (0.05)
S-spread	28.02*** (7.91)	37.83*** (11.03)	20.26*** (6.07)	-14.09 (17.51)	7.77 (24.74)	56.14** (23.59)
iTraxx	0.25*** (0.03)	0.16*** (0.06)	0.24*** (0.05)	0.28*** (0.05)	0.39*** (0.1)	0.2*** (0.05)
Panel B: Oljekrisen (01.01.2015 - 31.12.2017)						
TED-spread	13.87*** (4.7)	16.97** (6.92)	12.61* (6.43)	17.44** (7.92)	11.24 (10.57)	30.85*** (10.5)
iTraxx	0.75*** (0.03)	0.74*** (0.06)	0.77*** (0.07)	0.75*** (0.11)	0.95*** (0.05)	0.87*** (0.06)
S-spread	7.31 (21.57)	-7.87 (24.29)	6.57 (25.55)	-6.27 (27.72)	35.26* (20.33)	-39.29 (28.76)
iTraxx	0.76*** (0.03)	0.76*** (0.07)	0.79*** (0.07)	0.76*** (0.11)	0.97*** (0.05)	0.89*** (0.07)

I tabell 9 presenterer jeg resultatene fra FE-modellen for bankobligasjonene. Resultatene er på linje med resultatene fra POLS-modellen, men med små forskjeller i parameterverdier for de signifikante variablene. Det er vanskelig å si om forskjellene i parameterverdiene belager seg på at uobservert heterogenitet mellom utstederne som nå er kontrollert for, eller om forskjellene kommer av at variasjonen i kredittmarginen mellom flytende- og fast kupongrente ikke lenger er kontrollert for. Det er uansett tilfredsstillende for analysen at

jeg observerer tilnærmet samme konsistente resultater fra POLS- og FE-modellene, på linje med resultatene Chen mfl. (2007) får i sin studie.

For å undersøke om utstedereffekter tilfører forklaringskraft til modellen utfører jeg en F-test for hver regresjon, hvor nullhypotesen, $H_0 : \alpha_i = 0$, er at det ikke eksisterer uobservert heterogenitet mellom utstederne. Fra F-testene forkaster jeg nullhypotesen for 83% av regresjonene på 1% signifikansnivå. Det er derfor sterke indikasjoner på uobservert heterogenitet mellom utstederne. F-testene sier derimot ikke om den uobserverte heterogeniteten er korrelert med forklaringsvariablene slik at $Cov(X_{it}, \alpha_i) \neq 0$, hvor X_{it} er en vektor med alle forklaringsvariablene. Hvis det siste er tilfellet vil POLS-modellen produsere forventningsskjev estimater. Siden det ikke er mulig å isolere α_i , er det utfordrende å teste om $Cov(X_{it}, \alpha_i) \neq 0$ er oppfylt.

I eksisterende litteratur er POLS den foretrukne modellen, benyttet av blant annet Dick-Nielsen mfl. (2012), Friewald mfl. (2012) og Chen mfl. (2007). Jeg bruker derfor resultatene fra POLS videre i analysen.

6.5 Shapley-Owen dekomponering av likviditet og kredittrisiko

Resultatene fra POLS-regresjonene viser at kredittmarginene i større grad ble påvirket av likviditet i finanskrisen enn i gjelds- og oljekrisen. Kredittrisiko på den annen side påvirket kredittmarginene mer i olje- og gjeldskrisen enn i finanskrisen.

Det å dekomponere likviditet og kredittrisiko i kredittmarginene er utfordrende av flere grunner. Først og fremst er det vanskelig å isolere de respektive bidragene, siden mangel på likviditet i markedet ofte fører til økt kredittrisiko, samtidig som økt kredittrisiko også kan føre til problemer med markedslikviditeten. He og Xiong (2012) viser gjennom sitt arbeid at et sjokk i markedslikviditeten og dertil økte kredittmarginer, fører til at interessekonflikten mellom aksjonærene og kreditorene forsterkes og at kredittrisikoen øker. I følge Merton-modellen vil aksjonærene forlate selskapet og overlevere det til kreditorene når eiendelene er mindre verdt enn den avtalte utbetalingen fra obligasjonen. Når selskapet må refinansiere sine lån til dårligere vilkår på grunn av forverret markedslikviditet, må aksjonærene absorbere tapet, som videre fører til at aksjonærene velger å forlate selskapet tidligere enn de ellers ville gjort.

For å dekomponere likviditet og kredittrisiko i kredittmarginene tar jeg utgangspunkt i R^2 fra POLS-regresjonene, som er et mål på hvor mye av variasjonen i den avhengige variabelen som kan forklares av de uavhengige variablene. R^2 fra regresjonene spriker mellom 0,519 og 0,844, som vil si at mellom 51,9% og 84,4% av variasjonen i kredittmar-

ginene kan forklares av modellspesifikasjonen jeg har benyttet. De høye verdiene på R^2 er interessante i seg selv, og kan som jeg ser det, forklares av to potensielle årsaker: (1) at utstedergruppene i høy grad er homogene og at de aggregerte målene på likviditet og kredittrisiko treffer godt, (2) at kredittpremien og likviditetspremien i kredittmarginene er liten og at kontrollvariablene IR-spread, TTM og Fixed, i stor grad forklarer variasjonen i kredittmarginene. Samtidig er det en relativ stor andel av variasjonen i kredittmarginene som er uforklart. På tross av at utstedergruppene skal være homogene er det sannsynlig at det er individuelle forskjeller innad i gruppene som ikke er forklart.

Hvis de uavhengige variablene i modellen var helt ukorrelert, ville det vært et enkelt og unikt svar på de respektive variablene sitt bidrag til R^2 . Det er dessverre ikke tilfellet. For å kvantifisere den relative statistiske betydningen av likviditet og kredittrisiko i kredittmarginene benytter jeg «the Shapley-Owen R^2 measure», også kalt «the LMG measure» (Lindeman mfl., 1980) etter metodens første opptreden i academia. Videre i analysen omtaler jeg for enkelhets skyld denne metoden som Shapley-Owen dekomponering. Målet har sine røtter i spillteori og er utviklet for å kunne evaluere den relative betydningen av korrelerte uavhengige variabler. Kort forklart beregnes den gjennomsnittlige forbedringen i R^2 for hver uavhengige variabel, basert på regresjoner med alle mulige kombinasjoner av de uavhengige variablene¹⁹.

6.5.1 Dekomponering i finanskrisen, gjeldskrisen og oljekrisen

I de påfølgende tabellene i dette delkapittelet, består variabelen *kontroller* av kontrollvariablene IR-spread, TTM og dummyvariabelen Fixed, såfremt det er obligasjoner med både flytende og fast kupongrente i regresjonen. I regresjonene hvor det bare er obligasjoner med enten flytende eller fast kupongrente, består *kontroller* av kontrollvariablene IR-spread og TTM.

I tabell 11 presenterer jeg resultatene fra Shapley-Owen dekomponering basert på POLS-regresjonene av bankobligasjonene med TED-spread som likviditetsmål. Resultatene viser at likviditet forklarer mellom 8,4–33,3% av variasjonen i kredittmarginene i finanskrisen, mens kredittrisiko forklarer 0,8–26,4%. I gjeldskrisen er den relative betydningen av kredittrisiko høyere enn likviditet med henholdsvis 8,1–14,9% og 0,5–8,1% forklaringskraft. Kredittrisiko synes å være den dominerende driveren av kredittmarginene for bankobligasjonene i oljekrisen med 24,9–40,0% forklaringskraft, mot 0,3–0,7% for likviditet.

¹⁹Se Appendiks G for en mer detaljert beskrivelse av metoden.

Tabell 11: Dekomponering av likviditet og kredittrisiko i bankobligasjoner. Tabellen rapporterer de uavhengige variablene sitt bidrag til R^2 , basert på Shapley-Owen dekomponering av R^2 fra POLS-regresjonene, med TED-spread som likviditetsmål. Prosent av total forklaringskraft fra regresjonen er rapportert i parentes.

	Bank1	Bank2	Bank3	Bank4	Bank5	Bank6
Panel A: Finanskrisen (01.01.2008 - 31.12.2009)						
TED-spread	0.084 (13.1%)	0.107 (17.3%)	0.097 (15.9%)	0.277 (34.4%)	0.121 (21.7%)	0.333 (40,6%)
iTraxx	0.022 (3.4%)	0.008 (1.3%)	0.011 (1.7%)	0.264 (32.8%)	0.029 (5.1%)	0.225 (27.5%)
Kontroller	0.538 (83.5%)	0.506 (81.5%)	0.504 (82.4%)	0.264 (32.8%)	0.411 (73.2%)	0.262 (31.9%)
Total	0.644	0.622	0.611	0.804	0.561	0.82
Panel B: Gjeldskrisen (01.01.2010 - 31.12.2014)						
TED-spread	0.081 (11.1%)	0.031 (4.5%)	0.020 (2.7%)	0.037 (5.2%)	0.016 (2.4%)	0.005 (0.6%)
iTraxx	0.106 (14.4%)	0.081 (11.6%)	0.120 (16.2%)	0.149 (20.9%)	0.105 (15.3%)	0.111 (14.2%)
Kontroller	0.545 (74.5%)	0.584 (83.9%)	0.603 (81.1%)	0.526 (73.9%)	0.561 (82.3%)	0.662 (85.1%)
Total	0.732	0.696	0.743	0.712	0.682	0.777
Panel C: Oljekrisen (01.01.2015 - 31.12.2017)						
TED-spread	0.003 (0.3%)	0.003 (0.6%)	0.005 (0.7%)	0.004 (0.7%)	0.007 (1.1%)	0.004 (0.6%)
iTraxx	0.400 (53.9%)	0.249 (44.0%)	0.316 (45.4%)	0.288 (47.2%)	0.318 (49.7%)	0.332 (49.9%)
Kontroller	0.339 (45.7%)	0.313 (55.4%)	0.376 (53.9%)	0.318 (52.1%)	0.315 (49.2%)	0.329 (49.5%)
Total	0.741	0.566	0.697	0.610	0.640	0.665

I tabell 12 presenterer jeg resultatene fra Shapley-Owen dekomponering basert på POLS-regresjonene av bankobligasjonene med S-spread som likviditetsmål. Fra tabellen ser vi at S-spread generelt synes å ha mindre forklaringskraft enn TED-spread, spesielt i finanskrisen. Som jeg har vært inne på er det sannsynlig at TED-spread fanger opp noe kredittrisiko, og følgelig burde iTraxx ha større forklaringskraft i regresjonene med S-spread i forhold til i regresjonene med TED-spread. Fra tabellene ser vi at det ikke er store forskjeller i forklaringskraften til iTraxx, bortsett fra i gruppene Bank4 og Bank6 i finanskrisen. Disse gruppene er som tidligere påpekt, preget av få observasjoner, slik at resultatene fra disse gruppene må tas med en klype salt.

I tillegg er den totale forklaringskraften større i regresjonene i finanskrisen med TED-spread som likviditetsmål enn i regresjonene med S-spread. Det kan tyde på at TED-spread fanger opp mer av variasjonen i kredittmarginene enn det S-spread gjør, og at denne ekstra forklaringskraften ikke bare kan tilskrives kredittrisiko. På den annen side er det ikke sikkert, eller heller usannsynlig, at iTraxx er et perfekt mål på kredittrisiko i det norske obligasjonsmarkedet. TED-spread kan dermed også fange opp noe kredittrisiko som ikke iTraxx klarer å fange opp.

Tabell 12: Dekomponering av likviditet og kredittrisiko i bankobligasjoner. Tabellen rapporterer de uavhengige variablene sitt bidrag til R^2 , basert på Shapley-Owen dekomponering av R^2 fra POLS-regresjonene, med S-spread som likviditetsmål. Prosent av total forklaringskraft fra regresjonen er rapportert i parentes.

	Bank1	Bank2	Bank3	Bank4	Bank5	Bank6
Panel A: Finanskrisen (01.01.2008 - 31.12.2009)						
S-spread	0.011 (1.7%)	0.011 (1.9%)	0.016 (2.8%)	0.121 (15.5%)	0.013 (2.6%)	0.181 (23.1%)
iTraxx	0.035 (5.5%)	0.001 (0.2%)	0.013 (2.3%)	0.398 (50.8%)	0.045 (8.7%)	0.292 (37.3%)
Kontroller	0.586 (92.8%)	0.572 (97.8%)	0.555 (94.9%)	0.264 (33.7%)	0.460 (88.7%)	0.309 (39.5%)
Total	0.631	0.584	0.585	0.782	0.519	0.781

Panel B: Gjeldskrisen (01.01.2010 - 31.12.2014)

S-spread	0.032 (4.3%)	0.022 (3.2%)	0.024 (3.3%)	0.021 (2.9%)	0.028 (4.0%)	0.009 (1.2%)
iTraxx	0.13 (17.6%)	0.090 (12.8%)	0.118 (15.9%)	0.161 (22.4%)	0.100 (14.6%)	0.100 (12.9%)
Kontroller	0.574 (78.0%)	0.588 (84.0%)	0.602 (80.9%)	0.537 (74.8%)	0.558 (81.4%)	0.664 (85.9%)
Total	0.735	0.700	0.744	0.718	0.686	0.774

Panel C: Oljekrisen (01.01.2015 - 31.12.2017)

S-spread	0.001 (0.2%)	0.001 (0.1%)	0.002 (0.3%)	0.003 (0.5%)	0.000 (0.1%)	0.001 (0.2%)
iTraxx	0.402 (54.3%)	0.254 (44.8%)	0.322 (46.2%)	0.291 (47.7%)	0.324 (50.7%)	0.336 (50.6%)
Kontroller	0.338 (45.6%)	0.311 (55.0%)	0.373 (53.5%)	0.316 (51.8%)	0.314 (49.2%)	0.327 (49.3%)
Total	0.741	0.566	0.696	0.610	0.638	0.664

I tabell 13 og 14 presenterer jeg resultatene fra Shapley-Owen dekomponering basert på POLS-regresjonene av OMF med henholdsvis TED-spread og S-spread som likviditetsmål. Resultatene viser at likviditet sto for 1,2–4,9% og 1,6–4,9% av variasjonen i kredittmarginene i gjeldskrisen og 0,8–2,7% og 0,0–0,6% i oljekrisen, målt med henholdsvis TED-spread og S-spread. I likhet med bankobligasjonene synes kredittrisiko også å være den dominerende driveren for OMF både i gjeldskrisen og i oljekrisen.

Tabell 13: Dekomponering av likviditet og kredittrisiko i OMF. Tabellen rapporterer de uavhengige variablene sitt bidrag til R^2 , basert på Shapley-Owen dekomponering av R^2 fra POLS-regresjonene, med TED-spread som likviditetsmål. Prosent av total forklaringskraft fra regresjonen er rapportert i parentes.

	OMF1	OMF2	OMF3	OMF4	OMF5	OMF6
Panel A: Gjeldskrisen (01.01.2010 - 31.12.2014)						

TED-spread	0.049 (6.6%)	0.012 (1.4%)	0.023 (3.4%)	0.047 (7.0%)	0.029 (3.4%)	0.022 (3.5%)
iTraxx	0.184 (25.0%)	0.168 (19.9%)	0.113 (17.1%)	0.123 (18.5%)	0.283 (33.6%)	0.158 (25.4%)
Kontroller	0.505 (68.4%)	0.664 (78.7%)	0.524 (79.4%)	0.497 (74.5%)	0.530 (63.0%)	0.442 (71.0%)
Total	0.738	0.844	0.660	0.667	0.841	0.622

Panel B: Oljekrisen (01.01.2015 - 31.12.2017)

TED-spread	0.012 (1.6%)	0.014 (1.7%)	0.011 (1.5%)	0.008 (1.3%)	0.009 (1.2%)	0.027 (4.3%)
iTraxx	0.251 (34.6%)	0.287 (36.8%)	0.206 (26.7%)	0.137 (21.9%)	0.304 (40.3%)	0.215 (34.9%)
Kontroller	0.463 (63.7%)	0.481 (61.5%)	0.553 (71.8%)	0.480 (76.8%)	0.441 (58.4%)	0.375 (60.8%)
Total	0.726	0.782	0.770	0.626	0.754	0.617

Tabell 14: Dekomponering av likviditet og kredittrisiko i OMF. Tabellen rapporterer de uavhengige variablene sitt bidrag til R^2 , basert på Shapley-Owen dekomponering av R^2 fra POLS-regresjonene, med S-spread som likviditetsmål. Prosent av total forklaringskraft fra regresjonen er rapportert i parentes.

	OMF1	OMF2	OMF3	OMF4	OMF5	OMF6
Panel A: Gjeldskrisen (01.01.2010 - 31.12.2014)						
S-spread	0.037 (5.0%)	0.042 (5.0%)	0.033 (4.9%)	0.016 (2.5%)	0.018 (2.1%)	0.049 (8.0%)
iTraxx	0.191 (25.8%)	0.126 (15.1%)	0.108 (16.2%)	0.152 (23.0%)	0.287 (34.2%)	0.123 (19.9%)
Kontroller	0.513 (69.2%)	0.670 (79.9%)	0.527 (78.9%)	0.494 (74.6%)	0.535 (63.7%)	0.446 (72.1%)
Total	0.741	0.839	0.669	0.662	0.839	0.619

Panel B: Oljekrisen (01.01.2015 - 31.12.2017)

S-spread	0.000 (0.0%)	0.004 (0.5%)	0.001 (0.1%)	0.000 (0.1%)	0.004 (0.5%)	0.006 (1.0%)
iTraxx	0.259 (35.8%)	0.294 (37.9%)	0.214 (27.9%)	0.141 (22.7%)	0.314 (41.5%)	0.222 (36.8%)
Kontroller	0.464 (64.1%)	0.479 (61.7%)	0.553 (72.0%)	0.480 (77.2%)	0.438 (58.0%)	0.376 (62.2%)
Total	0.723	0.777	0.768	0.622	0.756	0.605

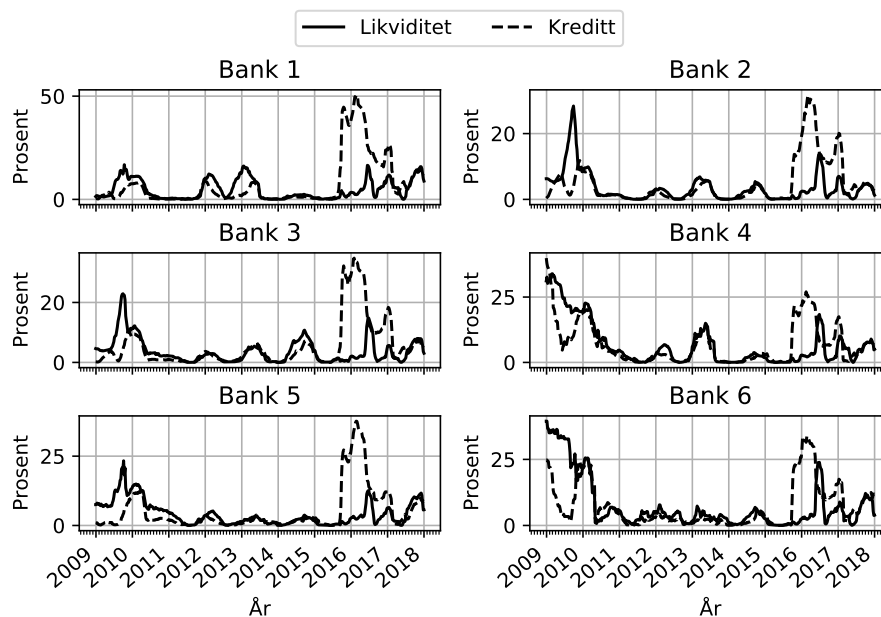
6.5.2 Løpende dekomponering fra 2008 til 2018

For å gi et klarere bilde av hvordan likviditet og kredittrisiko løpende har påvirket kredittmarginene fra januar 2008 til desember 2017, utfører jeg en prosedyre der jeg bruker Shapley-Owen dekomponering på et 52 ukers rullende vindu, hvor vinduet forskyver seg en uke om gangen. Jeg starter med de 52 første ukene i perioden og utfører syv POLS-regresjoner for å dekomponere R^2 i en likviditetskomponent og en kredittkomponent. Modellspeifikasjonen er den samme som tidligere. For hver forskyvning utfører jeg syv nye POLS-regresjoner over de 52 ukene som til en hver tid er i vinduet, totalt 3276 POLS-regresjoner per gruppe over hele perioden. Prosedyren gjentas for hver utstedergruppe, med ett likviditetsmål om gangen.

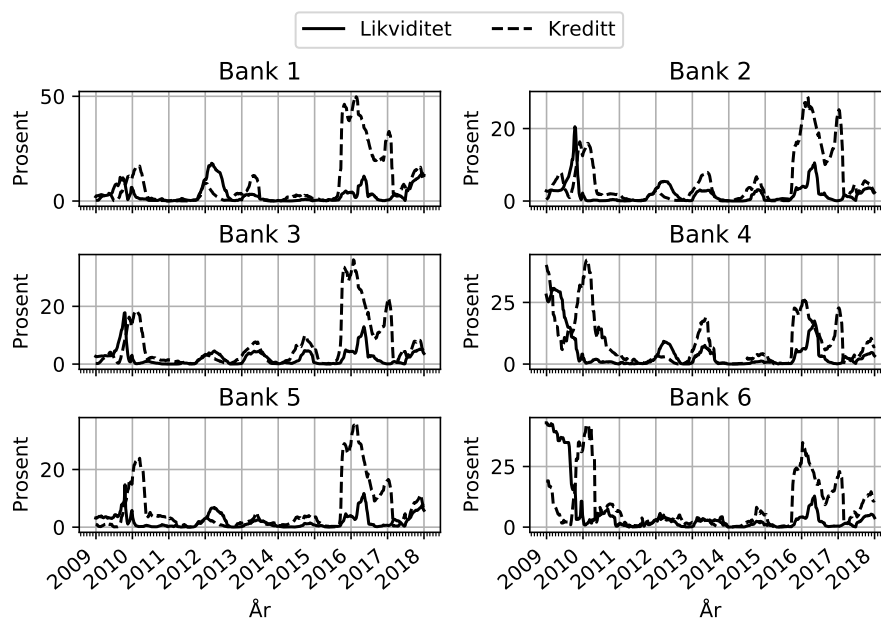
Resultatet for bankobligasjonene med TED-spread som likviditetsmål er presentert i figur 7 og med S-spread som likviditetsmål i figur 8. Hvert datapunkt i figurene inneholder informasjon basert på de 52 foregående ukene, slik at for eksempel datapunktet i 2009 uke 1, rapporterer R^2 for regresjonene i tidsperioden 2008 uke 1 til 2009 uke 1. Figurene understøtter det jeg har funnet så langt i analysen: likviditet hadde en relativt større effekt på kredittmarginene til bankobligasjonene i finanskrisen, mens kredittrisiko var den dominerende driveren i oljekrisen. For gjeldskrisen er det derimot vanskelig å skille komponentene, som begge er på et jevnt lavt nivå helt frem til starten av oljekrisen.

Resultatet for OMF med TED-spread som likviditetsmål er presentert i figur 9 og med S-spread som likviditetsmål i figur 10. Vi ser at det ikke er store forskjeller mellom OMF og bankobligasjonene. Det er vanskelig å skille likviditet og kredittrisiko i gjeldskrisen, og akkurat som for bankobligasjonene, synes kredittrisiko å være den dominerende driveren i oljekrisen. Ser vi på figuren med TED-spread som likviditetsmål, ser det ut til at likviditet hadde en noe større relativ betydning i gjeldskrisen, men figuren med S-spread som

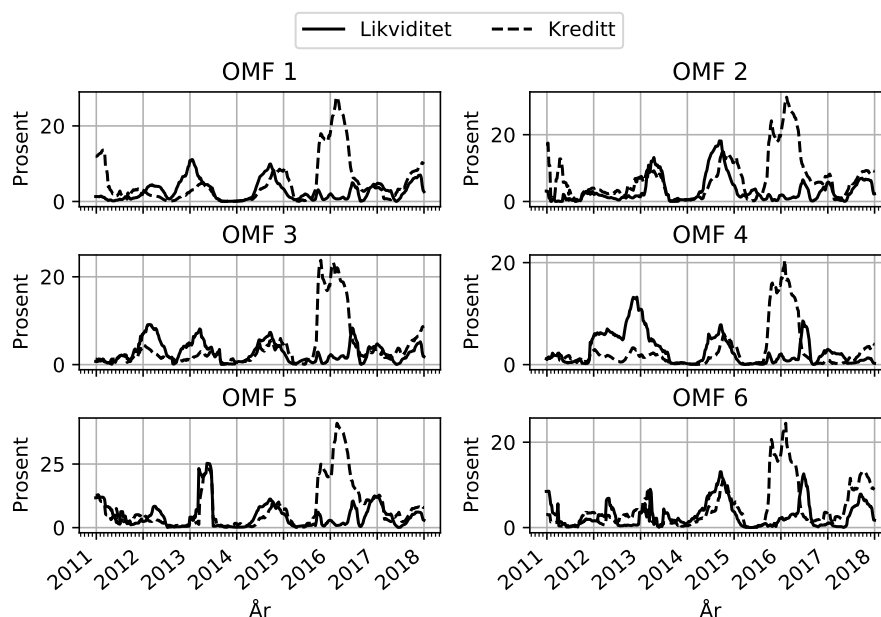
likviditetsmål viser det motsatte.



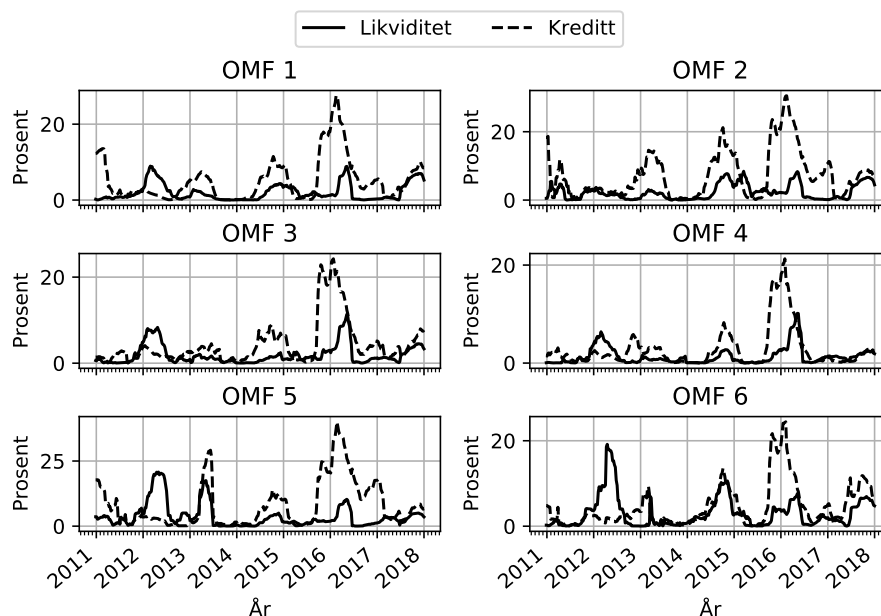
Figur 7: Likviditet og kredittrisiko i bankobligasjoner del 1. Figuren er basert på Shapley-Owen dekomponering av R^2 i et 52 ukers rullende vindu hvor likviditet og kredittrisiko er representert med henholdsvis TED-spread og iTraxx.



Figur 8: Likviditet og kredittrisiko i bankobligasjoner del 2. Figuren er basert på Shapley-Owen dekomponering av R^2 i et 52 ukers rullende vindu hvor likviditet og kredittrisiko er representert med henholdsvis S-spread og iTraxx.



Figur 9: Likviditet og kredittrisiko i OMF del 1. Figuren er basert på Shapley-Owen dekomponering av R^2 i et 52 ukers rullende vindu hvor likviditet og kredittrisiko er representert med henholdsvis TED-spread og iTraxx.



Figur 10: Likviditet og kredittrisiko i OMF del 2. Figuren er basert på Shapley-Owen dekomponering av R^2 i et 52 ukers rullende vindu hvor likviditet og kredittrisiko er representert med henholdsvis S-spread og iTraxx.

7 Konklusjon

Vi så under den globale finanskrisen i 2008–2009 at kredittmarginene på tvers av obligasjonsmarkeder økte i et dramatisk omfang. Etterfulgt av en roligere periode, økte kredittmarginene igjen i eskalerende omfang mens den europeiske gjeldskrisen utviklet seg fra 2011 til 2015. Selv om periodene med markedsuro var forankret i henholdsvis USA og Europa, ble også det norske obligasjonsmarkedet påvirket. Oljekrisen i 2015–2016 var derimot en krise som direkte påvirket Norge på grunn av en relativt stor oljesektor sett med europeiske øyne.

Det er mange faktorer som påvirker kredittmarginene, men i utgangspunktet er det to potensielle drivere bak de store økningene: (1) kredittrisiko, og (2) markedslikviditet. Myndighetene sine virkemidler for å adressere disse driverne er forskjellige. Hvis økt sannsynlighet for mislighold driver opp kredittmarginene, vil myndighetene måtte adressere bedriftenes betalingsevne. På den annen side, hvis illikviditet i markedet driver opp kredittmarginene, må myndighetene gjøre tiltak som forbedrer markedsfunksjonen og som samtidig begrenser en periode med høyere finansieringskostnader for bedriftene.

I denne avhandlingen dekomponerer jeg kredittmarginer i det norske obligasjonsmarkedet for å undersøke hvilke av de to driverne som var den dominerende faktoren under finanskrisen, gjeldskrisen og oljekrisen. For å måle markedslikviditeten i periodene bruker jeg to ulike proxyer for markedslikviditet: S-spread, et vektet gjennomsnitt av den relative bid-ask spreaden til alle aktive norske statsobligasjoner; og TED-spread, rentedifferansen i 3-måneders NIBOR mot 3-måneders statsrente. Som proxy for kredittrisiko bruker jeg «Markit iTraxx europe index» og kontrollerer samtidig for løpetidsrisiko, renterisiko og forskjeller i obligasjoner med fast og flytende kupongrente. Videre deler jeg obligasjonene inn i grupper av bankobligasjoner, obligasjoner med fortrinnsrett, kraftobligasjoner og industriobligasjoner. Bankobligasjonene og obligasjonene med fortrinnsrett deles inn i seks nye grupper basert på utstederstørrelse og risiko. Kredittmarginene blir først analysert i POLS-regresjoner mot likviditetsmålene, kredittrisikomålet og kontrollvariabler. Deretter dekomponerer jeg R^2 fra regresjonene ved hjelp av Shapley-Owen dekomponering, for å få et bedre bilde av den relative betydningen av markedslikviditet og kredittrisiko.

For kraft- og industriobligasjonene er resultatene fra POLS-regresjonene for sprikende til at det er mulig å konkludere noe om hvilken driver av likviditet og kredittrisiko som hadde størst betydning i de ulike periodene. Grunnen er sannsynligvis at disse gruppene ikke har homogene nok utstedere, og uten individspesifikke kontrollvariabler lider POLS-regresjonene av at relevante variabler er utelatt.

Fra POLS-regresjonene i finanskrisen finner jeg at parameterne til begge likviditetsmålene er signifikante på 1%-nivået med positivt fortegn for alle bankgruppene, mens for parameterne til iTraxx er det til dels blandede resultater. I gjeldskrisen og oljekrisen er parameterne til iTraxx signifikant på 1%-nivået for alle bank- og OMF-gruppene, men med en betydelig høyere parameterverdi i oljekrisen. parameterne til likviditetsmålene er på den annen side ikke signifikante i periodene, foruten om parameteren til S-spread, som er signifikant på 5%-nivået for alle bankgruppene unntatt en. Shapley-Owen dekomponeringen viser at den relative betydningen av markedslikviditet målt ved TED-spread var større enn kredittrisiko under finanskrisen med forklaringskraft på opptil 40% av variasjonen i kredittmarginene. Ved å bruke S-spread som mål på markedslikviditet er resultatene derimot ikke like klare. I gjeldskrisen er det i det hele tatt vanskelig å skille den relative betydningen av likviditet og kredittrisiko i bankobligasjonene og OMF, men i oljekrisen finner jeg klare indikasjoner på at kredittrisiko var den dominerende driveren av kredittmarginene. For alle bankgruppene og OMF-gruppene er forklaringskraften til iTraxx på over 20%, mens for noen til og med over 40%.

7.1 Forslag til videre studier

I denne avhandlingen har jeg i hovedsak sett på aggregerte mål av de ulike risikofaktorene og samtidig tilstrebet å ha et så høyt antall observasjoner som mulig som grunnlag for konklusjonen. Det å observere kredittmarginene på ukesfrekvens har gjort at det har vært mange begrensninger for hva jeg kunne gjøre i analysen. Hovedutfordringen har vært at observasjonene er svært inkonsistente; at det for hver unike obligasjon kan være perioder der det er observasjoner hver uke, etterfulgt av lange opphold i observasjonene. På grunn av denne utfordringen har det ikke vært mulig å konstruere kjente individuelle likviditetsmål, som Amihuds likviditetsfaktor og Rolls likviditetsmål.

Ved videre studier hadde det vært interessant å bruke utsteders regnskapsvariabler for å kontrollere for individuell kredittrisiko i obligasjonene. Børsnoterte selskaper er pliktige til å rapportere regnskapet kvartalsvis, mens aksjeselskaper rapporterer årsvis. Vi måtte da enten ha begrenset utvalget og analysert kredittmarginene på kvartalsfrekvens, eller beholdt alle utstedere og analysert kredittmarginene på årsfrekvens. Dick-Nielsen mfl. (2012) observerer kredittmarginer på kvartalsfrekvens i det amerikanske obligasjonsmarkedet og bruker regnskapsvariablene; forholdet mellom driftsinntekter og salg, forholdet mellom langsiktig gjeld og eiendeler, gjeldsgrad og volatilitet i egenkapitalen, for å kontrollere for kredittrisiko. En tilsvarende analyse for det norske obligasjonsmarkedet hadde vært en

interessant tilnærming.

En annen tilnærming kunne vært å legge seg på linje med Schwarz (2019) og konstruere et likviditetsmål basert på differansen i yield mellom to utstedere med lik kredittrisiko. Differansen i yield kan da potensielt forklares av forskjeller i likviditet. Schwarz gjør dette ved å ta differansen i yield mellom tyske statsobligasjoner og KfW, som begge teoretisk er uten kredittrisiko. En kandidat til et slikt mål for det norske markedet kunne vært differansen i yield mellom norske statsobligasjoner og en obligasjon med fortrinnsrett. Selv om OMF teoretisk ikke er uten kredittrisiko, er det svært liten kredittrisiko i disse obligasjonene. En utfordring med å konstruere et slikt mål for det norske markedet er først og fremst at det er et begrenset antall handler. En mulig problemstilling vil derfor være om vi skal inkludere flere ulike utstedere eller kun holde oss til én. Ulike utstedere skal ha ulik kredittrisiko, men på den annen side er det ikke sikkert at forskjellen i kredittrisiko er så stor at det blir et problem. Uansett hadde det vært interessant å konstruere et slikt mål for så å benytte det i det norske obligasjonsmarkedet.

Referanser

- Acharya, V. V., Amihud, Y. & Bharath, S. T. (2013). Liquidity risk of corporate bond returns: conditional approach. *Journal of financial economics*, 110(2), 358–386. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.08.002>
- Acharya, V. V. & Pedersen, L. H. (2005). Asset pricing with liquidity risk. *Journal of financial economics*, 77(2), 375–410. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.06.007>
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of financial markets (Amsterdam, Netherlands)*, 5(1), 31–56. [https://doi.org/10.1016/S1386-4181\(01\)00024-6](https://doi.org/10.1016/S1386-4181(01)00024-6)
- Amihud, Y. & Mendelson, H. (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. *Journal of Financial Economics*, 17(2), 223–249. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90065-6](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90065-6)
- Bakke, B., Rakkestad, K. & Dahl, G. A. (2010). Obligasjoner med fortrinnsrett - et marked i sterk vekst. *Penger og Kreditt*, 38(1).
- Bao, J., Pan, J. & Wang, J. (2011). The illiquidity of corporate bonds. *The Journal of finance (New York)*, 66(2), 911–946. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2011.01655.x>
- Brooke, M., Cooper, N. & Scholtes, C. (2003). Inferring market interest rate expectations from money market rates. *Bank of England Quarterly Bulletin*.
- Brooks, C. (2014). *Introductory Econometrics for Finance* (3. utg.). Cambridge University Press.
- Brunnermeier, M. K. & Pedersen, L. H. (2009). Market Liquidity and Funding Liquidity. *The Review of financial studies*, 22(6), 2201–2238. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhm098>
- Chen, L., Lesmond, D. A. & Wei, J. (2007). Corporate yield spreads and bond liquidity. *The Journal of finance (New York)*, 62(1), 119–149. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2007.01203.x>
- Chordia, T., Sarkar, A. & Subrahmanyam, A. (2005). An Empirical Analysis of Stock and Bond Market Liquidity. *The Review of financial studies*, 18(1), 85–129. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhi010>
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431. <https://doi.org/10.2307/2286348>

- Dick-Nielsen, J., Feldhütter, P. & Lando, D. (2012). Corporate bond liquidity before and after the onset of the subprime crisis. *Journal of financial economics*, 103(3), 471–492. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.10.009>
- Duffie, D. & Lando, D. (2001). Term Structures of Credit Spreads with Incomplete Accounting Information. *Econometrica*, 69(3), 633–664. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00208>
- Durré, A., Evjen, S. & Pilegaard, R. (2003). *Estimating risk premia in money market rates* (Working Paper series 221). ECB.
- Fama, E. F. & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33(1), 3–56. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- Fisher, I. (1896). Appreciation and Interest. *Publications of the American Economic Association*, 11(4), 331–442.
- Friewald, N., Jankowitsch, R. & Subrahmanyam, M. G. (2012). Illiquidity or credit deterioration: A study of liquidity in the US corporate bond market during financial crises. *Journal of financial economics*, 105(1), 18–36. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2012.02.001>
- Fuller, W. A. (1976). *Introduction to statistical time series*. Wiley.
- He, Z. & Xiong, W. (2012). Rollover Risk and Credit Risk. *The Journal of finance (New York)*, 67(2), 391–429. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01721.x>
- Houweling, P., Mentik, A. & Vorst, T. (2005). Comparing possible proxies of corporate bond liquidity. *Journal of banking and finance*, 29(6), 1331–1358. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2004.04.007>
- Huang, J.-Z. & Huang, M. (2012). How much of corporate-treasury yield spread is due to credit risk? *The review of asset pricing studies*, 2(2), 153–202. <https://doi.org/10.1093/rapstu/ras011>
- Jankowitsch, R., Nashikkar, A. & Subrahmanyam, M. G. (2011). Price dispersion in OTC markets: A new measure of liquidity. *Journal of banking and finance*, 35(2), 343–357. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2010.08.016>
- Lindeman, R. H., Merenda, P. F. & Gold, R. Z. (1980). *Introduction to Bivariate and Multivariate Analysis* (1. utg.). Scott Foresman.
- McDonald, R. L. (2014). *Derivatives Markets* (3. utg.). Pearson Education Limited.

- 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>
- Norges Bank. (2020). *Det norske finansielle systemet*.
- Roll, R. (1984). A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market. *The Journal of finance (New York)*, 39(4), 1127–1139. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1984.tb03897.x>
- Schwarz, K. (2019). Mind the Gap: Disentangling Credit and Liquidity in Risk Spreads. *Review of Finance*, 23(3), 557–597. <https://doi.org/10.1093/rof/rfy034>
- Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory Econometrics* (6. utg.). Cengage Learning.

Appendiks

A Obligasjonsprising med mulighet for mislighold og Merton-modellen

Notasjonen i dette delkapittelet har jeg hentet fra McDonald (2014). Anta at et selskap med eiendeler til verdi A_0 utsteder en nullkupongobligasjon som forfaller på tidspunkt T med en avtalt utbetaling tilsvarende \bar{B} . La så B_T være markedsprisen til obligasjonen ved forfall på tidspunkt T . På tidspunkt T er det dermed to mulige utfall; $A_T > \bar{B}$ hvor eiendelene er verdt mer enn den avtalte utbetalingen og aksjonærene følgelig vil betale obligasjonseierne fullt ut, som gir $B_T = \bar{B}$. Det andre utfallet er; $A_T < \bar{B}$ hvor aksjonærene forlater selskapet og overlater det til obligasjonseierne. Verdien av obligasjonen på tidspunkt T er da $B_T = A_T$. La så $g^*(A_T; A_0)$ betegne den risikonøytrale sannsynlighetstettheten for A_T betinget av A_0 . Følgelig kan vi betegne den opprinnelige verdien på gjelden, B_0 , som:

$$B_0 = e^{-rT} \left[\int_0^{\bar{B}} A_T g^*(A_T; A_0) dA_T + \bar{B} \int_{\bar{B}}^{\infty} g^*(A_T; A_0) dA_T \right] \quad (8)$$

Det første integralet på høyresiden av likningen er den risikonøytrale partielle forventningsverdien til eiendelene, gitt mislighold. Det andre integralet er den risikonøytrale sannsynligheten for at utsteder ikke misligholder forpliktelsen sin. Summen av disse er deretter neddiskontert med kontinuerlig forrentning. Vi kan dermed skrive om likning (8) til²⁰:

$$B_0 = e^{-rT} \{ E^*(B_T | \text{Mislighold}) \times Pr^*(\text{Mislighold}) + \bar{B} \times [1 - Pr^*(\text{Mislighold})] \} \quad (9)$$

Likning (9) introduserer misligholdssannsynlighet ($Pr^*[\text{Mislighold}]$), og utbetaling gitt mislighold ($E^*[B_T | \text{Mislighold}]$). Hvis sannsynligheten for mislighold settes til null kolliderer likning (9) logisk nok til den generelle likningen for nullkupongobligasjonen, men med kontinuerlig forrentning. Utbetaling gitt mislighold kan uttrykkes som en tilbakebetalingsrate (*recovery rate*), som er det obligasjonseierne mottar i prosent av pålydende hvis obligasjonen misligholdes. Risikonøytral forventet *recovery rate* kan skrives som:

$$E^*(\text{Recovery rate}) = \frac{E^*(B_T | \text{Mislighold})}{\bar{B}} \quad (10)$$

Forventet tap gitt mislighold vil altså være $1 - E^*(\text{Recovery rate})$. Med den risikonøytrale sannsynligheten for mislighold og forventet tap gitt mislighold kan vi nå uttrykke kredittmarginen, som er forskjellen i yield mellom en obligasjon med kredittrisiko og en tilsvarende obligasjon uten kredittrisiko. Merk at vi kan skrive yield med kontinuerlig forrentning, ρ , på en obligasjon, som $\rho = \frac{1}{T} \ln \left(\frac{\bar{B}}{B_0} \right)$. Fra likning (9) deler vi begge sider med \bar{B} og tar

²⁰Jeg erstatter her A_T med B_T siden $B_T = A_T$ ved mislighold.

den naturlige logaritmen av begge sider. Med litt omorganisering får vi følgende uttrykk for kredittmarginen:

$$\rho - r = \frac{1}{T} \ln \left[\frac{1}{1 - Pr^*(\text{Mislighold}) \times E^*(\text{Tap gitt mislighold})} \right], \quad (11)$$

hvor venstresiden av likningen er kredittmarginen. Ved å ta en Taylor serie-ekspansjon av høyresiden av likning (11) får vi:

$$\rho - r \approx \frac{1}{T} Pr^*(\text{Mislighold}) \times E^*(\text{Tap gitt mislighold}) \quad (12)$$

Kredittmarginen blir dermed en approksimasjon av det annualiserte produktet av den risikonøytrale misligholdssannsynligheten og forventet tap gitt mislighold.

Merton-modellen

Merton-modellen baserer seg på den intuitive tilnærmingen om at det å investere i en nullkupongobligasjon med misligholdsrisiko er det samme som å investere i en risikofri nullkupongobligasjon, og samtidig utstede en salgsoption på selskapets eiendeler. Hvis vi antar at selskapets eiendeler er lognormalt distribuert, kan vi bruke lognormale sannsynlighetsberegninger til å beregne den risikonøytrale eller faktiske sannsynligheten for at selskapet misligholder gjelden.

Anta at eiendelene til selskapet, A , følger følgende prosess:

$$\frac{dA}{A} = (\alpha - \delta)dt + \sigma dZ, \quad (13)$$

hvor α er forventet avkastning på eiendelene og δ er utbetaling fra selskapet til aksjonærer og kreditorer. Vi antar videre at selskapet har utstedt en nullkupongobligasjon med avtalt utbetaling lik \bar{B} , med forfall på tidspunkt T . Mislighold inntreffer hvis $A_T < \bar{B}$ på tidspunkt T . Sannsynligheten for mislighold på tidspunkt T , gitt verdien av eiendelene på tidspunkt t er da:

$$Pr(A_T < \bar{B} | A_t) = N \left[-\frac{\ln(A_t/\bar{B}) + (\alpha - \delta - \frac{1}{2}\sigma^2)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} \right] = N(-\hat{d}_2) \quad (14)$$

hvor \hat{d}_2 tilsvarer d_2 i Black-Scholes, men med α i stedet for r . Uttrykket \hat{d}_2 kalles «distansen til mislighold» og måler den påkrevde størrelsen, i standardavvik, på et tilfeldig sjokk som gjør at mislighold inntreffer. Misligholds sannsynligheten er derfor $N(-\hat{d}_2)$. Forventet *recovery rate*, gitt mislighold er:

$$E(A_T | A_T < \bar{B}) = A_t e^{(\alpha - \delta)(T-t)} \frac{N \left[-\frac{\ln(A_t/\bar{B}) + (\alpha - \delta + \frac{1}{2}\sigma^2)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} \right]}{N \left[-\frac{\ln(A_t/\bar{B}) + (\alpha - \delta - \frac{1}{2}\sigma^2)(T-t)}{\sigma\sqrt{T-t}} \right]} \quad (15)$$

Vi bruker videre likning (14) og (15) til å utlede likning (11). Merk at vi har beregnet likning (14) og (15) under det sanne sannsynlighetsmålet og vi kan følgelig kalibrere likningene med historiske data for misligholdssannsynlighet og *recovery rate*.

B Antakelser i OLS

I analysen har jeg brukt både POLS- og FE-modeller som begge er basert på OLS antakelsene. Den generelle OLS-modellen med opptill k forklaringsvariabler, kan skrives i populasjonen som:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u. \quad (16)$$

Wooldridge (2016) lister opp følgende antakelser vedrørende modellen i likning (16):

MLR.1 Modellen er lineær i parametrene $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$.

MLR.2 Tilfeldig utvalg av n observasjoner fra populasjonen, $(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik}, y_i) : i = 1, 2, \dots, n$.

MLR.3 Ingen perfekt kollinearitet; ingen forklaringsvariabler er konstante, og det eksisterer ikke et eksakt lineært forhold mellom noen av forklaringsvariablene.

MLR.4 $E(u \mid x_1, x_2, \dots, x_k) = 0$. Feilleddet har forventningsverdi lik null for alle verdier av forklaringsvariablene.

MLR.5 $Var(u \mid x_1, x_2, \dots, x_k) = \sigma^2$. Variansen til feilleddet er konstant for alle verdier av forklaringsvariablene.

MLR.6 Ingen autokorrelasjon i feilleddet

MLR.7 Feilleddet er uavhengig av forklaringsvariablene og følger en normalfordeling:

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

Hvis MLR.1 - MLR.4 er oppfylt vil OLS være forventningsrett, og forventningsverdien til den estimerte parameteren vil være lik den sanne parameteren i populasjonen: $E(\hat{\beta}_j) = \beta_j, j = 0, 1, \dots, k$. Dersom MLR.1 - MLR.5 er oppfylt vil OLS være den beste lineære forventningsrette estimatoren i følge Gauss-Markov-teoremet (Wooldridge, 2016, s. 89).

C Økonometriske tester

Test for multikollinearitet

Hvis MLR.5 er oppfylt har vi at variansen til parameteren til variabel j er gitt ved:

$$\text{Var}(\hat{\beta}_j) = \frac{\sigma^2}{SST_j} VIF_j, \quad (17)$$

hvor $SST_j = \sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2$ er den totale utvalgsvariansen i x_j og $VIF_j = \frac{1}{1-R_j^2}$ er faktoren (Variance Inflation Factor) som $\text{Var}(\hat{\beta}_j)$ er høyere med på grunn av at x_j er korrelert med andre forklaringsvariabler. Alt annet likt, vil vi ha VIF_j så lav som mulig, men hvor høy VIF_j kan være før den blir et problem, er mer vilkårlig. En tommelfingerregel i litteraturen er ofte at en VIF_j over 10 er problematisk, men siden $\text{Var}(\hat{\beta}_j)$ også avhenger av σ^2 og SST_j er det vanskelig å sette en generell grense.

Tabell 15: VIF-verdier del 1. Tabellen viser VIF verdiene til de uavhengige variablene for alle POLS-regresjonene med TED-spread som likviditetsmål.

	TED_spread	iTraxx	IR_spread	TTM	Fixed
Panel A: 01.01.2008 - 31.12.2009					
Bank1	2.14	1.82	1.29	1.26	1.25
Bank2	1.51	1.40	1.14	1.03	1.03
Bank3	1.61	1.44	1.16	1.01	1.00
Bank4	2.71	2.27	1.28	1.11	1.08
Bank5	1.60	1.45	1.18	1.04	1.06
Bank6	1.44	1.33	1.47	1.37	-
Kraft	1.49	1.35	1.14	1.02	1.02
Industri	1.71	1.46	1.24	1.09	1.09
Panel B: 01.01.2010 - 31.12.2014					
Bank1	2.04	3.04	1.91	1.06	1.10
Bank2	2.02	3.11	1.85	1.01	1.07
Bank3	1.67	2.53	1.73	1.01	1.09
Bank4	1.63	2.06	1.53	1.05	1.09
Bank5	1.44	2.06	1.63	1.01	1.03

Bank6	1.23	1.64	1.49	1.01	-
OMF1	1.65	2.63	1.72	1.39	1.44
OMF2	1.32	1.83	1.51	1.06	1.03
OMF3	1.37	1.97	1.52	1.04	1.05
OMF4	1.61	2.57	1.66	1.35	1.20
OMF5	1.39	1.90	1.52	1.11	-
OMF6	1.72	2.41	1.83	1.17	1.06
Kraft	1.73	2.72	1.80	1.02	1.04
Industri	1.42	1.98	1.52	1.02	1.18

Panel B: 01.01.2015 - 31.12.2017

Bank1	1.07	1.06	1.30	1.24	-
Bank2	1.09	1.06	1.10	1.01	-
Bank3	1.07	1.06	1.10	1.01	-
Bank4	1.07	1.02	1.09	1.03	-
Bank5	1.08	1.03	1.18	1.09	-
Bank6	1.06	1.05	1.15	1.06	-
OMF1	1.07	1.05	1.09	1.02	-
OMF2	1.06	1.11	1.18	1.05	-
OMF3	1.07	1.09	1.07	1.00	-
OMF4	1.08	1.04	1.10	1.05	-
OMF5	1.07	1.13	1.14	1.02	-
OMF6	1.06	1.11	1.11	1.04	-
Kraft	1.06	1.07	1.11	1.01	-
Industri	1.09	1.03	1.11	1.03	-

Tabell 16: VIF-verdier del 2. Tabellen viser VIF verdiene til de uavhengige variablene for alle POLS-regresjonene med S-spread som likviditetsmål.

S_spread iTraxx IR_spread TTM Fixed

Panel A: 01.01.2008 - 31.12.2009

Bank1	1.12	1.12	1.02	1.26	1.26
Bank2	1.17	1.16	1.02	1.03	1.03
Bank3	1.16	1.15	1.01	1.01	1.00
Bank4	1.11	1.12	1.05	1.13	1.07
Bank5	1.16	1.14	1.07	1.04	1.07
Bank6	1.22	1.09	1.44	1.53	-
Kraft	1.14	1.13	1.01	1.03	1.02
Industri	1.06	1.08	1.02	1.09	1.09

Panel B: 01.01.2010 - 31.12.2014

Bank1	1.83	2.26	2.17	1.04	1.12
Bank2	1.92	2.15	2.16	1.02	1.09
Bank3	1.71	2.11	1.91	1.01	1.13
Bank4	1.48	1.84	1.56	1.09	1.09
Bank5	1.60	1.86	1.79	1.01	1.06
Bank6	1.49	1.69	1.57	1.02	-
OMF1	1.91	2.48	1.76	1.43	1.45
OMF2	1.53	2.07	1.51	1.03	1.05
OMF3	1.53	1.85	1.60	1.05	1.06
OMF4	1.83	2.43	1.73	1.45	1.21
OMF5	1.37	1.98	1.50	1.21	-
OMF6	1.84	2.74	1.79	1.20	1.17
Kraft	1.79	2.05	2.06	1.02	1.05
Industri	1.58	2.06	1.59	1.01	1.20

Panel B: 01.01.2015 - 31.12.2017

Bank1	1.03	1.04	1.27	1.26	-
Bank2	1.00	1.03	1.04	1.00	-
Bank3	1.01	1.04	1.05	1.01	-
Bank4	1.01	1.01	1.04	1.03	-
Bank5	1.01	1.01	1.11	1.10	-
Bank6	1.01	1.04	1.10	1.07	-
OMF1	1.00	1.02	1.04	1.02	-
OMF2	1.02	1.09	1.14	1.06	-

OMF3	1.01	1.05	1.05	1.00	-
OMF4	1.00	1.02	1.04	1.05	-
OMF5	1.02	1.08	1.11	1.02	-
OMF6	1.02	1.1	1.06	1.04	-
Kraft	1.01	1.05	1.06	1.02	-
Industri	1.00	1.01	1.03	1.02	-

Test for enhetsrot

For å undersøke tilstedeværelsen av enhetsrot i tidsseriene har jeg benyttet en Augmented Dickey-Fuller (ADF) test som baserer seg på det tidlige arbeidet til Dickey og Fuller (1979). Utgangspunktet til ADF-testen er en Dickey-Fuller (DF) test hvor målet er å teste nullhypotesen, $H_0 : \phi = 1$ mot den ensidede alternativhypotesen, $H_1 : \phi < 1$. Hypotesene testes i modellen:

$$y_t = \phi y_{t-1} + u_t, \quad (18)$$

hvor konklusjonen hvis nullhypotesen forkastes er at tidsserien ikke har enhetsrot. Hvis nullhypotesen beholdes har tidsserien en enhetsrot. Intuisjonen her er enkel; hvis $\phi = 1$ i likning (18), vil sjokk i foregående perioder vedvare og føre til at tidsserien kan karakteriseres som en *random walk*. I praksis brukes følgende modell ved DF-test for en mer lettvindt beregning:

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + u_t, \quad (19)$$

slik at nullhypotesen blir $\psi = 0$, siden $\phi - 1 = \psi$. Teststatistikken til testen følger ikke den vanlige t-distribusjonen under nullhypotesen, siden nullhypotesen er ikke-stasjonær. Kritiske verdier er derfor utledet fra monte-carlo simulering, som i for eksempel Fuller (1976).

For at testen i likning (19) skal være gyldig, forutsettes det at u_t er *white noise*, og følgelig ikke er autokorrelert. Forutsetningen holder så lenge autokorrelasjonen i Δy_t er tilstrekkelig modellert, men med kun én lagget verdi er det sjelden tilfellet. Løsningen er å bruke en ADF-test og legge til p antall laggede verdier av Δy_t , for å tilstrekkelig fange opp autokorrelasjonen:

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + u_t. \quad (20)$$

Det eksisterer ikke en tydelig konsensus for hvordan vi skal velge hvor mange laggede verdier av Δy_t som skal legges til i likning (20). Brooks (2014) anbefaler imidlertid to

tommelfingerregler, der den første er å bruke frekvensen på datamaterialet til å velge antall laggede verdier, med for eksempel tolv laggede verdier for månedsfrekvens, fire for kvartalsfrekvens osv. Den andre tommelfingerregelen er å bruke et informasjonskriterie, hvor vi da velger det antallet laggede verdier som minimerer det valgte informasjonskriteriet. Det er viktig å tilstrebe å bruke et optimalt antall laggede verdier for å kunne trekke riktig slutning fra testen. Hvis vi velger for få laggede verdier kan vi risikere å ikke fange opp tilstrekkelig autokorrelasjon, som vil gjøre at antall ganger en korrekt nullhypotese feilaktig forkastes, vil være høyere enn det vi legger til grunn ved normale signifikansnivåer. For mange laggede verdier vil øke standardavvikene til parameterene, som gjør at for en stasjonær prosess, vil vi forkaste nullhypotesen sjeldnere enn normalt.

Siden tidsseriene jeg skal teste er på ukesfrekvens velger jeg å bruke informasjonskriterier for å avgjøre hvor mange laggede verdier jeg skal inkludere i ADF-testen. Jeg vurderer det slik at å inkludere 52 laggede verdier, gir en for høy risiko for at for mange laggede verdier er inkludert. Jeg ser heller ingen andre økonomisk intuitive valg av antall laggede verdier som er åpenbare, men en kandidat for obligasjonsspreadene kunne vært frekvensen på 13 uker mellom vært rentemøte i Norges Bank. Ved vært rentemøte kommer det ny informasjon i markedet vedrørende markedsrentene, slik at spreadene kan tenkes å være autokorrelert tilbake til forrige rentemøte, men ikke lenger. For å være på den sikre siden bruker jeg informasjonskriterier, som også sikrer en konsistent metode for alle tidsserien som skal testes.

Tabell 17: Resultater fra ADF-testene. Antall laggede verdier er rapportert i parentes. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

	TED_spread	S_spread	iTraxx	IR_spread
AIC				
Ingen konstant, ingen trend	-1.624* (9)	-0.902 (8)	-0.922 (0)	-1.868* (13)
Kun konstant	-3.400** (9)	-4.210*** (9)	-2.18 (7)	-3.629* * * (13)
Konstant og trend	-4.753*** (5)	-4.327*** (9)	-3.476** (6)	-3.622** (13)

BIC				
Ingen konstant, ingen trend	-2.146*	-0.902	-0.922	-1.561
	(5)	(8)	(0)	(1)
Kun konstant	-4.531***	-4.497***	-2.227	-2.793*
	(5)	(6)	(0)	(1)
Konstant og trend	-4.753***	-4.590***	-3.600**	-2.751
	(5)	(6)	(0)	(1)

Test for heteroskedastisitet

Dersom MLR.5 ikke er oppfylt, har vi tilstedeværelse av heteroskedastisitet i feilledet. Konsekvensen av heteroskedastisitet er at variansen til estimatoren vil være forventnings-skjev, $Var(\hat{\beta}_j) \neq Var(\beta_j)$. Siden standardavvikene i OLS er basert på denne variansen, vil de ikke lenger være gyldige. Den vanlige OLS t-statistikken vil ikke lenger være t-distribuert, F-statistikken vil ikke lenger være F-distribuert og LM-statistikken vil ikke ha en asymptotisk khikvadratfordeling. Hypotesetesting vil derfor ikke være gyldig hvis vi har tilstedeværelse av heteroskedastisitet i feilledet (Wooldridge, 2016, s. 244).

For å teste brudd på MLR.5 og tilstedeværelse av heteroskedastisitet i feilledet, benytter jeg Breusch-Pagan (BP) test. Testprosedyren følger tre steg:

1. Estimer $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u$, og ta vare på \hat{u}^2 .
2. Estimer $\hat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \dots + \delta_k x_k + v$. Ta vare på $R_{\hat{u}^2}^2$ fra regresjonen.
3. Konstruer LM-statistikken som er gitt ved: $LM = n \cdot R_{\hat{u}^2}^2$, hvor n er utvalgsstørrelse.

Nullhypotesen, $H_0 : \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_k = 0$, indikerer homoskedastisitet, mens alternativhypotesen, $H_1 : \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_k \neq 0$, indikerer heteroskedastisitet. Videre konstrueres p-verdier ved å bruke khikvadratfordeling, siden LM-statistikken er asymptotisk khikvadratfordelt under nullhypotesen.

I tabell 18, 19 og 20 presenterer jeg resultatene fra BP-testene. Vi ser at nullhypotesen om homoskedastisitet forkastes for alle regresjoner, som indikerer at det er tilstedeværelse av heteroskedastisitet i feilledene.

Tabell 18: Resultater fra BP-test med bankobligasjoner. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

Mod1: POLS-regresjon med TED-spread som likviditetsmål.

Mod2: POLS-regresjon med S-spread som likviditetsmål.

	Bank1	Bank2	Bank3	Bank4	Bank5	Bank6
Panel A: 01.01.2008 - 31.12.2009						
Mod1 LM-stat	147.37***	1227.24***	466.79***	41.73***	158.54***	10.34**
Mod2 LM-stat	153.14***	1174.0***	434.92***	50.46***	169.06***	14.05***
Panel B: 01.01.2010 - 31.12.2014						
Mod1 LM-stat	77.85***	89.17***	123.65***	310.79***	305.73***	315.14***
Mod2 LM-stat	73.33***	87.77***	122.07***	302.37***	309.6***	340.43***
Panel C: 01.01.2015 - 31.12.2017						
Mod1 LM-stat	96.48***	52.04***	626.03***	245.07***	412.79***	174.03***
Mod2 LM-stat	94.86***	52.59***	607.94***	243.88***	419.31***	172.72***

Tabell 19: Resultater fra BP-test med OMF. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

Mod1: POLS-regresjon med TED-spread som likviditetsmål.

Mod2: POLS-regresjon med S-spread som likviditetsmål.

	OMF1	OMF2	OMF3	OMF4	OMF5	OMF6
Panel A: 01.01.2010 - 31.12.2014						
Mod1 LM-stat	515.08***	150.33***	74.36***	107.65***	150.39***	59.91***
Mod2 LM-stat	512.39***	156.84***	78.94***	110.91***	157.04***	62.1***
Panel B: 01.01.2015 - 31.12.2017						
Mod1 LM-stat	326.68***	327.85***	346.24***	156.25***	181.86***	103.27***
Mod2 LM-stat	337.46***	338.9***	354.54***	163.48***	179.32***	109.22***

Test for autokorrelasjon

Durbin-Watson (DW) test er en test for å undersøke om det er en sammenheng mellom feilleddet, u_t , og feilleddet en periode tilbake, u_{t-1} . Den tester altså tilstedeværelse av førsteordens autokorrelasjon i feilleddet, og motivasjonen til testen kan settes i kontekst med følgende regresjon:

$$u_t = \rho u_{t-1} + v_t, \quad (21)$$

hvor $v_t \sim N(0, \sigma^2)$. Nullhypotesen, $H_0 : \rho = 0$, indikerer at det ikke er tilstedeværelse av autokorrelasjon i feilleddet, mens alternativhypotesen, $H_1 : \rho \neq 0$, indikerer det motsatte. Teststatistikken, DW , kan utledes ved følgende likning:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^T \hat{u}_t^2}. \quad (22)$$

Videre kan likning (22) uttrykkes som en approksimert funksjon av den estimerte verdien til ρ :

$$DW \approx 2(1 - \hat{\rho}), \quad (23)$$

hvor $\hat{\rho}$ er den estimerte korrelasjonskoeffisienten som vi ville fått fra å estimere likning (21). DW-testen følger ikke en standard statistisk fordeling, men har to kritiske verdier; en øvre

Tabell 20: Resultater fra BP-test med kraft- og industriobligasjoner. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

Mod1: POLS-regresjon med TED-spread som likviditetsmål.

Mod2: POLS-regresjon med S-spread som likviditetsmål.

	Kraft	Industri
Panel A: 01.01.2008 - 31.12.2009		
Mod1 LM-stat	109.15***	39.38***
Mod2 LM-stat	107.36***	39.65***
Panel B: 01.01.2010 - 31.12.2014		
Mod1 LM-stat	452.28***	200.57***
Mod2 LM-stat	471.59***	204.28***
Panel C: 01.01.2015 - 31.12.2017		
Mod1 LM-stat	7.66*	30.11***
Mod2 LM-stat	7.78*	29.97***

kritisk verdi, d_U , og en nedre kritisk verdi, d_L . Nullhypotesen om ingen autokorrelasjon forkastes hvis test-statistikken er under d_L eller over $4 - d_L$, mens nullhypotesen beholdes hvis test-statistikken er mellom d_U og $4 - d_U$. Dersom test-statistikken er mellom d_L og d_U eller $4 - d_U$ og $4 - d_L$ kan vi hverken konkludere med forkastelse eller ikke forkastelse av nullhypotesen.

I tabell 21, 22 og 23 presenterer jeg resultatene fra DW-testen som nesten utelukkende forkaster nullhypotesen om ingen autokorrelasjon for alle regresjonene. Jeg konkluderer derfor med at jeg har tilstedeværelse av autokorrelasjon i feilleddene.

Tabell 21: Resultater fra DW-test med bankobligasjoner. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

Mod1: POLS-regresjon med TED-spread som likviditetsmål.

Mod2: POLS-regresjon med S-spread som likviditetsmål.

	Bank1	Bank2	Bank3	Bank4	Bank5	Bank6
Panel A: 01.01.2008 - 31.12.2009						
Mod1 DW	0.22***	0.26***	0.36***	0.70***	0.43***	1.55
Mod2 DW	0.22***	0.31***	0.42***	0.78***	0.44***	1.62
Panel B: 01.01.2010 - 31.12.2014						
Mod1 DW	0.74***	0.49***	0.87***	0.58***	0.61***	0.63***
Mod2 DW	0.76***	0.50***	0.86***	0.59***	0.61***	0.58***
Panel C: 01.01.2015 - 31.12.2017						
Mod1 DW	0.56***	0.41***	0.68***	0.57***	0.74***	1.10***
Mod2 DW	0.58***	0.42***	0.70***	0.58***	0.76***	1.13***

Tabell 22: Resultater fra DW-test med OMF. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

Mod1: POLS-regresjon med TED-spread som likviditetsmål.

Mod2: POLS-regresjon med S-spread som likviditetsmål.

	OMF1	OMF2	OMF3	OMF4	OMF5	OMF6
Panel A: 01.01.2010 - 31.12.2014						
Mod1 DW	0.47***	0.46***	0.77***	0.92***	0.78***	0.97***
Mod2 DW	0.48***	0.44***	0.80***	0.91***	0.76***	0.97***
Panel B: 01.01.2015 - 31.12.2017						
Mod1 DW	0.42***	0.62***	0.56***	0.69***	0.82***	0.69***
Mod2 DW	0.43***	0.63***	0.57***	0.69***	0.88***	0.70***

Tabell 23: Resultater fra DW-test med kraft- og industriobligasjoner. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

Mod1: POLS-regresjon med TED-spread som likviditetsmål.

Mod2: POLS-regresjon med S-spread som likviditetsmål.

	Kraft	Industri
Panel A: 01.01.2008 - 31.12.2009		
Mod1 DW	0.19***	0.18***
Mod2 DW	0.20***	0.19***
Panel B: 01.01.2010 - 31.12.2014		
Mod1 DW	0.57***	0.10***
Mod2 DW	0.49***	0.10***
Panel C: 01.01.2015 - 31.12.2017		
Mod1 DW	1.25	0.07***
Mod2 DW	1.24	0.07***

D POLS-regresjoner

Tabell 24: Resultater fra POLS med bankobligasjoner del 1. Tabellen rapporterer resultatene fra POLS-regresjonene for bankgruppene, med kredittmargin som avhengig variabel og TED-spread som likviditetsmål. Standardavvik er rapportert i parentes og er korrigert for autokorrelasjon, tverrsnittskorrelasjon og heteroskedastisitet. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

	Bank1	Bank2	Bank3	Bank4	Bank5	Bank6
Panel A: 01.01.2010 - 31.12.2014						
TED_spread	39.38*** (5.76)	63.79*** (5.08)	52.00*** (5.34)	58.15*** (7.25)	57.51*** (5.84)	44.72*** (6.99)
iTraxx	0.24 (0.26)	-0.31*** (0.10)	0.00 (0.13)	0.59*** (0.14)	0.24 (0.19)	0.57*** (0.18)
TTM	16.68*** (4.08)	7.22** (3.42)	21.10*** (4.92)	21.03*** (3.27)	11.51 (8.18)	27.29*** (4.53)
IR_spread	-17.47** (8.29)	-38.45*** (3.95)	-33.29*** (5.43)	4.89 (3.28)	-13.86* (7.11)	-2.28 (2.30)
Fixed	94.11*** (15.85)	121.18*** (15.64)	118.95*** (15.70)	9.73 (10.01)	117.08*** (25.46)	
Observasjoner	442	3118	1219	135	476	57
R ²	0.64	0.62	0.61	0.80	0.56	0.82
Panel B: 01.01.2010 - 31.12.2014						
TED_spread	13.24** (6.63)	2.36 (3.87)	-2.52 (3.45)	4.20 (6.00)	0.68 (4.34)	-10.24 (7.66)
iTraxx	0.53*** (0.09)	0.47*** (0.04)	0.52*** (0.03)	0.48*** (0.07)	0.50*** (0.04)	0.41*** (0.05)
TTM	18.54*** (2.46)	21.21*** (0.87)	22.57*** (0.95)	20.53*** (1.50)	22.56*** (1.24)	23.60*** (1.43)
IR_spread	11.66*** (4.28)	3.73** (1.66)	2.68 (1.74)	4.17* (2.43)	-0.95 (2.52)	-3.45 (2.65)
Fixed	-9.23* (4.76)	-11.06*** (1.75)	-7.88*** (15.70)	-4.26 (3.75)	-16.21*** (2.68)	
Observasjoner	1064	7586	4083	1281	2402	757

APPENDIKS

R ²	0.73	0.70	0.74	0.71	0.68	0.78
----------------	------	------	------	------	------	------

Panel C: 01.01.2015 - 31.12.2017

TED_spread	9.21 (10.66)	11.19 (14.17)	13.06 (16.30)	12.17 (17.61)	18.78 (14.16)	14.37 (12.71)
iTraxx	1.21*** (0.07)	1.18*** (0.10)	1.23*** (0.10)	1.23*** (0.10)	1.32*** (0.09)	1.13*** (0.10)
TTM	14.57*** (0.85)	13.07*** (0.80)	14.46*** (0.73)	15.58*** (1.20)	17.66*** (1.16)	17.06*** (1.67)
IR_spread	10.73*** (2.59)	2.70 (4.43)	8.53*** (3.18)	6.76* (3.91)	9.13*** (3.51)	10.50*** (3.04)

Observasjoner	380	3029	2438	899	1665	651
R ²	0.74	0.57	0.70	0.61	0.64	0.67

Tabell 25: Resultater fra POLS med bankobligasjoner del 2. Tabellen rapporterer resultatene fra POLS-regresjonene for bankgruppene, med kredittmargin som avhengig variabel og S-spread som likviditetsmål. Standardavvik er rapportert i parentes og er korrigert for autokorrelasjon, tverrsnittskorrelasjon og heteroskedastisitet. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

	Bank1	Bank2	Bank3	Bank4	Bank5	Bank6
--	-------	-------	-------	-------	-------	-------

Panel A: 01.01.2008 - 31.12.2009

S_spread	57.10*** (18.69)	103.21*** (13.99)	84.84*** (16.11)	111.54*** (21.94)	87.53*** (32.34)	135.68*** (22.63)
iTraxx	0.51** (0.22)	0.03 (0.12)	0.28** (0.13)	0.96*** (0.10)	0.59*** (0.19)	0.77*** (0.13)
TTM	17.20*** (4.03)	7.42** (3.49)	21.20*** (5.04)	20.69*** (3.46)	12.51 (8.51)	22.00*** (5.52)
IR_spread	-22.55** (8.75)	-46.47*** (4.21)	-39.93*** (5.54)	-1.02 (3.17)	-20.69*** (7.27)	-12.60*** (3.65)
Fixed	93.63*** (15.61)	122.58*** (15.94)	118.58*** (15.76)	4.49 (8.50)	118.18*** (26.64)	

Observasjoner	442	3118	1219	135	476	57
---------------	-----	------	------	-----	-----	----

APPENDIKS

R ²	0.63	0.58	0.58	0.78	0.52	0.78
----------------	------	------	------	------	------	------

Panel B: 01.01.2010 - 31.12.2014

S_spread	72.53*** (24.45)	46.52*** (14.29)	31.80** (13.96)	55.93** (24.39)	50.92*** (18.14)	21.63 (30.40)
iTraxx	0.56*** (0.06)	0.45*** (0.04)	0.48*** (0.03)	0.45*** (0.07)	0.47*** (0.05)	0.37*** (0.08)
TTM	18.94*** (2.41)	21.31*** (0.90)	22.67*** (0.96)	20.96*** (1.56)	22.61*** (1.25)	23.84*** (1.51)
IR_spread	16.17*** (3.87)	7.04*** (1.59)	4.21** (1.76)	5.30** (2.31)	1.45 (2.32)	-2.24 (2.18)
Fixed	-8.13* (4.48)	-10.27*** (1.72)	-6.91*** (1.83)	-2.93 (3.31)	-14.48*** (2.54)	
Observasjoner	1064	7586	4083	1281	2402	757
R ²	0.74	0.70	0.74	0.72	0.69	0.77

Panel C: 01.01.2015 - 31.12.2017

S_spread	26.12 (39.44)	-27.01 (42.05)	-28.87 (39.23)	-55.14 (48.65)	28.81 (45.78)	25.54 (48.65)
iTraxx	1.21*** (0.07)	1.19*** (0.10)	1.25*** (0.10)	1.24*** (0.10)	1.34*** (0.09)	1.14*** (0.10)
TTM	14.61*** (0.85)	13.01*** (0.80)	14.39*** (0.72)	15.54*** (1.20)	17.76*** (1.17)	17.09*** (1.67)
IR_spread	11.42*** (2.60)	3.32 (4.62)	9.15*** (3.26)	7.20* (3.99)	10.55*** (3.50)	11.45*** (2.99)
Observasjoner	380	3029	2438	899	1665	651
R ²	0.74	0.57	0.70	0.61	0.64	0.66

Tabell 26: Resultater fra POLS med OMF del 1. Tabellen rapporterer resultatene fra POLS-regresjonene for OMF-gruppene, med kredittmargin som avhengig variabel og TED-spread som likviditetsmål. Standardavvik er rapportert i parentes og er korrigert for autokorrelasjon, tverrsnittskorrelasjon og heteroskedastisitet. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

APPENDIKS

	OMF1	OMF2	OMF3	OMF4	OMF5	OMF6
Panel A: 01.01.2010 - 31.12.2014						
TED_spread	0.96 (2.88)	-8.74** (4.30)	2.51 (2.64)	6.77*** (2.60)	-5.11 (3.41)	-13.59*** (4.86)
iTraxx	0.29*** (0.03)	0.26*** (0.05)	0.23*** (0.04)	0.19*** (0.03)	0.41*** (0.04)	0.30*** (0.06)
TTM	6.67*** (0.69)	8.12*** (1.00)	8.30*** (0.71)	8.71*** (0.46)	8.62*** (0.62)	10.62*** (1.28)
IR_spread	8.31*** (1.27)	6.35*** (1.42)	8.32*** (1.76)	8.90*** (1.35)	10.13*** (1.52)	7.51*** (1.99)
Fixed	-17.76*** (3.60)	4.82*** (2.73)	-4.37*** (1.37)	-15.08*** (3.26)		11.83*** (3.37)
Observasjoner	2093	559	934	1839	500	490
R ²	0.74	0.84	0.66	0.67	0.84	0.62
Panel B: 01.01.2015 - 31.12.2017						
TED_spread	13.57** (6.09)	16.99** (7.35)	11.68 (7.42)	18.57* (10.34)	10.85 (10.38)	34.05*** (12.52)
iTraxx	0.74*** (0.05)	0.76*** (0.06)	0.76*** (0.06)	0.75*** (0.09)	0.96*** (0.06)	0.90*** (0.10)
TTM	7.64*** (0.52)	8.58*** (0.44)	9.38*** (0.46)	9.86*** (0.69)	9.15*** (0.86)	10.03*** (0.94)
IR_spread	7.53*** (1.60)	4.69** (2.33)	7.58*** (2.29)	8.11*** (2.58)	7.85** (3.28)	3.32 (3.12)
Observasjoner	1927	1015	1285	989	591	398
R ²	0.73	0.78	0.77	0.63	0.75	0.62

Tabell 27: Resultater fra POLS med OMF del 2. Tabellen rapporterer resultatene fra POLS-regresjonene for OMF-gruppene, med kredittmargin som avhengig variabel og S-spread som likviditetsmål. Standardavvik er rapportert i parentes og er korrigert for autokorrelasjon, tverrsnittskorrelasjon og heteroskedastisitet. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

APPENDIKS

	OMF1	OMF2	OMF3	OMF4	OMF5	OMF6
Panel A: 01.01.2010 - 31.12.2014						
S_spread	24.35 (16.36)	31.30** (12.57)	37.90** (19.00)	0.75 (16.45)	9.77 (20.22)	63.51** (26.49)
iTraxx	0.27*** (0.04)	0.20*** (0.06)	0.21*** (0.04)	0.23*** (0.04)	0.39*** (0.05)	0.18** (0.07)
TTM	6.77*** (0.66)	8.29*** (1.04)	8.33*** (0.64)	8.68*** (0.49)	8.69*** (0.68)	10.90*** (1.47)
IR_spread	9.07*** (1.20)	6.77*** (1.40)	9.63*** (1.63)	9.20*** (1.31)	10.65*** (1.79)	9.15*** (2.51)
Fixed	-17.48*** (3.60)	5.39** (2.52)	-3.45*** (1.38)	-15.35*** (3.37)		18.27*** (3.20)
Observasjoner	2093	559	934	1839	500	490
R ²	0.74	0.84	0.67	0.66	0.84	0.62

Panel B: 01.01.2015 - 31.12.2017						
S_spread	10.08 (20.92)	-6.89 (23.93)	7.33 (27.62)	-11.45 (45.75)	45.89 (22.09)	-46.26 (46.46)
iTraxx	0.75*** (0.06)	0.78*** (0.06)	0.78*** (0.06)	0.77*** (0.09)	0.98*** (0.06)	0.93*** (0.11)
TTM	7.66*** (0.52)	8.60*** (0.44)	9.38*** (0.46)	9.81*** (0.68)	9.12*** (0.84)	10.03*** (0.95)
IR_spread	8.35*** (1.69)	5.63** (2.52)	8.21*** (2.34)	9.34*** (2.48)	8.98** (3.28)	5.34 (3.58)
Observasjoner	1927	1015	1285	989	591	398
R ²	0.72	0.78	0.77	0.62	0.76	0.60

E FE-regresjoner

Tabell 28: Resultater fra FE-regresjoner med bankobligasjoner del 1. Tabellen rapporterer resultatene fra FE-regresjonene for bankgruppene med utsteder-effekter, kredittmargin som avhengig variabel og TED-spread som likviditetsmål. Standardavvik er rapportert i parentes og er korrigert for autokorrelasjon, tverrsnittskorrelasjon og heteroskedastisitet. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

	Bank1	Bank2	Bank3	Bank4	Bank5	Bank6
Panel A: 01.01.2008 - 31.12.2009						
TED_spread	41.61*** (3.76)	66.03*** (5.69)	53.82*** (7.94)	56.73*** (5.9)	56.56*** (9.34)	45.46*** (6.04)
iTraxx	0.24*** (0.05)	-0.28*** (0.09)	0.01 (0.14)	0.68*** (0.07)	0.26 (0.18)	0.67*** (0.16)
TTM	29.53*** (1.35)	12.86*** (3.68)	24.09*** (4.42)	20.29*** (3.15)	10.45 (8.15)	-9.67 (12.73)
IR_spread	-19.41*** (0.99)	-40.08*** (2.98)	-32.47*** (5.58)	2.02 (2.38)	-15.19** (6.79)	-13.56*** (4.63)
Observasjoner	442	3118	1219	135	476	57
F-test	2.05	8.07***	13.66***	10.3***	6.82***	3.11**
R ²	0.64	0.62	0.61	0.80	0.56	0.82
Panel B: 01.01.2010 - 31.12.2014						
TED_spread	14.45*** (2.66)	3.95 (3.31)	0.2 (3.73)	-0.43 (3.77)	2.05 (3.77)	-9.0 (5.58)
iTraxx	0.47*** (0.02)	0.44*** (0.04)	0.45*** (0.04)	0.56*** (0.03)	0.56*** (0.05)	0.43*** (0.06)
TTM	18.24*** (0.62)	21.49*** (0.88)	23.87*** (1.16)	20.92*** (0.76)	23.69*** (1.34)	23.75*** (2.01)
IR_spread	9.13*** (1.18)	3.35** (1.56)	0.78 (1.55)	5.26** (2.18)	2.74 (1.7)	-0.16 (2.07)
Observasjoner	1064	7586	4083	1281	2402	757
F-test	14.64***	214.7***	17.41***	38.55***	48.24***	7.41***

R ²	0.73	0.70	0.74	0.71	0.68	0.78
----------------	------	------	------	------	------	------

Panel C: 01.01.2015 - 31.12.2017

TED_spread	9.28 (7.96)	13.8 (13.46)	12.86 (15.86)	4.98 (16.06)	23.3* (14.01)	15.33 (12.41)
iTraxx	1.21*** (0.06)	1.22*** (0.08)	1.23*** (0.1)	1.22*** (0.1)	1.34*** (0.11)	1.1*** (0.09)
TTM	14.54*** (0.43)	13.8*** (0.52)	14.45*** (0.7)	16.78*** (0.99)	16.77*** (0.98)	17.06*** (1.94)
IR_spread	10.81*** (1.97)	6.03** (2.93)	9.11*** (3.22)	9.45*** (3.66)	8.82*** (3.3)	9.68*** (2.97)
Observasjoner	380	3029	2438	899	1665	651
F-test	0.53	116.2***	1.41*	9.53***	14.52***	1.53*
R ²	0.74	0.57	0.70	0.61	0.64	0.67

Tabell 29: Resultater fra FE-regresjoner med bankobligasjoner del 2. Tabellen rapporterer resultatene fra FE-regresjonene for bankgruppene med utsteder-effekter, kredittmargin som avhengig variabel og S-spread som likviditetsmål. Standardavvik er rapportert i parentes og er korrigert for autokorrelasjon, tverrsnittskorrelasjon og heteroskedastisitet. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

	Bank1	Bank2	Bank3	Bank4	Bank5	Bank6
--	-------	-------	-------	-------	-------	-------

Panel A: 01.01.2008 - 31.12.2009

S_spread	76.8*** (18.5)	103.96*** (16.75)	98.36*** (21.8)	105.09*** (12.98)	91.68** (45.07)	138.28*** (49.52)
iTraxx	0.49*** (0.05)	0.07 (0.1)	0.28** (0.12)	1.04*** (0.09)	0.61*** (0.18)	0.81*** (0.16)
TTM	30.09*** (1.34)	13.53*** (3.81)	24.29*** (4.74)	20.03*** (3.39)	11.41 (8.7)	2.43 (22.49)
IR_spread	-24.96*** (1.63)	-48.31*** (3.34)	-39.3*** (5.61)	-3.62* (1.9)	-21.41*** (7.06)	-18.86** (7.69)
Observasjoner	442	3118	1219	135	476	57

APPENDIKS

F-test	2.14*	8.22***	13.11***	8.45***	6.9***	0.86
R ²	0.63	0.58	0.58	0.78	0.52	0.78

Panel B: 01.01.2010 - 31.12.2014

S_spread	89.11*** (0.03)	56.98*** (0.03)	46.3*** (0.04)	40.77 (0.03)	55.63*** (0.05)	0.63 (0.09)
iTraxx	0.5*** (0.03)	0.42*** (0.03)	0.41*** (0.04)	0.53*** (0.03)	0.52*** (0.05)	0.39*** (0.09)
TTM	18.79*** (0.64)	21.79*** (0.89)	24.06*** (1.19)	21.29*** (0.74)	23.93*** (1.42)	23.91*** (2.13)
IR_spread	14.68*** (1.15)	7.34*** (1.75)	2.96* (1.53)	6.17*** (1.93)	5.23*** (1.73)	0.07 (2.1)
Observasjoner	1064	7586	4083	1281	2402	757
F-test	17.05***	218.95***	18.23***	37.6***	48.64***	7.33***
R ²	0.74	0.70	0.74	0.72	0.69	0.77

Panel C: 01.01.2015 - 31.12.2017

S_spread	27.1 (30.97)	-3.33 (32.48)	-29.08 (38.04)	-49.9 (44.14)	35.47 (41.71)	15.68 (46.61)
iTraxx	1.21*** (0.06)	1.23*** (0.09)	1.25*** (0.1)	1.22*** (0.11)	1.36*** (0.11)	1.12*** (0.09)
TTM	14.57*** (0.46)	13.74*** (0.51)	14.38*** (0.69)	16.73*** (1.02)	16.91*** (1.0)	17.05*** (1.95)
IR_spread	11.51*** (2.17)	6.92** (2.99)	9.73*** (3.25)	9.45** (3.94)	10.55*** (3.3)	10.55*** (3.1)
Observasjoner	380	3029	2438	899	1665	651
F-test	0.57	115.06***	1.42*	9.68***	14.19***	1.47*
R ²	0.74	0.57	0.70	0.61	0.64	0.66

Tabell 30: Resultater fra FE-regresjoner med OMF del 1. Tabellen rapporterer resultatene fra FE-regresjonene for OMF-gruppene med utsteder-effekter, kredittmargin som avhengig variabel og TED-spread som likviditetsmål. Standardavvik er rapportert i parentes og er korrigert for autokorrelasjon, tverrsnittskorrelasjon og heteroskedastisitet. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

	OMF1	OMF2	OMF3	OMF4	OMF5	OMF6
Panel A: 01.01.2010 - 31.12.2014						
TED_spread	0.49 (2.12)	-7.65 (4.9)	1.88 (2.67)	4.85* (2.87)	-5.48** (2.68)	-11.7*** (4.43)
iTraxx	0.28*** (0.03)	0.23*** (0.05)	0.25*** (0.05)	0.24*** (0.05)	0.41*** (0.07)	0.3*** (0.05)
TTM	5.16*** (0.56)	8.7*** (1.35)	8.46*** (0.88)	7.63*** (0.48)	8.61*** (0.62)	10.8*** (1.19)
IR_spread	8.22*** (1.09)	6.29*** (0.93)	9.76*** (1.37)	10.22*** (1.06)	10.38*** (2.11)	7.38*** (1.08)
Observasjoner	2093	559	934	1839	500	490
F-test	35.31***	14.99***	14.66***	15.05***	7.9***	20.62***
R ²	0.74	0.84	0.66	0.67	0.84	0.62
Panel B: 01.01.2015 - 31.12.2017						
TED_spread	13.87*** (4.7)	16.97** (6.92)	12.61* (6.43)	17.44** (7.92)	11.24 (10.57)	30.85*** (10.5)
iTraxx	0.75*** (0.03)	0.74*** (0.06)	0.77*** (0.07)	0.75*** (0.11)	0.95*** (0.05)	0.87*** (0.06)
TTM	7.65*** (0.48)	8.6*** (0.78)	8.92*** (0.65)	9.31*** (0.66)	9.0*** (1.04)	10.93*** (0.57)
IR_spread	7.05*** (1.42)	4.2 (2.83)	5.71** (2.49)	4.51** (2.26)	7.3*** (2.74)	4.78* (2.45)
Observasjoner	1927	1015	1285	989	591	398
F-test	11.43***	5.34***	4.5***	21.36***	6.84***	8.9***
R ²	0.73	0.78	0.77	0.63	0.75	0.62

Tabell 31: Resultater fra FE-regresjoner med OMF del 2. Tabellen rapporterer resultatene fra FE-regresjonene for bankgruppene med utsteder-effekter, kredittmargin som avhengig variabel og S-spread som likviditetsmål. Standardavvik er rapportert i parentes og er korrigert for autokorrelasjon, tverrsnittskorrelasjon og heteroskedastisitet. Signifikans på 10%-nivået er markert *, på 5%-nivået **, og på 1%-nivået ***.

	OMF1	OMF2	OMF3	OMF4	OMF5	OMF6
Panel A: 01.01.2010 - 31.12.2014						
S_spread	28.02*** (7.91)	37.83*** (11.03)	20.26*** (6.07)	-14.09 (17.51)	7.77 (24.74)	56.14** (23.59)
iTraxx	0.25*** (0.03)	0.16*** (0.06)	0.24*** (0.05)	0.28*** (0.05)	0.39*** (0.1)	0.2*** (0.05)
TTM	5.31*** (0.51)	9.06*** (1.29)	8.62*** (0.84)	7.44*** (0.47)	8.69*** (0.89)	11.05*** (1.34)
IR_spread	9.03*** (1.05)	6.64*** (0.85)	10.11*** (1.42)	10.09*** (1.05)	10.88*** (2.37)	8.76*** (1.56)
Observasjoner	2093	559	934	1839	500	490
F-test	33.23***	18.04***	12.56***	16.51***	7.48***	24.96***
R ²	0.74	0.84	0.66	0.67	0.84	0.62
Panel B: 01.01.2015 - 31.12.2017						
S_spread	7.31 (21.57)	-7.87 (24.29)	6.57 (25.55)	-6.27 (27.72)	35.26* (20.33)	-39.29 (28.76)
iTraxx	0.76*** (0.03)	0.76*** (0.07)	0.79*** (0.07)	0.76*** (0.11)	0.97*** (0.05)	0.89*** (0.07)
TTM	7.67*** (0.48)	8.6*** (0.81)	8.91*** (0.64)	9.34*** (0.66)	8.97*** (1.02)	10.99*** (0.66)
IR_spread	7.94*** (1.49)	4.99 (3.13)	6.39** (2.58)	5.86** (2.61)	8.35*** (2.83)	6.67** (3.1)
Observasjoner	1927	1015	1285	989	591	398
F-test	11.0***	5.28***	4.36***	21.18***	6.3***	9.25***
R ²	0.73	0.78	0.77	0.63	0.75	0.62

F Obligasjonsgruppene

Tabell 32: Obligasjonsgrupper

Bank1	DNB Bank ASA, Nordea Bank Norge ASA, Skandinaviska Enskilda Banken Ab, Swedbank Ab
Bank2	SpareBank 1 SMN, Sparebanken Sogn Og Fjordane, Sparebanken Sør, Sparebanken Ost, Sparebanken Pluss, Sparebanken Hedmark, Sparebanken Møre, SpareBank 1 Nord-Norge, SpareBank 1 SR-Bank, Sparebank 1 Østlandet, Sparebank 1 SR-Bank Asa, Gjensidige Bank ASA, Bank 1 Oslo Akershus AS, Sparebank 1 Nord Norge, SpareBank 1 SR-Bank ASA, Sparebanken Hardanger, Sparebanken Øst, Arion Banki Hf
Bank3	SpareBank 1 Ostfold Akershus, Totens Sparebank, Storebrand Bank ASA, BN Bank ASA, Bolig- og Næringskreditt AS, Helgeland Sparebank, SpareBank 1 Ringerike Hadeland, Fana Sparebank, Sparebanken Telemark, SpareBank 1 Buskerud-Vestfold, Bank 1 Oslo Akershus AS, SpareBank 1 Oestfold Akershus, Landkreditt Bank AS, Holla Og Lunde Sparebank, Obos-Banken AS, OBOS-banken AS, Klp Banken As, Sparebank 1 Ostfold Akershus, KLP Banken AS, Sparebank 1 Ringerike Hadeland, Sparebank 1 Østfold Akershus, SPAREBANK 1 BV, SpareBank 1 Nøtterøy - Tønsberg, Sparebank 1 Bv, SpareBank 1 BV, Sbanken ASA, Gjensidige Bank Asa, Landkreditt Bank, Skandiabanken ASA
Bank4	SpareBank 1 Nordvest, Sparebanken Narvik, Haugesund Sparebank, SpareBank 1 Nøtterøy - Tønsberg, BN Bank ASA, Glitnir Bank ASA, Sparebank 1 Nøtterøy - Tønsberg, Bn Bank Asa, Spareskillingsbanken, Sparebank 1 Nordvest, Santander Consumer Bank AS, Jæren Sparebank
Bank5	Orskog Sparebank, Sandnes Sparebank, Sparebank 1 Hallingdal Valdres, Modum Sparebank, Sparebank 1 Søre Sunnmøre, Klepp Sparebank, Lillestrøm Sparebank, Time Sparebank, Sparebank 1 Nøtterøy, Sparebank 1 Gudbrandsdal, Melhus Sparebank, Pareto Bank ASA, Jæren Sparebank, Skudenes og Aakra sparebank, Sparebank 1 Modum, Skue Sparebank, Nes Prestegjelds Sparebank, Lillestrøm Sparebank, JAREN SPAREBANK, Bank Norwegian AS, Askim og Spydeberg Sparebank, Skudenes og Aakra Sparebank, SpareBank 1 Gudbrandsdal, SpareBank 1 Hallingdal Valdres, Bamble Sparebank, Askim Og Spydeberg Sparebank, Flekkefjord Sparebank, SpareBank 1 Modum

Bank6	Halden Sparebank, Kragerø Sparebank, Sparebanken Hardanger, Ørland Sparebank, Bamble og Langesund Sparebank, Larvikbanken Brunlanes Sparebank, Sparebank 1 Hardanger, Høland og Setskog Sparebank, Surnadal Sparebank, Sparebank 1 Lom Og Skjåk, Odal Sparebank, Orkdal Sparebank, Voss Veksel- og Landmandsbank, Spydeberg Sparebank, RørosBanken, BAMBLE SPAREBANK, Bamble Sparebank, Luster Sparebank, Voss Veksel- og Landmandsbank ASA, LOM OG SKJAK SPAREBANK, Rørosbanken Røros Sparebank, Holand Og Setskog Sparebank, Eidsberg Sparebank, SpareBank 1 Lom og Skjåk, Harstad Sparebank, Rørosbanken
OMF1	Sparebank 1 Boligkreditt As, DNB Boligkreditt AS, Nordea Eiendomskreditt AS, Stadshypotek Ab, Sparebanken Vest Boligkreditt AS, Sparebanken Sør Boligkreditt AS, Stadshypotek AB
OMF2	Sparebanken Vest Boligkreditt AS, Terra Boligkreditt AS, Swedbank Hypotek AB, EIKA BOLIGKREDITT AS, Sparebanken Sør Boligkreditt AS, Eika Boligkreditt, SPAREBANKEN SOR BOLIGKRE, Eika Boligkreditt As, Eika Boligkreditt AS, Skandiabanken Boligkreditt, Skandiabanken Boligkreditt AS, Danske Bank A/S
OMF3	Terra Boligkreditt AS, Sparebanken Vest Boligkreditt AS, SSB Boligkreditt AS, Eika Boligkreditt, Storebrand Boligkreditt AS, Gjensidige Bank Boligkreditt As, Bustadkreditt Sogn Og Fjordane As, EIKA BOLIGKREDITT AS, Møre Boligkreditt AS, Bustadkreditt Sogn og Fjordane AS, Gjensidige Bank Boligkreditt AS, Eika Boligkreditt AS, GJENSIDIGE BANK BOLIGKRE, KLP Boligkreditt AS, SPAREBANKEN SOR BOLIGKRE, SR-Boligkreditt AS, Sbanken Boligkreditt AS, SFF BUSTADKREDITT AS, KLP BOLIGKREDITT, SPAREBANKEN OST BOLIGKRE, Bustadkreditt Sogn og Fjordane, Gjensidige Bank Boligkreditt A, Sparebanken Øst Boligkreditt AS, OBOS Boligkreditt AS, Sparebanken Sør Boligkreditt AS
OMF4	Terra Boligkreditt AS, Storebrand Boligkreditt AS, Eika Boligkreditt AS, Sparebanken Vest Boligkreditt AS, Møre Boligkreditt AS, Sparebanken Ost Boligkreditt AS, Sør Boligkreditt AS, Gjensidige Bank Boligkreditt AS, SSB Boligkreditt AS, Bustadkreditt Sogn og Fjordane AS, Pluss Boligkreditt AS, SPAREBANKEN SOR BOLIGKRE, EIKA BOLIGKREDITT AS, Sparebanken Øst Boligkreditt AS, Klp Boligkreditt As, KLP Boligkreditt AS, TOTENS SPAREBANK BOLIGKR, Fana Sparebank Boligkreditt AS, SpareBank 1 Boligkreditt AS, OBOS Boligkreditt AS, Obos Boligkreditt AS, Bustadkreditt Sogn og Fjordane, Gjensidige Bank Boligkreditt A
OMF5	Fana Sparebank Boligkreditt AS, Helgeland Boligkreditt, Fana Sparebank Boligkreditt As, HELGELAND BOLIGKREDITT, Verd Boligkreditt AS, Helgeland Boligkreditt AS, Helgeland Boligkreditt As
OMF6	Eiendomskreditt As, Verd Boligkreditt AS, Landkreditt Boligkreditt AS, Totens Sparebank Boligkreditt AS, Landkreditt Boligkreditt As

Kraft	Hafslund ASA, Agder Energi AS, Statkraft AS, Sogn og Fjordane Energi AS, Statnett SF, Eidsiva Energi AS, Statkraft SF, Energiselskapet Buskerud AS, Lyse Energi AS, BKK AS, Bergenshalvøens Kommunale Kraftselskap AS, Sogn Og Fjordane Energi, Bergenshalvøens Kommunale Kraftselskap AS, Tafjord Kraft AS, Lyse Energi, Tus-sa Kraft AS, Fredrikstad Energi AS, Ringeriks Kraft, Sunnhordland Kraftlag AS, Bergenshalvens Kommunale Kraft, Helgeland Kraftlag AS, Nord-Trøndelag Elektri-sitetsverk Holding AS, Sognekraft AS
Industri	Orkla ASA, Elkem ASA, NorgesGruppen ASA, Agder Energi AS, Nortura SA, Telenor ASA, Steen og Strøm AS, Kongsberg Gruppen ASA, Norwegian Property ASA, Olav Thon Eiendomsselskap ASA, DSB, Posten Norge AS, Felleskjøpet Agri SA, TINE SA, Yara International ASA, Thon Holding AS, Avinor ASA, BKK AS, Fjellinjen A/S, Schibsted ASA, Tafjord Kraft AS, Selvaag Gruppen AS, Hurtigruten AS, Entra ASA, Bkk As, Entra Eiendom AS, Tele2 Ab, DFDS A/S, Fjord Line AS, Nortura Sa, Veidekke ASA, Atea ASA, Obos Bbl, Avinor As, MøllerGruppen AS, Sporveien Oslo AS, Vasakronan Ab, TrønderEnergi AS, Norsk Hydro ASA, Statnett SF

G Shapley-Owen dekomponering

Vi skriver den generelle OLS-modellen med opptill k forklaringsvariabler:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u. \quad (24)$$

og lar $K = \{x_1, \dots, x_k\}$ betegne et sett med uavhengige variabler. Likning (24) produserer en R^2 som vi ønsker å fordele på de uavhengige variablene. For dette formålet betrakter vi nye regresjonsmodeller for hver kombinasjon av variablene $T \subseteq K$:

$$y = \beta_0 + \sum_{x_j \in T} \beta_j x_j + \epsilon. \quad (25)$$

Hver av disse undermodellene er assosiert med en respektiv $R^2(T)$ som samles i en funksjon, hvor $f(K)$ betegner R^2 til den fulle modellen og $f(\emptyset) = 0$, R^2 for en tom modell.

Videre starter vi med den fulle modellen og eliminerer en og en uavhengig variabel i henhold til en spesifikk rekkefølge av variablene. Forskjellen i R^2 i forbindelse med eliminering av en gitt variabel er forbundet med den gitte variabelen sitt marginale bidrag i den spesifikke rekkefølgen. Hvis vi behandler alle spesifikke rekkefølger som like sannsynlig vil Shapley-Owen verdien til en gitt variabel være variabelens gjennomsnittlige marginale bidrag over alle mulige rekkefølger.

Mer formelt kan vi la θ være en kombinasjon av de uavhengige variablene med tolknin-gen at x_j har posisjonen $\theta(x_j)$ i θ . Settet med variabler som kommer før x_j i θ , betegner

vi som $P(\theta, x_j) := \{x_p \in K \mid \theta(p) < \theta(j)\}$. I kombinasjon θ er endrer derfor variabelen x_j , R^2 med:

$$MC(x_j, \theta) := f(P(\theta, x_j) \cup \{x_j\}) - f(P(\theta, x_j)), \quad (26)$$

som vi kaller variabelen x_j sitt marginale bidrag i θ .

Deretter betegner vi $\Theta(K)$ som settet med alle $|K|!$ kombinasjoner på K . Shapley-Owen verdien til variabel x_j kan dermed konstrueres som:

$$Sh_{x_j}(f) = \frac{1}{|\Theta(K)|} \sum_{\theta \in \Theta(K)} MC(x_j, \theta). \quad (27)$$

