



Kvantifisering av en implisitt statsgaranti i det europeiske bankmarkedet

En empirisk studie av bankers CDS-spreader

Hanna Benterud Gaarder og Kristoffer Johan Nilsen

Veileder: Kjell Bjørn Nordal

Masterutredning innen økonomisk analyse og finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Sammendrag

Denne studien supplerer litteraturen som forsøker å kvantifiserer subsidien for banker som anses som "too big to fail" (TBTF). TBTF er en forventning i markedet om at myndighetene ikke vil la systemviktige banker gå konkurs. Forventningen refereres til som en implisitt statsgaranti, - implisitt fordi myndighetene ikke har lovet ex ante at de vil handle. TBTF-subsidien gjør at systemviktige bankers finansieringskostnader ikke reflekterer deres faktiske risikotaking. Kreditorne vil være villige til å yte lån til banken til en lavere kostnad enn de ellers ville ha gjort. Hovedhensikten vår er å se på utviklingen i TBTF-subsidien i perioden 2008 til 2013 i det europeiske bankmarkedet. Tidligere studier har hovedsakelig fokusert på finansielle institusjoner i USA. I tillegg undersøker de fleste studier en periode frem til 2011 eller tidligere. Vi synes at årene etter finanskrisen er spesielt interessante på grunn av utviklingen av det nye kriseløsningsregimet i Europa.

Vi estimerer TBTF-subsidien basert på to ulike metoder. Begge metodene estimerer subsidien som en reduksjon i store bankers finansieringskostnader som følge av forventninger om at disse vil bli reddet av myndighetene i krisetider. Vi bruker bankenes CDS-spreader som et anslag på deres finansieringskostnader. Små banker antas å finansiere seg til en kostnad som reflekterer deres faktiske risikotaking. Resultatene fra begge metodene viser at store banker har lavere finansieringskostnader som følge av en implisitt statsgaranti. Den gjennomsnittlige subsidien for hele perioden varierer mellom 42 og 99 basispunkter, avhengig av hvilken metode som benyttes. Estimaten innen hver metode er imidlertid robuste overfor ulike estimeringsprosedyrer og seleksjonskriterier for kategorisering av store banker. Vi viser utviklingen i TBTF-subsidien for hvert år i perioden ved begge metodene, både i basispunkter og i milliarder euro. Et interessant aspekt ved analysen er at subsidien, basert på begge metodene, har vært relativt høy i 2012 og 2013. Dette kan reflektere markedsuro som følge av statsgjeldskrisen i Europa, heller enn mislykkede forsøk på nye reguleringer.

Forord

Denne utredningen utgjør den avsluttende delen av masterstudiet vårt ved Norges Handelshøyskole (NHH) våren 2014. Motivasjonen for oppgaven er en stor interesse for banksektoren og håndtering av banker i krisetider. Arbeidet med utredningen har vært både krevende og lærerikt. Vi ønsker å takke vår veileder Kjell Bjørn Nordal ved Norges Bank for god veiledning underveis. Vi setter særlig pris på hans raske og omfattende tilbakemeldinger på disposisjon og utkast til oppgaven.

Bergen, 20.06.2014

Hanna Benterud Gaarder

Kristoffer Johan Nilsen

Innholdsfortegnelse

1. Teori.....	1
1.1 Too-big-to-fail og moralsk hasard.....	1
1.2 Nytt kriseløsningsregime i Europa.....	3
1.3 Økt fokus på systemviktige banker.....	4
1.4 Relatert litteratur.....	6
1.5 Sammenhengen mellom CDS-spread og bankenes finansieringskostnader.....	13
2. Problemstilling.....	18
3. Empirisk metode.....	22
3.1 Metode 1.....	23
3.2 Metode 2.....	25
3.3 Bankspesifikke kontrollvariabler.....	26
3.4 Makroøkonomiske kontrollvariabler.....	29
4. Databeskrivelse.....	31
4.1 Datainnsamling.....	31
4.2 Beskrivelse av banker.....	34
4.3 Kategorisering av banker.....	36
4.4 Deskriptiv statistikk.....	37
5. Resultater.....	40
5.1 Metode 1.....	40
5.1.1 Utvikling i TBTF-subsidien over tid i basispunkter og i milliarder euro estimert med metode 1.....	43
5.1.2 Bankenes risikosensitivitet.....	45
5.1.3 Effekten av ulike ratinger på bankenes CDS-spreader.....	48
5.1.4 Sammenhengen mellom statlig finansiell styrke og størrelsen på TBTF-subsidien.....	51
5.2 Metode 2.....	52
5.2.1 Utvikling i TBTF-subsidien over tid i basispunkter og i euro estimert med metode 2.....	56
5.3 Sammenligning av metode 1 og metode 2 på samme utvalg.....	59
6. Robusthetstester.....	64
6.1 Estimeringsprosedyre.....	64
6.1.1 Estimeringsprosedyre metode 1.....	65
6.1.2 Estimeringsprosedyre metode 2.....	65
6.2 Seleksjon av utvalg.....	66
6.2.1 Seleksjon av utvalg metode 1.....	66
6.2.2 Seleksjon av utvalg metode 2.....	67
6.3 Uteliggere og multikollinearitet.....	68
7. Politikimplikasjoner.....	70
7.1 Implikasjoner av en implisitt statsgaranti på bankenes kapitalstruktur.....	72
7.2 Potensielle negative ringvirkninger mellom bankenes gjeld og statlig gjeld.....	76

7.3	Nytt kriseløsningsregime i Europa	78
7.4	Andre forslag til håndtering av TBTF-problemet som har blitt foreslått i litteraturen	84
8.	Konklusjon.....	86
9.	Litteraturoversikt.....	88

Appendiksoversikt

Appendiks A: Bankkarakteristika	96
Appendiks B: Resultater metode 1	100
Appendiks C: Robusthetstester	104

Tabelloversikt

Tabell 1.1 Liste over G-SIBs i Europa	6
Tabell 1.2 Tidligere studier med periode, utvalg og estimert TBTF-subsidie	7
Tabell 4.1 Variabelbeskrivelse, datakilde og forventet fortegn	34
Tabell 4.2 Deskriptiv statistikk bankspesifikke variabler	38
Tabell 4.3 Deskriptiv statistikk makroøkonomiske variabler.....	39
Tabell 5.1 Regresjonsresultater estimert med metode 1 på et fullt utvalg	41
Tabell 5.2 Utviklingen i TBTF-subsidien i bp. og mrd. euro estimert med metode 1 på et fullt utvalg.....	43
Tabell 5.3 Regresjonsresultater estimert med metode 1 - CDS-spreaden til små banker i Frankrike, Tyskland, Italia, Nederland, Spania og Storbritannia som avhengig variabel	54
Tabell 5.4 Utviklingen i TBTF-subsidien i basispunkter estimert med metode 2 for G-SIBs og store banker i Frankrike, Tyskland, Italia, Nederland, Spania og Storbritannia	57
Tabell 5.5 Regresjonsresultater estimert med metode 1 på samme utvalg som metode 2	60
Tabell 5.6 Gjennomsnittlig TBTF-subsidie estimert med metode 1 og metode 2 på samme utvalg	61
Tabell 6.1 TBTF-Subsidien i basispunkter ved ulike estimeringsprosedyrer estimert med metode 1 (seleksjonskriterium på 15 prosent).....	65
Tabell 6.2 TBTF-subsidien i basispunkter ved ulike estimeringsprosedyrer estimert med metode 2 (seleksjonskriterium på 15 prosent).....	66
Tabell 6.3 Gjennomsnittlig TBTF-subsidie i basispunkter ved ulike seleksjonskriterier estimert med metode 1.....	67
Tabell 6.4 Gjennomsnittlig TBTF-subsidie i basispunkter ved ulike seleksjonskriterier estimert med metode 2.....	68

Figuroversikt

Figur 1.1 Utbetalingsprofil med og uten CDS-kontrakt	14
Figur 2.1 Utviklingen i CDS-spreaden for G-SIBs fra 2005 til mars 2014	19
Figur 2.2 Utviklingen i gjennomsnittlig CDS-spread for G-SIBs og de resterende bankene i utvalget fra 2007 til 2014	21
Figur 5.1 Gjennomsnittlig årlig TBTF-subsidie i basispunkter og i euro per bank estimert med metode 1	44
Figur 5.2 Sammenhengen mellom bankenes CDS-spread og størrelse, og bankenes z-score og størrelse	46
Figur 5.3 Sammenhengen mellom LIDR og bankenes størrelse i perioden 2008-2013	49
Figur 5.4 Sammenhengen mellom "individual rating" og bankenes størrelse i perioden 2008-2011	50
Figur 5.5 Sammenhengen mellom "viability rating" og bankenes størrelse i perioden 2011-2013	50
Figur 5.6 Gjennomsnittlig årlig TBTF-subsidie i euro per bank estimert med metode 2	59
Figur 7.1 Potensielle negative ringvirkninger mellom bankenes gjeld og statlig gjeld	77

1. Teori

1.1 Too-big-to-fail og moralsk hasard

Erfaringene fra finanskrisen har vist hvor sårbart det finansielle systemet er overfor kriser i systemviktige banker. I mange land er fortsatt verdiskapingen lavere enn den var i 2008 (Baltzersen, 2014). Som regel oppstår kriser i systemviktige banker når økonomien er på vei inn i eller allerede er i en nedgangskonjunktur. Ofte frykter man at avvikling av slike banker vil forsterke nedgangskonjunktoren ytterligere fordi problemer i enkeltbanker kan ha smittevirkninger som fører til alvorlige forstyrrelser i det finansielle systemet som helhet. Det kan oppstå problemer i realøkonomien ved at bankene blant annet slutter å yte lån og betalinger stopper opp. Banker skiller seg fra andre finansinstitusjoner ved at de finansierer virksomheten med innskudd fra publikum (Norges Bank, 2013). De har en sentral rolle i kredittytting og betalingsformidling, og er i stand til å sikre en god allokering av kapital og risiko i samfunnet. Allokering av kapital til produktive investeringer og omfordeling av risiko til de som er best egnet til å bære den, er med på å fremme vekst i økonomien. Slike funksjoner gjør at problemer i banker normalt vil ha større konsekvenser for det finansielle systemet som helhet enn konkurser i et vanlig foretak. Kostnadene for realøkonomien og faren for smittevirkninger er så store at myndighetene griper inn og redder bankene slik at disse får videreført sine samfunnskritiske funksjoner.

Slike systemviktige banker refereres ofte til som ”too big to fail” (TBTF)¹. Begrepet TBTF er med andre ord knyttet til en forventning i markedet om at myndighetene ikke vil la store systemviktige banker gå konkurs fordi dette ville ført til en signifikant forstyrrelse i det finansielle systemet og på økonomisk aktivitet. Denne forventningen om at myndighetene vil tilby en bail-out refereres til som en implisitt statsgaranti, - implisitt fordi myndighetene ikke har lovet ex ante at de vil handle.

I fravær av en implisitt statsgaranti, vil aktørene i markedet evaluere en banks finansielle styrke og prise verdipapirene deretter. Investorene vil kreve høyere yield på de obligasjonene som utstedes av banker som tar høyere risiko. For at markedet skal fungere på denne måten,

¹ Tilsvarende begreper som brukes i litteraturen er blant annet ”too interconnected to fail” og ”too important to fail”. Vi bruker betegnelsen ”too big to fail” videre i oppgaven.

må investorene forvente at det er de som bærer kostnaden av at en bank går konkurs. En implisitt statsgaranti forstyrrer markedet ved å redusere investorenes insentiver til å overvåke og prise risikoen som blir tatt av potensielle TBTF-banker, en form for moralsk hasard. Forventninger om støtte fra myndighetene kan gjøre at systemviktige bankers finansieringskostnader ikke reflekterer deres faktiske risiko. Kreditorne vil være villige til å yte lån til banken til en lavere kostnad enn de ellers ville ha gjort. Bankenes insentiver til økt risikotaking forsterkes, og sannsynligheten for kriser i fremtiden øker ytterligere. Når individuelle banker maksimerer sin private nytte, kan de med andre ord rasjonelt velge utfall som er samfunnsøkonomisk suboptimale fordi de ikke tar hensyn til disse negative eksternalitetene. Som et resultat av dette vil kostnadene knyttet til moralsk hasard tillegges de direkte kostnadene knyttet til støtte fra myndighetene i en krisesituasjon, som det i siste instans er skattebetalerne som står for.

Det finnes en rekke eksempler fra flere land på at myndighetene har reddet banker i krisetider. Støtte fra myndighetene kan for eksempel ta form som kjøp av bankenes risikable eiendeler, innvilgelse av lån, kjøp av egenkapital og bytte av statsobligasjoner mot andre mer risikable verdipapirer. Bankkrisen i Norge og Sverige på begynnelsen av 1990-tallet ble løst ved at staten skrev ned den opprinnelige aksjekapitalen og bidro med ny egenkapital. Aksjeverdien ble skrevet ned til null i svenske Göta Bank og i de tre største norske forretningsbankene DnB, Fokus Bank og Kreditkassen. Under den siste finanskrisen mottok blant annet Northern Rock i Storbritannia, Roskilde Bank i Danmark og IKB Deutsche Industriebank i Tyskland statlig støtte.

Utleggene staten har for å redde banker i krisetider er betydelige. Fra 2007 til 2009 mottok banker i EU offentlig hjelp tilsvarende omtrent 13 prosent av BNP i hele euroområdet (European Commission, 2009, s. 110). For enkelte individuelle medlemsland var offentlig hjelp som andel av BNP langt høyere. Som en konsekvens av dette har flere land i EU fått finansielle problemer. De offentlige kostnadene knyttet til å redde banker i EU under den siste finanskrisen er noe høyere enn kostnadene knyttet til tidligere systemkriser. En årsak til dette er at størrelsen på banksektoren i EU i dag er mye større enn den har vært under tidligere kriser, og følgelig har andelen nedskrevne eiendeler og rekapitaliseringsbehov økt. En lærdom fra finanskrisen er at det er behov for strengere regulering av det finansielle systemet.

1.2 Nytt kriseløsningsregime i Europa

Et ledd i forbedringen av rammeverket for å håndtere banker i krise, er et nytt kriseløsningsregime i Europa (Norges Bank, 2013). Den 6. juni 2012 la EU-kommisjonen frem et forslag til direktiv for håndtering av kriser i finansinstitusjoner i medlemslandene (European Commission, 2012). Dette kriseløsningsdirektivet vil også gjelde for EØS-landene. Her blir Financial Stability Board (FSB) sine kjerneelementer for effektive kriseløsningsregimer, såkalte "Key Attributes", fulgt opp. I sine anbefalinger legger FSB vekt på at myndighetene skal kunne løse kriser i finansielle institusjoner uten at det skal gå på bekostning av skattebetalerne, samtidig som institusjonenes samfunnskritiske funksjoner opprettholdes (Financial Stability Board, 2011). I desember 2013 ble det oppnådd enighet om dette krisehåndteringsdirektivet i trilogforhandlingene mellom EU-kommisjonen, EU-parlamentet og ECOFIN-rådet. ECOFIN-rådet består av økonomi- og finansministrene i EU-landene. Direktivet trer i kraft 1. januar 2015. Noen viktige områder innenfor den nye reguleringen er nasjonale kriseløsningsmyndigheter og kriseløsningsfond, utarbeidelse av banktestamenter, bruk av brobank, bail-in og innskyterpreferanse (Norges Bank, 2013).

Hvert land skal etter direktivet etablere nasjonale kriseløsningsmyndigheter og kriseløsningsfond (Baltzersen, 2014). Kriseløsningsmyndigheten vil ha ansvaret for å utarbeide kriseløsningsplaner, og skal gjøre en vurdering av hvorvidt den enkelte bank kan håndteres i en krise på en ordnet måte uten bruk av offentlige midler. Det nasjonale kriseløsningsfondet skal etter 10 år, det vil si i år 2025, utgjøre minst én prosent av garanterte innskudd. I tillegg skal alle bankene utarbeide banktestamenter (Norges Bank, 2013). Dette er beredskapsplaner og planer for ordnet avvikling av banker som skal godkjennes av myndighetene.

Dersom kriseløsningsmyndigheten finner at det vil være vanskelig å håndtere en bank i krise på en ordnet måte, skal kriseløsingstiltak settes i verk (Baltzersen, 2014). Myndighetene skal kunne overføre hele eller deler av bankens eiendeler og gjeld til en annen institusjon (Financial Stability Board, 2011). Et annet alternativ er at myndighetene etablerer en brobank som kan ta over bankens samfunnskritiske funksjoner. Brobanken kan deretter selges til en annen institusjon, mens den resterende delen av banken likvideres etter standard prosedyrer.

Et annet viktig kriseløsningsverktøy er bail-in, som skal sørge for at bankens aksjonærer og usikrede kreditorer tar sine deler av bankens tap i henhold til den prioriteringsrekkefølgen de

har (Norges Bank, 2013). Innskudd som er garantert av innskuddssikringsordningen, skal ikke kunne konverteres eller nedskrives. Først skal tap tas av aksjonærer, og deretter av usikrede kreditorer ved at gjeldsfordringer konverteres til egenkapital eller nedskrives etter at passivaposter med lavere prioritet er nedskrevet til null (egenkapital og ansvarlige lån). Dersom det er ytterligere behov for finansiering etter at aksjonærer og usikrede kreditorer har tatt sine tap, skal dette dekkes av det nasjonale kriseløsningsfondet (Norges Bank, 2013). Et viktig prinsipp er at ingen kreditorer skal ta større tap enn det de ville ha gjort dersom banken ble likvidert eller stengt, såkalt ”no-creditor-worse-off” (Financial Stability Board, 2011).

Bail-in vil kunne ramme mange ikke-profesjonelle aktører som i perioder sitter med store bankinnskudd (Norges Bank, 2013). For å beskytte disse aktørene har det blitt innført innskyterpreferanse for alle eller enkelte typer innskudd i noen land. USA er et eksempel. Dersom banken blir gjenstand for bail-in, skal disse innskuddene prioriteres fremfor annen gjeld.

1.3 Økt fokus på systemviktige banker

Som respons på finanskrisen, har Baselkomitéen for banktilsyn utarbeidet en rekke reformer for å bedre motstandsdyktigheten til individuelle banker og banksystemet som helhet (Basel Committee on Banking Supervision, 2013). Oppmerksomheten har vært spesielt rettet mot systemviktige banker på grunn av forventningene i markedet om at myndighetene ikke vil la disse bankene gå konkurs. Den brede hensikten med Baselkomitéens forslag er å redusere sannsynligheten for at banker går konkurs ved å øke deres evne til å tåle tap, og redusere konsekvensene eventuelle konkurser har ved å forbedre det globale rammeverket for håndtering av banker i kriser. Systemviktighet bør måles i form av hvilke virkninger en konkurs i en bank kan ha på det finansielle systemet, heller enn risikoen for at en konkurs vil oppstå. Dette kan tenkes på som et globalt ”tap gitt mislighold”-konsept heller enn ”sannsynligheten for mislighold”.

For å identifisere globalt systemviktige banker (G-SIBs) har de utviklet en indikatorbasert måletilnærming (Basel Committee on Banking Supervision, 2013). Hvor globalt systemviktig en bank er, blir basert på fem ulike kvantitative indikatorer: (i) bankens størrelse; (ii) risikoen for smittevirkninger; (iii) hvor lett bankens aktiviteter kan overtas av andre institusjoner; (iv) hvor stor aktivitet banken har på tvers av ulike jurisdiksjoner; og (v)

hvor komplisert banken er. Disse indikatorene aggregeres til én indikator for bankens globale systemviktighet, der alle fem kategoriene tildeles lik vekt på 20 prosent.

Jo større banken er, jo vanskeligere blir det å erstatte dens aktiviteter med andre institusjoner. Det er også større sannsynlighet for at problemer i en stor bank vil svekke tilliten til det finansielle systemet som helhet. Risiko for smittevirkninger går ut på at problemer i en bank kan øke sannsynligheten for problemer i andre banker. Sannsynligheten er større jo tettere knyttet banken er til andre finansielle institusjoner gjennom for eksempel utestående verdipapirer. Videre vil bankens grad av systemviktighet avhenge av hvor lett bankens aktiviteter kan overtas av andre institusjoner dersom den skulle få problemer. Dersom andre banker kan tilby samme tjenester på kort varsel, vil virkningene på det finansielle systemet som helhet være mindre. Hensikten med indikatoren som måler hvor stor aktivitet banken har på tvers av ulike jurisdiksjoner, er å fange opp hvor viktig bankens aktiviteter er utenfor hjemlandet ved å se på krav og gjeld på tvers av ulike jurisdiksjoner. Jo større global rekkevidde en bank har, jo vanskeligere blir det å koordinere en kriseløsning og jo mer omfattende blir smittevirkningene over på andre institusjoner og resten av økonomien. Den siste indikatoren, kompleksitet, går ut på at det vil være mer tidkrevende å løse problemer i komplekse banker.

Financial Stability Board vil oppdatere listen over hvilke banker som regnes som globalt systemviktige hvert år. I 2013 ble 29 banker vurdert som globalt systemviktige (Financial Stability Board, 2013). Tabell 1.1 viser hvilke banker i Europa som ble vurdert som globalt systemviktige i 2013.

I tillegg til å utvikle et rammeverk for identifisering av G-SIBs, har Baselkomitéen og Financial Stability Board utarbeidet et rammeverk for banker som er systemviktige nasjonalt (D-SIBs), men ikke globalt (Basel Committee on Banking Supervision, 2012). Det er mange banker som ikke er signifikante fra et internasjonalt perspektiv, men som likevel kan ha en viktig innvirkning på deres innenlandske finansielle system. Mens G-SIB-rammeverket er indikatorbasert, er D-SIB-rammeverket prinsippbasert. Indikatortilnærmingen for G-SIB er utarbeidet for å sørge for en konsistent internasjonal rangering av globalt systemviktige banker. Ulikheter i den finansielle strukturen på tvers av land, gjør at det ikke er hensiktsmessig med internasjonale sammenlikninger.

Tabell 1.1 Liste over G-SIBs i Europa

1. Barclays
2. BBVA
3. BNP Paribas
4. Credit Suisse
5. Deutsche Bank
6. Group Crédit Agricole
7. HSBC
8. ING Bank
9. Groupe BPCE (Natixis)
10. Nordea
11. Royal Bank of Scotland
12. Santander
13. Société Générale
14. Standard Chartered
15. UBS
16. Unicredit Group

D-SIB-rammeverket baserer seg på at nasjonale tilsynsmyndigheter bør etablere en metode for å måle i hvilken grad banker er systemviktige i en innenlandsk kontekst. Årsaken til at det bør være en stor grad av nasjonal diskresjon i vurderingen, er at de nasjonale tilsynsmyndighetene vil være best i stand til å vurdere systemeffektene av de store bankene de har tilsyn med. Vurderingsmetoden for D-SIBs bør reflektere den potensielle effekten av en banks konkurs, heller enn risikoen for konkurs. Dette er i tråd med vurderingene av G-SIBs.

1.4 Relatert litteratur

Som nevnt tidligere kan forventninger om støtte fra myndighetene gjøre at systemviktige bankers finansieringskostnader ikke reflekterer deres faktiske risiko. Kreditorne vil være villige til å yte lån til bankene til en lavere kostnad enn de ellers ville ha gjort. Dette har ført til en debatt om eksistensen og graden av forskjeller mellom finansieringskostnadene for små og store banker. Små banker, som antas å ikke være systemviktige, vil finansiere seg til en kostnad som reflekterer deres faktiske risiko. Kreditorne vil ikke ha forventninger om at disse bankene vil bli reddet i krisetider. En rekke empiriske studier har prøvd å estimere TBTF-subsidien. Resultatene varierer avhengig av hvilken tidsperiode, utvalg og metode som brukes. Det finnes ulike metoder som kan brukes for å analysere omfanget av en

implisitt statsgaranti. Disse omfatter blant annet studier av bankenes finansieringskostnader, CDS-spreader og kredittrater. Andre studier estimerer TBTF-subsidien ved bruk av contingent-claims-modeller. Tabell 1.2 gir en oppsummering av noen tidligere studier kategorisert etter hvilken metode som er benyttet.

Tabell 1.2 Tidligere studier med periode, utvalg og estimert TBTF-subsidie

Metode	Studie	Periode	Utvalg	Gjennomsnittlig TBTF-subsidie
Forskjeller i finansieringskostnader basert på størrelse	Baker & McArthur (2009)	2000-2009	USA	Økning på 29 bp. under finanskrisen sammenlignet med perioden før
	Araten & Turner (2012)	2002-2011	USA	9 bp. per år
	Acharya, Anginer & Warburton (2013)	1990-2011	USA	24 bp. per år
	Strongin et al. (2013)	1999-2013	USA	31 bp. per år ²
Differanse mellom observerte og predikerte CDS-priser	Li, Qu & Zhang (2011)	2001-2010	USA og Europa	56 bp. (USA) og 51 bp. (Europa) per år etter finanskrisen
	Bijlsma, Lukkezen & Marinova (2014)	2008-2011	Europa	67 bp. (store banker) og 121 bp. (G-SIBs) per år
Estimering basert på kredittrater	Haldane (2010)	2007-2009	Storbritannia og globalt	Samlet subsidie på 50 mrd. pund (Storbritannia) og 60 mrd. dollar (globalt) per år
	Ueda & Weder di Mauro (2012)	2007 og 2009	Globalt	60 bp. (2007) og 80 bp. (2009)
	International Monetary Fund (2014)	2013	Europa	60 bp. i 2013
Contingent-claims-modeller	Oxera (2011)	Fra 2010	Storbritannia	Samlet subsidie på 5,9 mrd. pund per år
	Noss & Sowerbutts (2012)	Fra 2010	Storbritannia	Samlet subsidie på 89,6 mrd. pund per år
	Tsesmelidakis & Merton (2012)	2007-2010	USA	Samlet subsidie på 91,3 mrd. dollar per år
	International Monetary Fund (2014)	2013	Europa	90 bp. i 2013

De empiriske studiene som undersøker forskjeller i finansieringskostnader, estimerer TBTF-subsidien som en reduksjon i finansieringskostnader for banker som antas å ha en forventning om en implisitt statsgaranti. Denne fremgangsmåten tar utgangspunkt i bankenes størrelse for å skille mellom subsidierte og ikke-subsidierte banker. En av de første studiene som estimerte størrelsen på TBTF-subsidien for banker i USA, er studien til Baker og

² Finansieringsfordelen knyttes ikke direkte opp mot en implisitt statsgaranti.

McArthur (2009). De undersøker perioden 2000-2009, og estimerer forskjellen i finansieringskostnader basert på data fra Federal Deposit Insurance Corporation (FDIC). Banker med en forvaltningskapital på over 100 milliarder dollar anses som TBTF. For å estimere den implisitte subsidien sammenligner de den gjennomsnittlige forskjellen i finansieringskostnader for perioden fjerde kvartal 2008 til andre kvartal 2009 med to ulike baseperioder. Den første baseperioden er fra første kvartal 2000 til fjerde kvartal 2007, og den andre er fra fjerde kvartal 2001 til andre kvartal 2002. Den gjennomsnittlige finansieringskostnaden var vesentlig større under andre baseperiode på grunn av dotcom-boblen. Differansen mellom gjennomsnittlig finansieringskostnad for store og små banker økte med 49 basispunkter sammenlignet med første baseperiode. Sammenlignet med den andre baseperioden, var økningen i differansen på 9 basispunkter. Ettersom forventningen om en implisitt statsgaranti allerede kan være innbakt i bankenes finansieringskostnader før finanskrisen, vil resultatene i denne studien kunne tolkes som en endring i TBTF-subsidien. Baker og McArthur (2009) kontrollerer ikke for bankspesifikke forhold som kan påvirke finansieringskostnaden, og antar derfor at alle banker har samme risikoprofil.

En rekke senere studier har bygget videre på forskjeller i finansieringskostnader mellom store og små banker for å estimere en eventuell TBTF-subsidie (som for eksempel Acharya, Anginer & Warburton, 2013; Araten & Turner, 2012; og Strongin et al., 2013). Alle disse tre studiene ser på USA.

Acharya, Anginer og Warburton (2013) finner at forventninger om støtte fra myndighetene er innebygd i spreaden på obligasjoner som utstedes av store finansielle institusjoner i USA. De finner at store institusjoner har hatt en gjennomsnittlig finansieringsfordel på rundt 24 basispunkter per år over perioden 1990-2011 som følge av en TBTF-subsidie. Finansieringsfordelen nådde en topp i 2009 på over 100 basispunkter. Videre undersøker de sammenhengen mellom institusjonenes risikoprofil og kredittpremien på deres utestående obligasjoner. Resultatene viser at kredittpremien til store institusjoner er mindre sensitive overfor økt risiko enn kredittpremien til små institusjoner. Dette bekrefter ytterligere at forventninger om støtte fra myndighetene er implementert i finansieringskostnadene til store finansielle institusjoner. Som en robusthetssjekk kontrollerer de for finansieringsforskjeller blant ikke-finansielle selskaper. Resultatene ved en "difference in difference"-analyse viser at de største finansielle institusjonene har en signifikant større finansieringsfordel enn tilsvarende ikke-finansielle selskaper. Dette er en av få studier som har undersøkt om store finansielle institusjoner har en signifikant finansieringsfordel relativt til andre industrier.

Araten og Turner (2012) estimerer størrelsen på den gjennomsnittlige finansieringsforskjellen mellom banker som anses som G-SIBs og andre banker i USA for perioden 2002-2011. G-SIBs defineres som banker med en forvaltningskapital som er større enn 500 milliarder dollar for hvert år i utvalgsperioden. De estimerer en TBTF-subsidie med utgangspunkt i ulike finansieringskilder etter kontroll for bankspesifikke og makroøkonomiske variabler. Når de tar hensyn til alle finansieringskilder over hele perioden, viser resultatene en finansieringsfordel på 9 basispunkter. Forfatterne undersøker også størrelseeffekten på finansieringskostnader i andre sektorer, og finner finansieringsfordeler for større bedrifter i de fleste industrier. De foretar imidlertid ikke en formell test som undersøker om finansieringsforskjellene er større i den finansielle sektoren.

Strongin et al. (2013) undersøker banker som utsteder obligasjoner i USA for perioden 1999-2012. Fra 1999 til 2007 finner de en fordel tilsvarende 6 basispunkter i gjennomsnitt. Fordelen økte betraktelig under finanskrisen, men reverserte til en signifikant finansieringsulempe i 2011 og 2012. Totalt i perioden har de største bankene hatt en finansieringsfordel på 31 basispunkter. Forfatterne knytter ikke store bankers finansieringsfordel direkte opp mot en TBTF-subsidie. De argumenterer for at en del tidligere studier ikke tar hensyn til at store selskaper i ikke-finansielle sektorer også har en finansieringsfordel relativt til sine mindre konkurrenter. Forfatterne finner at store selskaper i nesten alle industrier har en finansieringsfordel, og at obligasjonene som utstedes av de største bankene tilbyr investorene nok likviditet til å i seg selv forklare finansieringsfordelen store banker har dratt nytte av i perioder.

Studier som estimerer TBTF-subsidien med utgangspunkt i bankenes CDS-spread, sammenligner ofte observerte CDS-spreader i markedet med utledede "fair-value-spreader" (FVS) (noen eksempler er Bijlsma, Lukkezen & Marinova, 2014; og Li, Qu & Zhang, 2011). Differansen mellom store bankers "fair-value-spreader" og observerte CDS-spreader, tolkes som en TBTF-subsidie. Dersom det eksisterer en implisitt statsgaranti, vil store banker ha lavere observerte CDS-spreader enn "fair-value-spreader". I fravær av en implisitt statsgaranti, forventer man at disse er like.

Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014) forklarer CDS-spreaden til små banker i seks europeiske land (Frankrike, Tyskland, Italia, Nederland, Spania og Storbritannia) ved å kontrollere for både bankspesifikke og makroøkonomiske variabler. De små bankene antas å ikke ha en forventning om en implisitt statsgaranti implementert i CDS-spreadene. De

estimerte koeffisientene i regresjonsmodellen basert på små banker, brukes til å predikere ”fair-value-spread” for store banker. De predikerte CDS-spreadene til store banker tolkes som hva CDS-spreadene ville ha vært i fravær av en implisitt statsgaranti. Differansen mellom predikerte og observerte CDS-spreader for store banker gir et estimat på TBTF-subsidien. Forfatterne finner en gjennomsnittlig TBTF-subsidie i perioden 2008-2011 for store banker³ på 67 basispunkter. Tilsvarende finner de en gjennomsnittlig subsidie for G-SIBs⁴ på 121 basispunkter. En av to metoder i denne oppgaven følger fremgangsmåten til Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014).

Li, Qu og Zhang (2011) bruker en lignende fremgangsmåte som Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014). De tar også utgangspunkt i bankenes CDS-spreader, men bruker en strukturell modell basert på fundamentale variabler til å predikere hva spreaden bør være fremfor å ekstrapolere fra mindre banker. FVS utledes basert på sannsynlighet for mislighold, kredittpremie og tap gitt mislighold. Resultatet er en CDS-spread som reflekterer de fundamentale forholdene i store finansielle institusjoner. Forfatterne estimerer en årlig subsidie for store finansielle institusjoner⁵ i USA og Europa i perioden før finanskrisen og perioden etter finanskrisen. Før finanskrisen, var gjennomsnittlig årlig subsidie for store finansielle institusjoner i USA 23 basispunkter. I perioden etter finanskrisen, finner de en subsidie for amerikanske institusjoner på 56 basispunkter. Tilsvarende finner de en subsidie i Europa før finanskrisen på 3 basispunkter og på 51 basispunkter i perioden etter finanskrisen. En relativt høy subsidie i kjølvannet av finanskrisen er konsistent med flere andre studier som har sett på både perioden før og etter krisen (se for eksempel Acharya, Anginer & Warburton, 2013; og International Monetary Fund, 2014).

Andre studier tar utgangspunkt i bankenes kredittrater (for eksempel Haldane, 2010; Ueda & Weder di Mauro, 2013; og International Monetary Fund, 2014). Eksterne ratingbyråer, som Fitch Ratings og Standard & Poor’s, publiserer ulike ratinger som skiller mellom bankenes egne finansielle styrke og muligheten for at de vil motta støtte fra eksterne kilder i krisetider. Ratinger basert på selskapers fundamentale forhold refereres ofte til som

³ Banker med en forvaltningskapital som andel av BNP på større enn 10 prosent.

⁴ G-SIBs slik de er definert av FSB.

⁵ Store finansielle institusjoner defineres som de 20 største i USA og Europa, regnet etter forvaltningskapital per desember 2007.

”stand alone”-rating. Rateringer som tar hensyn til sannsynligheten for at selskaper kan motta ekstern støtte i krisetider, refereres ofte til som ”with support”-rating. For å estimere størrelsen på den implisitte subsidien knyttes differansen mellom disse ratingene⁶ opp mot bankenes finansieringskostnader, ved å estimere hvor mye et selskap ville betalt med en høyere ”support”-rating fremfor en lavere ”stand alone”-rating. Fremgangsmåten kan illustreres ved et eksempel (Kroszner, 2013). Anta en bank med 10 milliarder i gjeld, en ”stand alone”-rating lik A- og en ”with support”-rating lik A+. Differansen tilsvarer to ratingtrinn. Videre regnes ut differansen mellom gjennomsnittlig rente på utestående obligasjoner med en rating på A- og en rating på A+ for en spesifikk periode. Anta at denne differansen tilsvarer 40 basispunkter og at 25 prosent av bankens aktiviteter finansieres med disse obligasjonene. Dette impliserer en estimert TBTF-subsidie på 10 millioner for denne banken⁷.

Haldane (2010) estimerer den implisitte subsidien ved bruk av ratingmetoden for de fem største bankene i Storbritannia og de fem største bankene i resten av verden for perioden 2007-2009. Resultatene viser en gjennomsnittlig årlig subsidie for de fem største bankene i Storbritannia lik 50 milliarder pund, og for de fem største globalt lik 60 milliarder USD per år. I en lignende studie estimerer Ueda og Weder di Mauro (2012) den implisitte subsidien i 2007 og 2009 for alle banker med tilgjengelig data fra Fitch Ratings. De finner en subsidie på 60 basispunkter i 2007. Mot slutten av 2009 økte finansieringsfordelen til 80 basispunkter.

Contingent-claims-modeller estimerer størrelsen på den implisitte subsidien som en salgsopsjon (se for eksempel Oxera, 2011; Noss & Sowerbutts, 2012; og Tsesselidakis & Merton, 2012). Den underliggende komponenten i modellen er verdien av eiendelene i banksektoren, og utøvelsesverdien tilsvarer den maksimale verdien som kan absorberes av det finansielle systemet før myndighetene må gripe inn (Oxera, 2011).

Oxera (2011) estimerer TBTF-subsidien i den britiske banksektoren til mellom 5,9 og 40 milliarder pund. Estimateret avhenger av antakelsene om terskelen for når myndighetene griper inn og av volatiliteten til eiendelene i det finansielle systemet. Noss og Sowerbutts

⁶ Gitt ved ratingtrinn (notches).

⁷ Gitt ved $10 \text{ mrd} * 0,25 * 0,004$.

(2012) har sett på hvordan estimatet til Oxera (2012) endres under alternative antakelser. I stedet for å bruke en risikofri diskonteringsrente på 5 prosent, argumenterer Noss og Sowerbutts (2012) for at en risikofri rente på 1,2 prosent er mer representativ. Denne renten tilsvarer renten på ettårige statsobligasjoner i Storbritannia i 2010, og gir et bedre anslag på myndighetenes alternativkostnad. Videre betrakter de verdien av den implisitte subsidien under antakelsen om at den kan ses på som en "look-back"-opsjon fremfor en europeisk opsjon. Estimatet, gitt begge alternative antakelser, resulterer i en subsidie tilsvarende 89,6 milliarder pund.

Tsesmelidakis og Merton (2012) estimerer TBTF-subsidien for finansielle institusjoner i USA for perioden 2007-2010. I likhet med Oxera (2012) benytter de en strukturell misligholdsmodell. De estimerer kredittspredene som ville vært gjeldende i fravær av en implisitt statsgaranti, og undersøker hvordan denne subsidien påvirker både kreditorer og aksjonærer i de aktuelle institusjonene. Resultatene deres viser en reallokering av midler til aksjonærer og kreditorer fra myndighetene på henholdsvis 129,2 og 236,1 milliarder USD. Studien deres henviser størsteparten av denne subsidien til banksektoren, og omfanget av den var størst i perioden fra oktober 2008 til juni 2009.

I "Global Financial Stability Report" undersøker International Monetary Fund (2014) blant annet omfanget av TBTF-subsidien i det europeiske bankmarkedet. De definerer G-SIBs som de tre største bankene målt etter forvaltningskapital i hvert land, i tillegg til G-SIBs slik de er definert av FSB per 2013⁸. Ved bruk av en ratingbasert metode, finner de en gjennomsnittlig subsidie for 2013 tilsvarende 60 basispunkter. Ved bruk av en contingent-claims-analyse, estimerer de subsidien for 2013 til 90 basispunkter.

I denne oppgaven estimerer vi TBTF-subsidien i det europeiske bankmarkedet for perioden 2008-2013 basert på to ulike metoder. Begge metodene hører til litteraturen som estimerer subsidien som en reduksjon i store bankers finansieringskostnader som følge av forventninger om at disse vil bli reddet av myndighetene i krisetider. Vi bruker bankenes CDS-spreader som et anslag på deres finansieringskostnader. Den første metoden estimerer subsidien med en regresjonsmodell, der vi kontrollerer for både bankspesifikke og makroøkonomiske variabler som kan forklare variasjonen i CDS-spreadene. En binær

⁸ Gjengitt i tabell 1.1.

størrelsesvariabel fanger opp finansieringsfordelen store banker eventuelt drar nytte av som følge av en implisitt statsgaranti. I forhold til tidligere studier ligner denne fremgangsmåten mest på studien til Acharya, Anginer og Warburton (2013), som undersøker finansielle institusjoner i USA. Deres avhengige variabel er spreaden på kredittobligasjoner, mens vår avhengige variabel er bankenes CDS-spreader. Videre bruker de binære årsvariabler for å fange opp aggregerte effekter som påvirker alle banker. Vi kontrollerer for sekulære effekter ved å inkludere makroøkonomiske kontrollvariabler. Den andre metoden vi bruker følger fremgangsmåten til Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014).

1.5 Sammenhengen mellom CDS-spread og bankenes finansieringskostnader

I denne studien benyttes CDS-spreader som et anslag på bankenes finansieringskostnader. En credit default swap (CDS) er en kontrakt som sikrer kjøperen mot en kreditthendelse i en gitt bedrift eller stat. En kreditthendelse kan omfatte blant annet konkurs, mislighold eller restrukturering. Kjøperen av kontrakten betaler en annuitetspremie⁹ for retten til å selge en underliggende obligasjon utstedt av referanseenheden til pålydende verdi dersom en kreditthendelse inntreffer (Hull, Predescu & White, 2004). CDS-spreaden oppgitt i basispunkter reflekterer den årlige premien kjøperen må betale for forsikringen som andelen av den pålydende verdien til obligasjonen (Zhu, 2005).

Basert på artikkelen til Black og Scholes (1973), kan vi forklare intuisjonen bak en CDS-kontrakt ut fra opsjonsteori. Under en forenklet ramme kan vi betrakte kreditorenes posisjon i et selskap som en portefølje bestående av risikofri gjeld og en kort posisjon i en salgsoption på selskapets totale eiendeler. Den risikofrie gjelden har en pålydende verdi lik verdien av utestående gjeldsforpliktelser. En salgsoption gir eieren retten til å selge underliggende aktivum til utøvelsesprisen, som i dette tilfellet er lik verdien av selskapets gjeldsforpliktelser. Siden verdien av en salgsoption øker når verdien på underliggende faller, vil tapet for kreditorene øke når verdien av selskapets eiendeler faller under verdien av gjeldsforpliktelsene. Salgsoptionen vil kun utøves dersom verdien av selskapets eiendeler er lavere enn gjeldsforpliktelsene. Verdien av en kort posisjon i salgsoptionen kan derfor skrives som $\text{Min}(A_t - D, 0)$, der A_t er verdien på selskapets eiendeler ved tidspunkt t og D

⁹ Premien betales normalt etterskuddsvis hvert kvartal eller halvår, helt frem til CDS-kontrakten utløper eller en kreditthendelse inntreffer.

er verdien av selskapets samlede gjeldsforpliktelser. Dersom verdien av selskapets eiendeler er høyere enn verdien av gjeldsforpliktelsene, vil altså verdien av kreditorenes posisjon være lik pålydende verdi av den risikofrie gjelden. Vi har følgende sammenheng¹⁰:

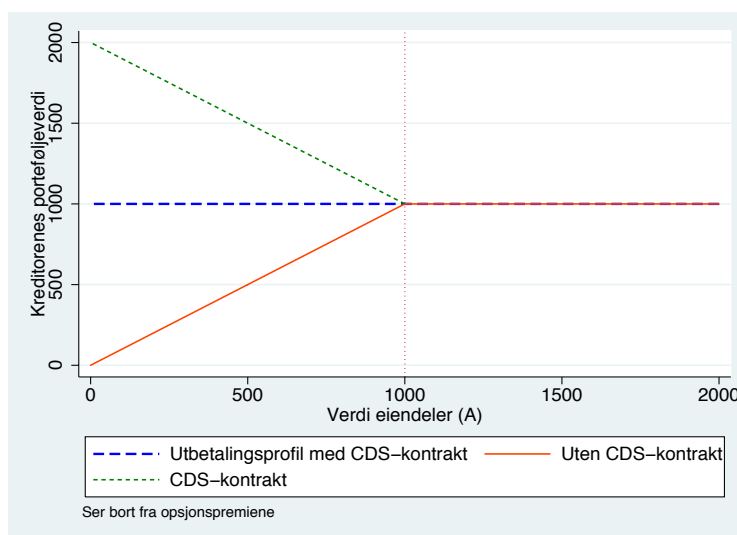
$$Gjeld = risikofri\ gjeld - salgsoptionsjon$$

Som vi ser vil det være mulig å eliminere usikkerheten knyttet til kreditorenes posisjon. Ved å kjøpe en identisk salgsoptionsjon på selskapets eiendeler, vil kreditorenes portefølje være tilnærmet risikofri.

$$Risikofri\ gjeld = gjeld + salgsoptionsjon$$

En slik salgsoptionsjon tilsvarer en CDS-kontrakt, som eliminerer kredittrisikoen. Figur 1.1 viser kreditorenes samlede porteføljeværdi med og uten CDS-kontrakt.

Figur 1.1 Utbetalingsprofil med og uten CDS-kontrakt



I figur 1.1 antas det at pålydende verdi av gjeldsforpliktelsene er $D = 1000$, som er lik utøvelsesprisen i salgsoptionsjonene. Dersom selskapet går konkurs, det vil si hvis verdien av selskapets eiendeler (A) er lavere enn verdien av gjeldsforpliktelsene ($D = 1000$), vil salgsoptionsjonen utøves. Uten en CDS-kontrakt vil tapet for kreditorene være gitt ved $A_t - 1000 < 0$. Figur 1.1 viser utbetalingsprofilen i dette tilfellet, illustrert med den røde linjen. Når $A_t < D$ er verdien av kreditorenes samlede portefølje gitt ved A_t . På dette

¹⁰ Alternativt kan kreditorenes posisjon betraktes som en portefølje bestående av selskapets eiendeler og en kort posisjon i en kjøpsopsjon på selskapets eiendeler med en utøvelsespris lik D .

tidspunktet har aksjonærene i selskapet absorbert tap tilsvarende deres innskutte kapital¹¹. Dersom $A_t > D$, vil verdien av kreditorenes portefølje være lik D . Salgsopsjonen utøves ikke, og deres verdi er gitt ved pålydende på den risikofrie obligasjonen.

En CDS-kontrakt forsikrer kreditorenes portefølje. Verdien av CDS-kontrakten er gitt ved $\text{Maks}(D - A_t, 0)$. Utbetalingsprofilen er vist ved den grønne stiplede linjen i figur 1.1. Verdien av CDS-kontrakten vil utlikne tapet på den korte posisjonen i salgsopsjonen for alle nivåer av $A_t < D$. Resultatet er at den samlede verdien av kreditorenes portefølje er gitt ved D , uavhengig av verdien på selskapets eiendeler. Porteføljen er i prinsippet risikofri med en CDS-kontrakt.

Vi kan med andre ord forklare sammenhengen mellom CDS-spreaden og renten på obligasjoner ut fra et arbitrasjeargument (Hull, 2012). Vi har vist ovenfor hvordan CDS-kontrakten kan eliminere kredittrisiko ved å sette sammen en portefølje bestående av en obligasjon utstedt av referanseenheten og en tilhørende CDS-kontrakt som sikrer investoren mot kreditthendelser. Den konstruerte porteføljen kan ses på som en tilnærmet risikofri obligasjon. I fravær av arbitrasje bør derfor denne posisjonen gi en avkastning tilnærmet lik den risikofrie renten. For å illustrere dette definerer vi y som renten på en n -årig referanseobligasjon utstedt til par, r som den risikofrie renten på en obligasjon med samme løpetid og s som den n -årige CDS-spreaden. CDS-spreaden er da tilnærmet gitt ved

$$s \approx y - r \quad (1)$$

Arbitrasjeargumentet impliserer at kontantstrømmene til en CDS-kontrakt kan replikeres ved å innta en kort posisjon i en kredittobligasjon med samme løpetid og for samme referanseenhet som CDS-kontrakten, og investere midlene i en risikofri obligasjon. Hvis s er betydelig større enn $y - r$, kan en investor oppnå en arbitrasjeprofit ved å kjøpe en risikofri obligasjon, gå kort i kredittobligasjonen og selge en tilhørende CDS-kontrakt. Investoren finansierer dermed kjøpet av den risikofrie obligasjonen til en kostnad lavere enn den risikofrie renten. En rekke tidligere studier som har undersøkt denne sammenhengen viser at når swaprenten brukes som risikofri rente, vil forskjellen mellom spreadene være minimal (Houweling og Vorst, 2005; Hull, Predescu & White, 2004).

¹¹ Aksjonærenes samlede posisjon kan ses på som en kjøpsopsjon på selskapets eiendeler, med en utøvelsespris lik D . Verdien av egenkapitalen er dermed gitt ved $\text{Maks}(A_t - D, 0)$.

Pariteten avhenger av en rekke antakelser, som ikke nødvendigvis holder i praksis. Det antas ofte at renten holdes konstant over kontraktens levetid (Duffie, 1999). Under denne antakelsen forblir obligasjonene priset til pariverdi. I realiteten kan vi derimot forvente at renten fluktuerer. Antakelsen kan unngås ved å ta utgangspunkt i obligasjoner med flytende rente (Duffie & Liu, 2001). Slike pariobligasjoner utstedes imidlertid sjeldnere, og empiriske studier må ofte basere seg på obligasjoner med en fast kupongrente som ikke utstedes til pariverdi (Hull, Predescu & White, 2004). Arbitrasjeargumentet hviler også på antakelsen om at eieren av en CDS har retten til å selge obligasjonen til pålydende verdi inkludert påløpte renter. I praksis brukes ofte differansen mellom pålydende og markedsverdi.

Det er standard at CDS-kontrakter som gjøres opp med fysisk levering¹², der selgeren av CDS-kontrakten kjøper obligasjonen til pålydende verdi, har et "cheapest-to-deliver"-alternativ. Dette innebærer at kjøperen av CDS-kontrakten kan velge hvilken obligasjon som skal leveres til selger (Zhu, 2005). Dette impliserer at obligasjonen med minst påløpte renter leveres når en kreditthendelse inntreffer. Konsekvensen er at CDS-premien øker, og arbitrasjeargumentet tar ikke hensyn til denne kontraktsspesifikasjonen. Verdien av dette alternativet kan bli spesielt stort under restruktureringer fordi det nødvendigvis ikke forventes at alle obligasjoner behandles likt (Hull, Predescu & White, 2004). I denne studien brukes CDS-spreader som har kontraktsformen modifisert-modifisert restrukturering (MM), som begrenser verdien av dette alternativet dersom restrukturering inntreffer.

Arbitrasjeargumentet avhenger også av antakelser om at investorer kan innta en kort posisjon i obligasjoner¹³, fravær av motpartsrisiko i CDS-kontrakten og vridninger som følge av skatt og transaksjonskostnader (Hull, Predescu & White, 2004). Andre faktorer som en likviditetspremie kan føre til en vedvarende kile mellom CDS- og obligasjonsspreaden.

CDS-spreaden gir en markedspris på kredittrisiko knyttet til et selskaps obligasjonsforpliktelser, og er i teorien tett knyttet opp mot bankenes finansieringskostnader. I en empirisk studie tester Blanco, Brennan og Marsh (2005) gyldigheten til arbitrasjeargumentet. Resultatene deres støtter paritetens relevans, og de viser at pariteten mellom CDS- og obligasjonsspreaden i gjennomsnitt holder over tid for de fleste

¹² Brukes også ved kontantoppgjør

¹³ En kort posisjon i en risikofri obligasjon innebærer at man kan låne til en risikofri rente

referanseenheter. Avvik kan imidlertid oppstå som følge av heterogene kontraktsspesifikasjoner. På kort sikt kan det oppstå avvik fordi CDS-spreaden reagerer raskere på endringer i underliggende kredittrisiko. Zhu (2005) forklarer dette ved at det ikke er noen initiell kontantstrømutveksling ved inngåelse av en CDS-kontrakt, i motsetning til transaksjoner i obligasjonsmarkedet.

2. Problemstilling

Denne studien forsøker å kvantifisere TBTF-subsidien i det europeiske bankmarkedet i perioden 2008-2013. Vi har valgt å fokusere utelukkende på banker, selv om tidligere studier har vist at også andre finansielle institusjoner kan dra nytte av en implisitt statsgaranti.

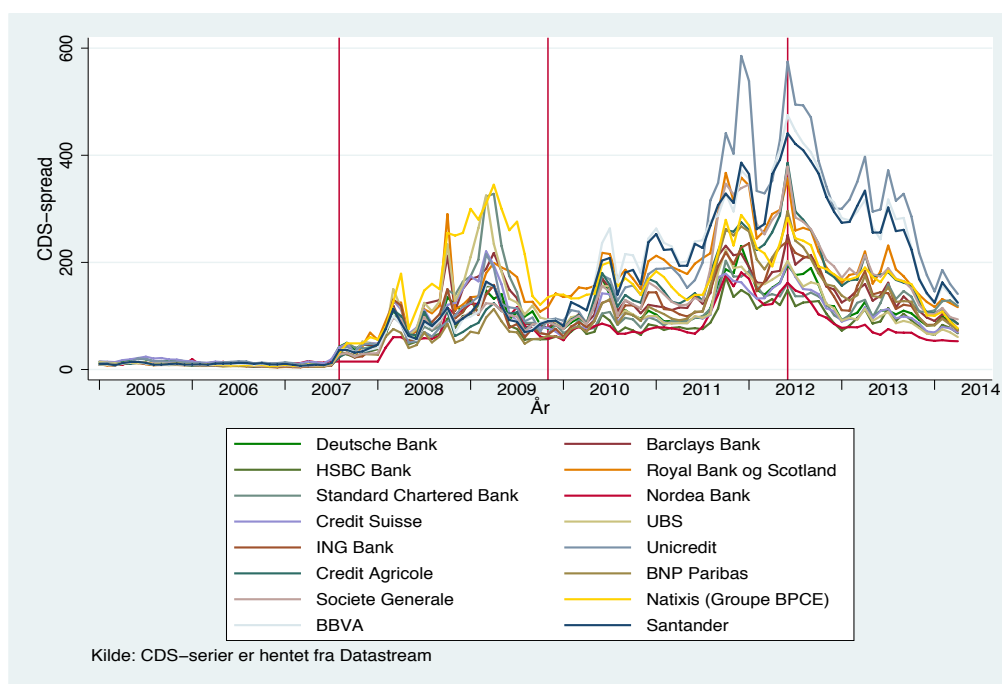
Hovedhensikten er å se på utviklingen i TBTF-subsidien i det europeiske bankmarkedet under finanskrisen og i årene etter frem til 2013, der vi inkluderer alle banker i Europa med tilgjengelige CDS-priser fra Datastream. Tidligere studier har hovedsakelig fokusert på USA. I tillegg ser de fleste studier på årene frem til 2011 eller tidligere. Et unntak er IMF sin ”Global Financial Stability Report” som kom ut i april 2014 (International Monetary Fund, 2014). Vi synes at årene etter finanskrisen er interessante på grunn av økt fokus på regulering av banker og utviklingen av det nye kriseløsningsregimet i Europa.

Vi bruker CDS-spreader som et anslag på bankenes finansieringskostnader. Utfordringen med denne fremgangsmåten er at det er få tilgjengelige CDS-priser for mindre banker i Europa. En kritikk mot CDS-spreader, spesielt for mindre og mellomstore banker, er at de ikke nødvendigvis reflekterer reelle handler. CDS-spreadene fra Datastream er basert på kurser som tilbydere av CDS-kontrakter legger ut. Ved å inkludere banker med tilgjengelige CDS-spreader i Europa, oppnår vi et godt utvalg med banker av ulik størrelse. Ettersom landene vi studerer inngår under samme reguleringer mener vi at studien vil gi et godt estimat på TBTF-subsidien i Europa.

En måte å danne seg et bilde av markedets vurdering av bankers risiko, er å studere utviklingen i CDS-spreaden over tid. Figur 2.1 viser utviklingen i CDS-spreaden for globalt systemviktige banker i Europa¹⁴ fra 2005 og frem til mars 2014.

¹⁴ G-SIBs som definert av FSB per 2013.

Figur 2.1 Utviklingen i CDS-spreaden for G-SIBs fra 2005 til mars 2014



Dersom det eksisterer forventninger om en implisitt statsgaranti i markedet, vil CDS-spreaden reflektere både sannsynligheten for at en bank går konkurs og sannsynligheten for at banken vil bli reddet av myndighetene i en slik situasjon. I figur 2.1 har vi inkludert vertikale referanselinjer som viser til hendelser som kan være med på å forklare utviklingen i finansmarkedene i Europa i perioden 2005 til 2014. I perioden 9. til 14. august 2007 tilførte den europeiske sentralbanken (ESB) 335 milliarder euro til banksystemet i euroområdet (European Central Bank, 2007). Dette var en respons på redusert tilgang til likviditet i interbankmarkedet, slik at pengemarkedet fortsatt skulle fungere effektivt. Dette er vist ved den første referanselinjen fra venstre. Etter at Lehman Brothers gikk konkurs 15. september 2008, fulgte ESB opp med ekstraordinære likviditetstiltak i pengepolitikken. Blant tiltakene var utvidelse av listen over godkjente verdipapirer som bankene må stille til sikkerhet når de låner av ESB og tilførsel av amerikanske dollar mot godkjent sikkerhet (European Central Bank, 2014). Den 8. oktober 2008 annonserte ESB den første reduksjonen i styringsrenten etter at Lehman Brothers gikk konkurs. Styringsrenten ble da redusert med 50 basispunkter til 3,75 prosent med effekt fra 15. oktober 2008. Syv måneder senere, den 7. mai 2009, var styringsrenten redusert til én prosent (European Central Bank, 2009).

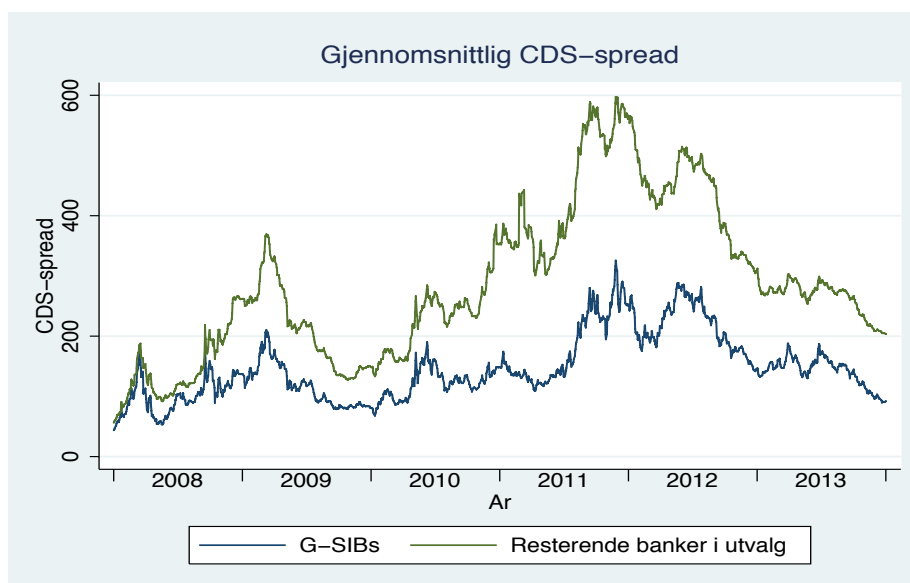
Et interessant aspekt ved figur 2.1 er hvordan CDS-spreadene har utviklet seg fra å være svært sammenfallende i perioden før finanskrisen til å bli relativt differensierte. I 2006 var

gjennomsnittlig CDS-spread for de globalt systemviktige bankene i Europa på 9,1 basispunkter. I 2008 og 2009 var gjennomsnittlig CDS-spread på henholdsvis 85,5 og 112,1 basispunkter. Etter en gradvis økning fra siste halvår i 2007, begynner CDS-spreaden å synke siste halvår 2009. Den andre referanselinjen markerer datoen for når det ble kjent at Hellas hadde store finansielle problemer. Den 5. november 2009 offentliggjorde de greske myndighetene et revidert budsjettunderskudd på 12,7 prosent av BNP i 2009, over dobbelt så høyt som det tidligere estimatet. Dette førte til at CDS-spreadene i de fleste europeiske land umiddelbart økte kraftig, noe som igjen påvirket bankenes CDS-spreader. CDS-spreaden for de globalt systemviktige bankene i Europa nådde en topp i 2012 med en gjennomsnittlig spread på 231,1 basispunkter. Den tredje referanselinjen markerer den 6. juni 2012 da EU-kommisjonen la frem et forslag til direktiv for håndtering av kriser i finansinstitusjoner i medlemslandene (European Commission, 2012). Vi ser av figur 2.1 at CDS-spreadene har falt etter dette tidspunktet.

Det at samtlige banker har lave og sammenfallende CDS-spreader før finanskrisen, kan reflektere en oppfattelse i markedet om lav risiko forbundet med hver enkelt bank og det finansielle systemet som helhet. Alternativt kan forklaringen være at markedet hadde en forventning om at myndighetene ville redde disse bankene i en eventuell krisesituasjon. Differensierte CDS-spreader i kjølvannet av finanskrisen og statsgjeldskrisen viser at markedet i større grad skiller mellom risikoen knyttet til hver enkelt G-SIB. En forklaring på dette kan være et større internasjonalt fokus på bankregulering og kriseløsningsregimer. Forventningene til myndighetenes opptreden overfor banker i en krisesituasjon kan derfor være endret som følge av dette. Dersom dette er tilfellet, vil bankenes CDS-spreader i større grad reflektere den enkelte banks risikotaking.

En prediksjon av endringen i en implisitt statsgaranti er økt gap mellom gjennomsnittlig finansieringskostnad for TBTF-banker og mindre banker (Baker & McArthur, 2009). Baker & McArthur (2009) finner i sin studie av banksektoren i USA et økt gap mellom gjennomsnittlig finansieringskostnad for disse bankene fra fjerde kvartal 2008 til andre kvartal 2009. Dersom gapet kan attribueres til en implisitt statsgaranti, vil dette innebære en skattefinansiert subsidie for TBTF-banker. En annen forklaring kan være en midlertidig periode med høye spreader på grunn av generell usikkerhet i økonomien. Figur 2.2 viser utviklingen i gjennomsnittlig CDS-spread for G-SIBs og andre mindre banker i Europa.

Figur 2.2 Utviklingen i gjennomsnittlig CDS-spread for G-SIBs og de resterende bankene i utvalget fra 2007 til 2014



Kilde: Datastream. Figuren viser daglige noteringer.

Figur 2.2 viser at globalt systemviktige banker har lavere gjennomsnittlig CDS-spread enn de andre bankene i vårt utvalg gjennom hele perioden. Vi ser at gapet har økt i kjølvannet av finanskrisen, og at det var spesielt stort mot slutten av 2011. En forklaring på det økte gapet i gjennomsnittlig CDS-spread kan være generell usikkerhet i markedet som følge av statsgjeldskrisen i Europa. I denne studien forsøker vi å anslå om gapet eventuelt kan tilskrives en TBTF-subsidie ved å kontrollere for blant annet generell usikkerhet i markedet.

3. Empirisk metode

Denne studien estimerer TBTF-subsidien i det europeiske bankmarkedet med to ulike metoder. Begge metodene estimerer subsidien som en reduksjon i store bankers finansieringskostnader som følge av forventninger om at disse vil bli reddet av myndighetene i krisetider. Vi bruker bankenes CDS-spreader som et anslag på deres finansieringskostnader. Små banker antas å finansiere seg til en kostnad som reflekterer deres faktiske risikotaking. Vi skiller mellom systemviktige banker og ikke-systemviktige banker basert på størrelse. Selv om størrelse ikke er den eneste faktoren som avgjør om en bank klassifiseres som systemviktig (Basel Committee on Banking Supervision, 2013), skiller de fleste studier mellom banker basert på størrelse (se for eksempel Baker & McArthur, 2009; Araten & Turner, 2012; Acharya, Anginer & Warburton, 2013; Strongin et al., 2013; og Bijlsma, Lukkezen & Marinova, 2014). Den første metoden estimerer subsidien med en regresjonsmodell som inkluderer 67 banker fra 15 europeiske land, og kontrollerer for både bankspesifikke og makroøkonomiske variabler som kan forklare variasjonen i CDS-spreadene. En binær størrelsesvariabel fanger opp finansieringsfordelen store banker eventuelt drar nytte av som følge av en implisitt statsgaranti. I den andre metoden følger vi fremgangsmåten til Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014), og inkluderer 47 banker fra 6 europeiske land (Frankrike, Tyskland, Italia, Nederland, Spania og Storbritannia). De forklarer CDS-spreaden til små banker ved å kontrollere for bankspesifikke og makroøkonomiske variabler. Deretter predikeres CDS-spreadene til store banker basert på de estimerte koeffisientene i regresjonsmodellen med små banker. Differansen mellom predikert og observert CDS-spread for store banker tolkes som en implisitt statsgaranti. Videre i oppgaven omtales den første metoden som ”metode 1” og metoden til Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014) som ”metode 2”. Til slutt bruker vi begge metodene til å estimere subsidien på samme utvalg av banker.

Vi har valgt å bruke to metoder til å estimere TBTF-subsidien fordi det er fordeler og ulemper knyttet til begge, og vi synes det er interessant å sammenligne resultatene med hverandre. Først og fremst vil metodene kunne fungere som robusthetstester av estimatet på TBTF-subsidien når de benyttes på samme utvalg. Videre gjør metode 2 det mulig å estimere subsidien per bank, selv om det vil være knyttet stor usikkerhet til denne predikeringen. Variansen til prediksjonene vil være lavest for gjennomsnittlige verdier av forklaringsvariablene (Wooldridge, 2013, s. 201). Usikkerheten knyttet til den forventede

CDS-spreaden for den gjennomsnittlige banken er ikke den samme som usikkerheten knyttet en bestemt bank i utvalget. Vi kan derfor ikke forvente å kunne gi presise estimater på den implisitte subsidien per bank. Hensikten med denne studien er imidlertid å gi et estimat på den gjennomsnittlig subsidien i det europeiske bankmarkedet. Metode 2 gjør det også mulig å estimere TBTF-subsidien for G-SIBs og for andre store banker separat. Metode 1 lar oss estimere TBTF-subsidien for flere land. Metode 2 er mest presis når utvalget består av både små og store banker fra hvert land. Dette gjelder spesielt dersom det er stor heterogenitet blant de makroøkonomiske variablene på tvers av land som ikke blir tatt hensyn til i regresjonsmodellen estimert med små banker. Utvalget med 67 banker fra 15 land består for eksempel kun av store banker fra Hellas og Irland, noe som gjør at ekstrapoleringen fra små banker blir veldig påvirket av de høye statlige CDS-spreadene i disse landene. En annen egenskap ved metode 1 er at den gjør det mulig å undersøke om effekten av ulike variabler på bankenes CDS-spreader er ulik for store og små banker. Ved metode 1 undersøker vi blant annet om de store bankene i utvalget vårt er mindre risikosensitive enn de små bankene. Eksistensen av en implisitt statsgaranti vil kunne påvirke investorenes insentiver til å overvåke store bankers risikotaking, og det er derfor interessant å undersøke om økt risikotaking i store banker har en mindre effekt på CDS-spreaden enn økt risikotaking i små banker.

3.1 Metode 1

Hovedutfordringen vår er å isolere andre effekter som kan påvirke CDS-spreaden enn en eventuell implisitt statsgaranti. Kroszner (2013) har pekt på utfordringer knyttet til kvantifisering av en implisitt statsgaranti. Det er viktig at differansen man eventuelt finner mellom små og store bankers finansieringskostnader oppstår som følge av forventninger om en implisitt statsgaranti, og ikke andre faktorer som kan assosieres med størrelse. En mulighet er at det eksisterer finansieringsfordeler knyttet til størrelse som er urelatert til en forventning om støtte fra myndighetene. Store banker vil kunne tilby investorer bedre likviditet, større diversifisering, lettere tilgang til kapitalmarkedene i perioder med finansiell uro og lignende.

Vi følger litteraturen når vi skal forklare variasjonen i CDS-spreaden, og kontrollerer for både bankspesifikke og makroøkonomiske variabler. Ötcher-Robe og Podpiera (2010) viser at en slik hybridmodell er best egnet til å forklare variasjonen i CDS-spreader. Vi tar ikke

hensyn til likviditet, da CDS-spreaden ikke ser ut til å inneholde likviditetskomponenter i samme grad som spreaden på kredittobligasjoner (Bijlsma, Lukkezen & Marinova, 2014). Regresjonsmodell 1 estimeres ved en fixed effects-transformasjon (FE). Hausman-testen viser at fixed effects gir mest effisiente estimater med utvalget bestående av 67 banker ($\rho > \chi^2 = 0,0014$). Denne modellen bruker variasjon innad i hver bank til å forklare CDS-spreaden. Vi tar utgangspunkt i følgende modell:

$$CDS_{ict} = \beta_0 + b_{it}\beta_b + m_{ct}\beta_m + \beta TBTF_{it} + a_i + u_{it}, \quad t = [2008, 2013] \quad (2)$$

Noteringene i , t og c refererer til bank, årstall og land. b_{it} og m_{ct} refererer til vektorer med henholdsvis bankspesifikke kontrollvariabler for bank i på tidspunkt t og makroøkonomiske kontrollvariabler for land c på tidspunkt t . De makroøkonomiske kontrollvariablene påvirker alle banker innen hvert land eller alle banker i utvalget, og kontrollerer for aggregerte endringer i det økonomiske klimaet som påvirker bankenes CDS-spreader. $TBTF_{it}$ er en binær størrelsesvariabel som har verdien 1 for store banker og verdien 0 for små banker. Den avhengige variabelen er bankenes CDS-spread.

Komponenten a_i fanger opp alle uobserverte og tidskonstante faktorer som påvirker CDS-spreaden, det vil si uobservert heterogenitet for bankene i utvalget (Wooldridge, 2013, s. 444). Eksempler på slike effekter kan være styrets og ledelsens risikoprofil, bedriftskultur, bankenes forretningsmodell og lignende. u_{it} er en bankspesifikk komponent som varierer over tid. For at likning (2) skal være gyldig, må alle forklaringsvariablene være strengt eksogene. Antakelsen holder ikke dersom et sjokk på CDS-spreaden i periode $t - 1$, påvirker en eller flere av forklaringsvariablene i periode t . Det innebærer at feilleddet u_{it} er ukorrelert med forklaringsvariablene over tid. I likhet med Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014) mistenker vi ikke at denne antakelsen brytes, da vi kontrollerer for relativt like variabler. Videre antar vi at residualene er i.i.d. med $N(0, \sigma_u^2)$. For å oppnå gyldige t-verdier korrigerer vi standardfeilene for seriekorrelasjon og heteroskedastisitet. Under disse antakelsene er FE-estimatoren BLUE ("best linear unbiased estimator"). Vi inkluderer et konstantledd under antakelsen om at den tidsinvariable effekten, a_i , har en forventning lik null¹⁵.

¹⁵ Dette går ikke på bekostning av modellens generalitet (Wooldridge, 2013, s. 474).

FE-modellen tillater korrelasjon mellom den tidskonstante bankspesifikke effekten, a_i , og forklaringsvariablene over tid. Fordelen med å bruke FE-transformasjonen er at den eliminerer den uobserverbare og tidskonstante effekten a_i . FE-modellen kan skrives som følger:

$$C\ddot{D}S_{ict} = \ddot{b}_{it}\beta_b + \ddot{m}_{ct}\beta_m + \beta TB\ddot{T}F_{it} + \ddot{u}_{it}, \quad t = [2008, 2013] \quad (3)$$

der

$$C\ddot{D}S_{ict} = CDS_{ict} - \overline{CDS}_{ict}. \text{ Det samme gjelder for } \ddot{b}_{it}, \ddot{m}_{ct}, TB\ddot{T}F_{it} \text{ og } \ddot{u}_{it}.$$

Komponenten a_i elimineres fordi $\ddot{a}_i = a_i - \bar{a}_i = 0$. Transformasjonen innebærer at forklaringsvariabler som er konstante over tid vil fjernes ved fixed effects.

I en robusthetstest undersøker vi hvordan estimatene endres ved bruk av random effects (RE) og pooled OLS (POLS). Normalt vil det være hensiktsmessig å inkludere binære årsvariabler for å fange opp aggregerte effekter som påvirker alle banker. I vår modell kontrollerer vi for sekulære effekter ved å inkludere makroøkonomiske kontrollvariabler, og de binære årsvariablene blir derfor overflødige.

3.2 Metode 2

I metode 2 brukes de samme bankspesifikke og makroøkonomiske kontrollvariablene som i metode 1 til å forklare CDS-spreaden til små banker. Regresjonsmodell (4) estimeres for små banker med en FE-transformasjon. Hausman-testen gir $\rho > \chi^2 = 0,0167$.

$$CDS_{ect} = \beta_0 + b_{et}\beta_b + m_{ct}\beta_m + a_e + u_{et}, \quad t = [2008, 2013] \quad (4)$$

Noteringene e , t og c refererer til små banker, årstall og land. b_{et} og m_{ct} refererer til matriser med henholdsvis bankspesifikke kontrollvariabler for bank e på tidspunkt t og makroøkonomiske kontrollvariabler for land c på tidspunkt t . Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014) har i sin studie estimert likning (4) for perioden 2008-2011 med pooled OLS som hovedspesifikasjon. Forskjellige testresultater fra Hausman-testen kan skyldes at vi ikke har identiske kontrollvariabler og samme tidsperiode som Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014) har benyttet i sin analyse.

Under antakelsen om at små banker ikke drar nytte av en implisitt statsgaranti, predikeres den CDS-spreaden store banker ville hatt i fravær av en implisitt statsgaranti:

$$CDS(predikert)_{jct} = \widehat{\beta}_0 + b_{jt}\widehat{\beta}_b + m_{ct}\widehat{\beta}_m, \quad t = [2008, 2013] \quad (5)$$

der noteringen j refererer til store banker. Betakoeffisientene er de estimerte koeffisientene fra likning (4).

Differansen mellom predikerte og observerte CDS-spreader for store banker, tolkes som en TBTF-subsidie:

$$\Delta CDS_{jct} = CDS(predikert)_{jct} - CDS_{jct}, \quad t = [2008, 2013] \quad (6)$$

En positiv differanse impliserer at store banker har en finansieringsfordel som de ikke ville hatt i fravær av en implisitt statsgaranti.

3.3 Bankspesifikke kontrollvariabler

Denne studien inkluderer seks bankspesifikke forklaringsvariabler som dekker bankenes lønnsomhet, soliditet, likviditet og kvalitet på eiendeler. Ötker-Robe og Podpiera (2010) har brukt samme kontrollvariabler til å forklare variasjonen i CDS-spreader.

Bankenes lønnsomhet måles ved to variabler: avkastning på totale eiendeler (ROA) og netto rentemargin¹⁶. ROA måler profitten en bank kan generere gitt totale eiendeler, og er definert som årsresultatet dividert på gjennomsnittlig balansesum for regnskapsåret. En høyere ROA indikerer bedre evne til å generere profitt og større motstandsdyktighet mot sjokk, og bør følgelig være assosiert med lavere kredittrisiko og lavere CDS-spread. Ötker-Ribe og Podpiera (2010) finner i sin studie at en økning i ROA på ett prosentpoeng reduserer CDS-spreaden med 21,7 basispunkter. Netto rentemargin er bankenes netto renteinntekter som andel av rentebærende eiendeler, og er et røft mål på utlånsmarginen til en bank. Siden lån prises etter bankenes risikoprofil, kan en høyere utlånsmargin reflektere økt risikotaking. Ötker-Ribe og Podpiera (2010) finner i sin studie en positiv sammenheng mellom netto rentemargin og CDS-spreader. Utvalget deres består imidlertid av store og komplekse finansielle institusjoner i Europa. Vårt utvalg består av både systemviktige banker og små

¹⁶ Korrelasjonen mellom ROA og netto rentemargin er 0,0847.

banker som antas å ikke ha en TBTF-subsidie, der vi antar at systemviktige bankers lån ikke prises i tråd med deres risikoprofil. Vi forventer at økt netto rentemargin reflekterer bedre lønnsomhet i bankene, og følgelig korrelerer negativt med bankenes CDS-spreader.

Bankenes soliditet måles ved to variabler: egenkapitalandel og z-score. Egenkapitalandelen er bankenes egenkapital som andel av totale eiendeler. Raten representerer en kapitalbuffer for evnen til å absorbere tap, og vi forventer at denne korrelerer negativt med CDS-spreaden. Jo høyere egenkapitalandel, jo lavere CDS-spread.

Z-scoren er et mye brukt mål for å forklare bankers risiko, og brukes blant annet i studien til Acharya, Anginer og Warburton (2013). Z-scoren, slik den er definert i denne oppgaven, må ikke forveksles med Altman (1968) sin z-score, som brukes mye innen "corporate finance". Definisjonen av z-scoren som brukes i denne studien ligger nærmere studien til Roy (1952). Senere har målet blitt utviklet for bruk til studier av finansielle institusjoner (for eksempel Boyd & Graham, 1986). Målet er direkte relatert til sannsynligheten for at en bank blir insolvent, det vil si sannsynligheten for at verdien av bankens eiendeler blir lavere enn gjeldsforpliktelsene (Hesse & Cihák, 2007). Z-scoren måler antall standardavvik en gitt avkastning må falle for å tappe egenkapitalen. En høyere z-score korresponderer med en lavere øvre grense for insolvensrisiko, og impliserer følgelig en lavere sannsynlighet for at banken blir insolvent.

Z-scoren er definert som summen av egenkapitalandelen og ROA, skalert for standardavviket til ROA. Den beregnes altså basert på regnskapstall, noe som gjør den attraktiv da enkelte banker i utvalget vårt ikke er børsnoterte. Definisjonen av z-scoren er gitt ved:

$$Z_{it} \equiv \frac{ek_{it} + \overline{roa}_{it}}{\sigma(roa)_{it}} \quad (7)$$

der ek_{it} er egenkapitalandelen, roa_{it} er gjennomsnittlig avkastning på totale eiendeler (ROA) og $\sigma(roa)_{it}$ er standardavviket til avkastningen på totale eiendeler. En bank anses som insolvent i en tilstand der $ek + roa \leq 0$, det vil si når bankens tap er større enn egenkapitalandelen. Sannsynligheten for at en bank blir insolvent kan dermed skrives som $\Pr(-roa < ek)$ (Lepetit & Strobel, 2013). Gitt at ROA er normalfordelt, er det inverse forholdet av sannsynligheten for insolvens gitt ved $(ek + roa)/\sigma(roa)$, der $\sigma(roa)$ er standardavviket til ROA.

Det finnes flere versjoner av tidsvarierende z-scoringer for bruk til paneldata, og de varierer ut fra hvordan de ulike komponentene beregnes. Vi følger Yeyati og Micco (2007) sin definisjon av tidsvarierende z-score. De bruker et glidende gjennomsnitt og standardavvik av ROA for hvert år, i kombinasjon med løpende egenkapital andel per år. Beregningen av \overline{roa}_{it} og $\sigma(roa)_{it}$ for hvert enkelt år er basert på glidende fireårsperioder. For eksempel er $Z_{i,2008}$ basert på egenkapitalandelen for 2008 ($ek_{i,2008}$), gjennomsnittlig ROA for perioden 2005-2008 ($\overline{roa}_{i,2008}$) og standardavviket til ROA for perioden 2005-2008 ($\sigma(roa)_{i,2008}$).

Vi transformerer z-scoren til logaritmisk form, som er konsistent med andre studier som har brukt z-scoren (Laeven & Levine, 2009; Houston et al., 2010). Strobel (2014) viser i sin studie at fordelingen til z-scoren er skjev uten log-transformasjon, og at den er tilnærmet normalfordelt med log-transformasjon. Siden z-scoren på logaritmisk form har en meningsfull probabilistisk tolkning og at den ikke er utsatt for en skjev fordeling, vil det være hensiktsmessig å bruke denne formen på risikomålet i regresjonsmodellen vår.

Bankenes likviditet måles ved likvide eiendeler som andel av innskudd og kortsiktig finansiering (likviditetsrate). Andelen måler i hvilken grad bankene tåler en plutselig likviditetsnød. En bank med en høyere andel av likvide eiendeler vil være mer motstandsdyktig i en likviditetspresset situasjon. Vi forventer at denne raten vil korrelere negativt med CDS-spreaden. Jo høyere andel likvide eiendeler bankene har, jo lavere CDS-spread forventer vi at bankene vil ha. Finanskrisen viste at bankenes likviditetsrisiko er kritisk for det finansielle systemet (Norges Bank, 2013). Problemer i bankenes finansieringsstruktur kan raskt føre til problemer for både enkeltbanker og hele det finansielle systemet. Bankene finansierer mesteparten av sine utlån med innskudd og markedsfinansiering. Lånene bankene gir til husholdninger og bedrifter har som regel lengre løpetid enn bankenes innskudd og markedsfinansiering. Dette innebærer at bankene må fornye finansiering som forfaller, eller erstatte innskudd som trekkes ut i løpet av løpetiden for utlånene deres. Markedet må med andre ord være villige til å tilby bankene refinansiering i løpet av løpetiden til et typisk utlån. Denne villigheten forsvant under finanskrisen, og skapte problemer for mange banker.

Kvaliteten på bankenes eiendeler måles ved en kvalitetsrate, som er definert som tapsavsetninger som andel av bankens totale utlån. Bankenes tapsavsetninger skal dekke bankenes nedskrevne lån. En bank med relativt større tapsavsetninger reflekterer økt risiko

for mislighold av utlån. Vi forventer at andelen vil korrelere positivt med CDS-spreaden. Jo høyere andel tapsavsetninger, jo høyere CDS-spread.

3.4 Makroøkonomiske kontrollvariabler

I settet vårt med makroøkonomiske kontrollvariabler inkluderer vi helningen på yield-kurven, statlig CDS-spread og en aksjeindeks knyttet opp mot europeiske banker (Stoxx EU 600 Banks).

Helningen på yield-kurven reflekterer utsikter for vekst i økonomien og forventede fremtidige kortsiktige renter. To teorier brukes vanligvis til å forklare helningen på yield-kurven: forventningshypotesen og likviditetspreferanshypotesen (Mishkin, Matthews & Giuliadori, 2013, s. 116). Forventningshypotesen sier at renten på en langsiktig obligasjon vil være tilnærmet lik gjennomsnittlige kortsiktige renter over obligasjonens løpetid. Dersom aktørene i markedet forventer at gjennomsnittlige kortsiktige renter vil være ti prosent de neste fem årene, predikerer forventningshypotesen at renten på obligasjoner med fem års løpetid vil være ti prosent. Forventninger om høyere fremtidige kortsiktige renter gir en stigende yield-kurve. Tilsvarende vil forventninger om lavere fremtidige kortsiktige renter gi en fallende yield-kurve. Likviditetspreferanshypotesen sier at renten på en langsiktig obligasjon vil være lik gjennomsnittlige forventede kortsiktige renter over obligasjonens løpetid i tillegg til en likviditetspremie. Dersom de fleste investorer foretrekker å investere i kortsiktige obligasjoner, vil investorene kreve en positiv likviditetspremie for å være villige til å investere i langsiktige obligasjoner. En positiv likviditetspremie innebærer med andre ord at yield-kurven implisert ved likviditetspreferanshypotesen alltid vil ligge over yield-kurven implisert ved forventningshypotesen.

Normalt er helningen på yield-kurven positiv, noe som gir signaler om positive utsikter for økonomisk vekst, og følgelig høyere fremtidige kortsiktige renter. Vi forventer at en brattere yield-kurve korrelerer negativt med CDS-spreaden. Ötker-Robe og Podpiera (2010) finner i sin studie at en reduksjon i helningen på yieldkurven på en prosent øker CDS spreaden med 12 basispunkter.

Vi tar hensyn til statlig kredittrisiko ved å bruke gjennomsnittlige statlige CDS-spreader med samme løpetid som bankenes CDS-spreader. En høyere statlig risikopremie indikerer finansieringsproblemer for staten. For det første vil mulighetene en stat med finansielle

problemer har til å redde sine banker være begrenset (Bijlsma, Lukkezen & Marinova, 2014). En insolvent stat vil også øke sannsynligheten for at det oppstår bank-, stats- eller valutakriser, som igjen vil påvirke hele banksektoren. Videre vil en økt statlig risikopremie redusere verdien av myndighetenes obligasjonsbeholdninger. Vi forventer følgelig at økt statlig risiko påvirker CDS-spreaden positivt.

Smitteeffekter og ringvirkninger er viktige i banksektoren, og ifølge Zhang et al. (2005) kan disse fanges opp ved å bruke en aksjeindeks. Stoxx EU 600 Banks fanger opp tilstanden i den finansielle sektoren i Europa. Indeksen er en sektorspesifikk underkategori av den bredere Stoxx EU 600, som dekker de 600 største selskapene i Europa målt ved markedsverdi (Stoxx, 2014). Indeksen omfatter 46 banker fra 15 europeiske land, hvorav 38 av disse inngår i utvalget vårt. Vi forventer at en positiv endring i denne variabelen vil resultere i lavere CDS-spreader.

4. Databeskrivelse

Denne studien konsentrerer seg om banker i Europa som har tilgjengelige CDS-priser og dekker perioden 2008-2013. I denne delen av oppgaven gir vi en beskrivelse av dataene vi har brukt og hvor disse er hentet fra. Deretter beskriver vi bankene i utvalget og om valget av disse kan ha noen betydning for CDS-prisene eller estimeringsresultatene, og hvordan vi har valgt å kategorisere bankene i utvalget. Til slutt viser vi deskriptiv statistikk for de bankspesifikke og makroøkonomiske kontrollvariablene.

4.1 Datainnsamling

Vi har samlet inn data fra følgende seks databaser: Amadeus, Datastream, Bloomberg, World Development Indicators, Eurostat og OECD iLibrary. Vi har fått tilgang til Amadeus, Datastream og Bloomberg gjennom NHH. Vi har brukt tall på banknivå og ikke for konsernet. Dette har vi gjort fordi noen banker har eierskap i andre banker i utvalget. Norddeutsche Landesbank Group eier for eksempel i overkant av 90% av Bremer Landesbank og LCL er eid av Crédit Agricole. De er imidlertid separate enheter som konkurrerer i samme marked.

Amadeus inneholder finansiell informasjon om 14 millioner offentlige og private selskaper i Europa (Bureau Van Dijk, 2010). 43 land er dekket i databasen. For de fleste selskaper er informasjon tilgjengelig fra 2004 og frem til 2013. Amadeus produseres av Bureau Van Dijk. Vi har brukt Amadeus til å hente de bankspesifikke kontrollvariablene egenkapitalandel, netto rentemargin, likviditetsrate (likvide eiendeler som andel av innskudd og kortsiktig finansiering) og kvalitetsrate (tapsavsetninger som andel av brutto utlån). Alle variablene har årlig frekvens og er oppgitt i prosent. I tillegg har vi benyttet Amadeus til å hente tall for bankenes forvaltningskapital, som vi benytter til å kategorisere bankene.

Thomson Reuters Datastream er en database som dekker global finansiell informasjon og makroøkonomisk informasjon (Thomson Reuters, 2012). Makroøkonomisk informasjon er som regel tilgjengelig med daglig frekvens. Europeisk informasjon dekkes fra 1980 og frem til i dag. Vi har brukt Datastream til å hente CDS-serier for bankene og tidsserier for de makroøkonomiske kontrollvariablene statlig CDS-spread og Stoxx EU 600 Banks. Vi har beregnet et gjennomsnitt av alle disse tre variablene basert på daglige noteringer for siste kvartal hvert år. Dette er konsistent med studien til Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014).

Problemet med tidsinkonsistens i regresjonsmodellen kan oppstå fordi de årlige bankspesifikke kontrollvariablene, som er balansetall fra slutten av kalenderåret, brukes til å forklare gjennomsnittet av daglige observasjoner for bankenes CDS-spreader gjennom et helt år. I fjerde kvartal er det mer sannsynlig at markedsaktørene har mer presise forventninger til bankenes årsregnskap. Ved å bruke et gjennomsnitt basert på daglige observasjoner for fjerde kvartal vil det være bedre overensstemmelse mellom variablene i modellen. Stoxx EU 600 Banks er gjort om på logaritmisk form. Dette er i tråd med Bijlsma, Marinova og Lukkezen (2014).

Når det gjelder bankenes CDS-serier tilbyr Datastream tidsserier fra to kilder, CMA Datavision CDS series og Thomson Reuters Composite CDS series. CDS-seriene fra CMA er tilgjengelig frem til tredje kvartal 2010, mens for Thomson Reuters er data tilgjengelig fra tidligst 2007 og frem til i dag. Vi har benyttet CDS-spreader fra Thomson Reuters i de tilfellene hvor dekningen omfatter hele perioden vi undersøker. For enkelte banker begynner imidlertid Thomson Reuters sin dekning senere enn 01.01.2008. Der vi har pålitelige tall fra CMA-kilden har vi slått sammen CDS-spreaden fra begge kildene. CDS-spreaden er spleiset på den datoen Thomson Reuters sin dekning begynner. Dette gjør at vi får en kontinuerlig tidsserie. I tillegg benytter vi en liste publisert av Thomson Reuters (2010) som gjengir hvilke serier som er samsvarende fra begge kildene.

For enkelte banker som har begrenset dekning i Thomson Reuters i starten av analyseperioden, er dekningen i CMA avviklet. Her har vi beregnet gjennomsnittet basert på tallene som er tilgjengelig for de bankene hvor vi anser dekningen i Thomson Reuters som tilstrekkelig. I tilfellene hvor dekningen er mangelfull også i Thomson Reuters, har vi ikke beregnet den gjennomsnittlige CDS-spreaden for dette året. Dette resulterer i at noen banker har manglende observasjoner for 2008.

Bloomberg Terminal tilbyr historiske data og sanntidsinformasjon om aksjer, obligasjoner, derivater, råvarer og valutakurser (Bloomberg, 2014). Vi har hentet tall for ROA, renter for å beregne helningen på yield-kurven og rater produsert av Fitch Ratings fra Bloomberg. For å beregne helningen på yield-kurven har vi brukt differansen mellom renten på 10-års statsobligasjoner og 3-måneders pengemarkedsrente for hvert land. Vi har brukt Bloombergs generiske statsobligasjoner som referanse. Renten på disse er syntetisk utledet basert på observerte renter på sammenlignbare obligasjoner med samme løpetid, der Bloomberg på ethvert tidspunkt sammenstiller utstedelser som handles aktivt. Som en utvidelse av analysen

i metode 1 inkluderer vi ulike ratinger som bankspesifikke kontrollvariabler i likning (2) for å undersøke om disse har en signifikant effekt på CDS-spreaden. ”Long-term Issuer Default Rating” (LIDR), ”Individual Ratings” og ”Viability Ratings” er produsert av Fitch Ratings.

World Development Indicators er hovedsamlingen av utviklingsindikatorer til Verdensbanken (World Bank, 2014a). Databasen består av nasjonale, regionale og globale tidsserier. BNP-tallene for perioden 2008-2012 er hentet fra World Development Indicators. Eurostat er en database med statistikk for Europa (European Commission, 2014). Vi har hentet BNP-tall for 2013 fra Eurostat fordi disse ikke var tilgjengelige fra World Development Indicators. BNP-tallene fra Eurostat er oppgitt i euro, mens tall fra World Development Indicators er oppgitt i amerikanske dollar. Vi har derfor konvertert tallene fra Eurostat om til dollar. Vi har sammenlignet BNP-tallene for 2008-2012 fra World Development Indicators med BNP-tallene for samme periode fra Eurostat, og disse samsvarer.

OECD iLibrary tilbyr blant annet databaser med statistikk som dekker banker, internasjonal handel, økonomiske indikatorer og lignende (OECD iLibrary, 2014). Vi har hentet årlige tall for statsgjeld som andel av BNP for hvert land i utvalget vårt.

Tabell 4.1 gir en oppsummering av hvilke variabler vi bruker i metode 1 og 2, og hvilken database disse variablene er hentet fra. Kolonnen med fortegn viser hvilken effekt vi forventer at variabelen vil ha på bankenes CDS-spread. Et negativt fortegn impliserer at vi forventer at en økning i variabelen vil redusere bankenes kredittrisiko, og følgelig redusere CDS-spreaden. Et positivt fortegn betyr at vi tror at en økning i variabelen vil øke bankenes kredittrisiko, og følgelig øke CDS-spreaden.

Tabell 4.1 Variabelbeskrivelse, datakilde og forventet fortegn

Variabel	Beskrivelse	Kilde	Fortegn
CDS-spread	5-årig CDS-spread basert på seniorforpliktelse	Datastream	
Egenkapitalandel	Egenkapital som andel av totale eiendeler (%)	Amadeus	÷
Z-score	Summen av egenkapitalandelen og ROA skalert med std.avviket til ROA	Beregnet selv	÷
ROA	Årsresultat som andel av gjennomsnittlig balansesum (%)	Bloomberg	÷
Netto rentemargin	Netto renteinntekter som andel av rentebærende eiendeler (%)	Amadeus	÷
Likviditetsrate	Likvide eiendeler som andel av kortsiktig finansiering og innskudd (%)	Amadeus	+
Kvalitetsrate	Tapsavsetninger som andel av totale utlån (%)	Amadeus	+
Helning yield-kurve	Differansen mellom renten på 10-års statsobligasjoner og 3-mnd pengemarkedsrente	Bloomberg	÷
Statlig CDS-spread	5-årig statlig CDS-spread basert på seniorforpliktelse	Datastream	+
Aksjeindeks	Stoxx EU 600 Banks (log)	Datastream	÷

4.2 Beskrivelse av banker

Utvalget til metode 1 består av totalt 67 banker fra 15 europeiske land, og utvalget til metode 2 består av banker i Frankrike, Tyskland, Italia, Nederland, Spania og Storbritannia. Se appendiks A tabell A.1 for en oversikt over bankene med tilhørende land. Bankene i utvalget varierer i forhold til type forretningsmodell. Blant bankene i utvalget har vi inkludert syv ”Landesbanker”, som representerer offentlige delstatsbanker i Tyskland. Hver Landesbank er statseid gjennom en eller flere delstater i Tyskland, og er en del av Sparkassen-Finanzgruppe. De er sentre for betalingssystemer (Girozentrale) og tilbyr likviditet for sparebanker i sine delstater i Tyskland (German Savings Bank Association, 2014). Disse bankene hadde frem til juli 2005 en eksplisitt statsgaranti gjennom den såkalte ”Gewährträgerhaftung” og ”Anstaltslast”. Den første innebar at myndighetene sto som garantist for bankenes forpliktelser, og den siste innebar at myndighetene skulle sikre at disse bankene var godt nok kapitalisert til å kunne operere som normalt (Fischer et al., 2014). Sannsynligheten for at delstatsbankene skulle gå konkurs var derfor veldig lav, og bankene sto overfor lavere finansieringskostnader enn de ellers ville gjort i fravær av en eksplisitt statsgaranti. Selv om myndighetene ikke lenger tilbyr en eksplisitt statsgaranti for delstatsbankene, kan det likevel tenkes at disse bankene har en implisitt statsgaranti. Det vil si at kreditorene har en forventning om at disse bankene fortsatt vil bli reddet i krisetider. Siden disse bankene vil defineres som små banker basert på størrelse, vil dette kunne underdrive størrelsen på den estimerte TBTF-subsidien. Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014) har inkludert disse bankene i sin studie.

Enkelte banker i utvalget har gått konkurs, mottatt statsstøtte eller blitt overtatt av andre banker i løpet av perioden vi ser på. Alle de greske bankene i utvalget, Alpha Bank, Eurobank Ergasias og National Bank of Greece, har mottatt statsstøtte. Hellenic Financial Stability Fund (HFSF) ble opprettet i 2010 og har som hensikt å opprettholde stabilitet i det greske banksystemet (Hellenic Financial Stability Fund, 2014). I første omgang mottok disse tre bankene totalt 13,3 milliarder euro i 2012 som et ledd i rekapitaliseringen (Hellenic Financial Stability Fund, 2012). Som en konsekvens av finanskrisen, mottok Allied Irish Bank og Bank of Ireland totalt 7 milliarder euro i ny egenkapital i februar 2009 (Honohan, 2012). Blant de globalt systemviktige bankene i utvalget, mottok blant annet The Royal Bank of Scotland (RBS) betydelig statlig støtte av myndighetene i Storbritannia. I desember 2008 ble RBS rekapitalisert ved at myndighetene injiserte egenkapital i banken tilsvarende 20 milliarder pund. Gjennom UK Financial Investments Limited (UKFI) administreres myndighetenes eierskap i både RBS og Lloyds Banking Group, og per 31. mars 2012 hadde myndighetene et eierskap på henholdsvis 82 og 40 prosent i de respektive bankene (UK Financial Investments Limited, 2014).

Videre er det noen banker i utvalget som har blitt likvidert eller tatt over av andre banker. Irish Bank Resolution ble likvidert 7. februar 2013 (Houses of the Oireachtas, 2013). I slutten av 2011 ble CAM kjøpt opp av Banco de Sabadell (Bloomberg, 2011). I forkant av oppkjøpet ble det injisert 5,25 milliarder euro i CAM fra det spanske innskytergarantifondet.

Det at noen av bankene i datasettet har mottatt statlig støtte i løpet av perioden vi ser på, kan ha betydning for estimatet av TBTF-subsidien. Det viser at myndighetene har vært villige til å redde banker i perioden vi undersøker. Alt annet likt, kan dette føre til at størrelsen på den implisitte statsgarantien er relativt stor i perioden vi undersøker i forhold til perioder utenom krisetider. Det at en stor bank som Irish Bank Resolution ble likvidert, trekker i motsatt retning. Denne perioden har alt i alt vist at myndighetene er villige til å redde banker i krisetider.

Siden utvalget består av banker som enten er likvidert eller kjøpt opp av andre banker i løpet av utvalgsperioden, har vi et ubalansert datasett. Det vil si at for noen banker mangler vi data for enkelte år i utvalgsperioden. Siden disse bankene inkluderes i deler av utvalgsperioden, unngår vi en potensiell overlevelseshbias. Selv om et ubalansert datasett i seg selv ikke skaper problemer for estimeringen, er det viktig å være klar over hvorfor noen banker har manglende observasjoner. Så lenge grunnen til at noen banker mangler observasjoner ikke er

korrelert med det idiosynkratiske feilleddet, u_{it} , vil vi få forventingsrette estimater (Wooldridge, 2013, side 473). Fordelen med FE-estimering er at den tillater at årsaken til manglende observasjoner kan være korrelert med den uobserverte effekten, a_i . a_i fanger blant annet opp at det kan være en større sannsynligheten for at enkelte banker vil falle ut av utvalget. For noen få banker mangler vi regnskapstall for 2013 fordi disse ikke har vært tilgjengelig i Amadeus.

4.3 Kategorisering av banker

Bankene i utvalget deles inn i tre kategorier: (i) små banker, (ii) store banker og (iii) globalt systemviktige banker. Vi følger Financial Stability Board (2013) og klassifiserer 16 banker som globalt systemviktige (G-SIBs). Disse bankene er gjengitt i tabell 1.2. Store banker defineres som de med en forvaltningskapital som andel av BNP større enn 15 prosent. Vi bruker løpende tall for forvaltningskapital og BNP. Dette innebærer at noen banker vil klassifiseres som store i enkelte år og som små i andre år. Kategorien store banker består i gjennomsnitt av 24 banker per år. Gjennomsnittlig forvaltningskapital som andel av BNP for disse bankene er 63 prosent. De resterende 27 bankene i utvalget kategoriseres som små. Disse bankene har en gjennomsnittlig forvaltningskapital på 7 prosent. Appendix A tabell A.2 gir en liste over bankene i hver kategori sammen med deres gjennomsnittlige forvaltningskapital, både i millioner euro og som andel av BNP, og deres gjennomsnittlige CDS-spread.

Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014) bruker en forvaltningskapital som andel av BNP på 10 prosent som skillet mellom store og små banker. Vi ønsker å bruke en terskel mellom store og små banker slik at bankene vi kategoriserer som store skal omfatte banker som kan anses som nasjonalt systemviktige banker. I januar 2013 publiserte European Banking Authority (EBA, 2013) et forslag til utvikling av kriseløsningsplaner. I denne sammenhengen publiserte de en liste over banker i Europa som anbefalingen i første rekke skal gjelde for. Toader (2014) har tolket disse bankene som nasjonalt systemviktige. Listen omfatter 39 banker fra 16 land, hvorav 33 av bankene inngår i datasettet vårt. Blant de 33 bankene, er 12 banker definert som G-SIBs. Dersom vi bruker en terskel på 15 prosent vil alle bankene på listen til EBA (med unntak av Bayerische Landesbank) falle inn under kategorien store banker. I tillegg inkluderes seks banker som ikke befinner seg på denne listen fordi de er større enn 15 prosent. Bankene det gjelder har i snitt en forvaltningskapital som andel av

BNP på 30,6 prosent. Vi har derfor valgt 15 prosent som andel av BNP som vår foretrukne terskel for klassifisering av store banker. I en robusthetstest undersøker vi hvordan resultatene påvirkes av at terskelen endres til 7, 10 og 20 prosent.

De fleste tidligere studier har undersøkt finansielle institusjoner i USA, og har kategorisert institusjonene etter størrelse basert på balansesum i absolutte tall. Et eksempel er Araten og Turner (2012), som har klassifisert store banker som de som har en forvaltningskapital på mer enn 100 milliarder dollar. Videre har de klassifisert G-SIBs som de som har en forvaltningskapital på mer enn 500 milliarder dollar ved ethvert tidspunkt i perioden de undersøker. Vi har valgt å kategorisere små og store banker etter en relativ størrelsesvariabel. Selv om store banker ikke er definert som globalt systemviktige kan de imidlertid betraktes som nasjonalt systemviktige, og følgelig motta støtte fra nasjonale myndigheter i krisetider. Av den grunn er det hensiktsmessig å bruke et relativt størrelsesmål fremfor et absolutt størrelsesmål når man har et utvalg bestående av europeiske banker.

4.4 Deskriptiv statistikk

Tabell 4.2 angir gjennomsnittlig verdi på de bankspesifikke variablene, samt CDS-spreadene over hele perioden, inndelt etter de tre ulike kategoriene av banker. Vi ser at G-SIBs har en betydelig lavere gjennomsnittlig CDS-spread enn de resterende bankene i utvalget. De store bankene har en høyere CDS-spread enn de små bankene i utvalget. Spesielt de greske bankene trekker gjennomsnittet for store banker opp.

Tabell 4.2 Deskriptiv statistikk bankspesifikke variabler

Variabel	Alle banker	G-SIBs	Store banker	Små banker
CDS-spread	261 (312)	151 (83)	346 (461)	257 (185)
Egenkapitalandel	5,1 (2,3)	4,3 (1,4)	5,6 (2,2)	5,1 (2,7)
Z-score	30,5 (35,8)	27,7 (28,2)	32,4 (39,7)	30,2 (36,5)
ROA	-0,02 (1,08)	0,13 (0,41)	-0,09 (1,55)	-0,05 (0,80)
Netto rentemargin	1,43 (0,77)	1,22 (0,58)	1,80 (0,88)	1,20 (0,61)
Likviditetsrate	36,2 (27,7)	57,4 (30,3)	27,6 (16,9)	30,2 (26,9)
Kvalitetsrate	1,08 (2,34)	0,77 (0,61)	1,60 (3,66)	0,77 (0,91)

* Gjennomsnitt og standardavvik i parentes under

Tabell 4.3 angir gjennomsnittlig helning på yield-kurven og gjennomsnittlig statlig CDS-spread over hele perioden for hvert enkelt land i utvalget. Land som har hatt store problemer under finanskrisen og statsgjeldskrisen, først og fremst Hellas, Irland, Italia, Portugal og Spania, har en mye høyere gjennomsnittlig statlig CDS-spread og helning på yield-kurven enn land som i mindre grad har blitt påvirket av uro over utvalgsperioden. Stoxx EU 600 Banks er en aksjeindeks som er lik for alle land i utvalget. Gjennomsnittlig verdi for denne aksjeindeksen over perioden er 197,1.

Tabell 4.3 Deskriptiv statistikk makroøkonomiske variabler

Land	Helning yield-kurve	Statlig CDS-spread
Belgia	2,2 (1,2)	96 (87)
Danmark	1,3 (1,0)	48 (40)
Frankrike	1,8 (1,1)	59 (42)
Hellas	10,6 (8,7)	1929 (3107)
Irland	4,2 (3,1)	283 (242)
Italia	3,3 (1,7)	191 (120)
Nederland	1,6 (1,0)	55 (27)
Norge	0,5 (1,2)	24 (11)
Portugal	5,4 (3,8)	392 (373)
Spania	3,3 (2,0)	178 (97)
Storbritannia	1,5 (1,4)	56 (23)
Sveits	1,0 (0,5)	54 (14)
Sverige	0,8 (1,3)	40 (29)
Tyskland	1,2 (1,0)	29 (17)
Østerrike	1,8 (1,1)	63 (40)

* Gjennomsnitt og standardavvik i parentes under

5. Resultater

Resultatene fra begge metodene viser at store banker har lavere finansieringskostnader som følge av forventninger om at disse vil bli reddet av myndighetene i krisetider. Vi viser utviklingen i TBTF-subsidien for hvert år i perioden ved begge metodene, både i basispunkter og i milliarder euro. Metode 1 brukes til å undersøke om store banker er mindre sensitive overfor endringer i risiko enn små banker, om effekten av ”support-rating” og ”stand-alone-rating” på CDS-spreaden har endret seg i løpet av utvalgsperioden og om statlig finansiell styrke har noen påvirkning på størrelsen på TBTF-subsidien.

Vi estimerer først TBTF-subsidien med metode 1 på utvalget bestående av 67 banker. Deretter estimeres TBTF-subsidien med metode 2 på banker i Frankrike, Tyskland, Italia, Nederland, Spania og Storbritannia. Dette er samme land og metode som Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014) har brukt. For å undersøke om metodene gir samsvarende estimater, sammenlignes estimatene på den implisitte statsgarantien med metode 1 og 2 på samme utvalg av banker.

5.1 Metode 1

I metode 1 estimerer vi likning (8) for alle 67 bankene i utvalget.

$$\begin{aligned}
 CDS_{ict} = & \beta_0 + \beta_1 EK_{it} + \beta_2 \log Zscore_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 NIM_{it} + \beta_5 Likviditetsrate_{it} \\
 & + \beta_6 Kvalitetsrate_{it} + \beta_7 Yield_{ct} + \beta_8 StatligCDS_{ct} + \beta_9 \log Aksjeindeks_t \\
 & + \beta_{10} TBTF_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{8}$$

$TBTF_{it}$ er en binær størrelsesvariabel med verdien 1 for store banker og verdien 0 for små banker. Store banker defineres som de med en forvaltningskapital som andel av BNP på mer enn 15 prosent for hvert enkelt år. Dette innebærer at alle globalt systemviktige banker, slik de er definert av FSB (2013), regnes som store banker. Tabell 5.1 viser resultatene fra estimeringen av likning (8).

Tabell 5.1 Regresjonsresultater estimert med metode 1 på et fullt utvalg

	(1) Store banker
Egenkapitalandel	-31.51** (12.90)
Z-score (log)	-6.109 (10.18)
ROA	5.595 (20.13)
Netto rentemargin	-13.49 (37.18)
Likviditetsrate	-1.239*** (0.399)
Kvalitetsrate	64.31*** (18.88)
Helning yield-kurve	26.87*** (5.881)
Statlig CDS-spread	0.243*** (0.0662)
Aksjeindeks (log)	-417.4*** (40.63)
TBTF	-50.43* (26.44)
Konstant	2528.6*** (227.0)
R^2	0.743
Observasjoner	356

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Den estimerte TBTF-koeffisienten i tabell 5.1 viser at banker med en forvaltningskapital som andel av BNP på mer enn 15 prosent, har en finansieringsfordel på 50,4 basispunkter relativt til små banker i utvalget. En negativt koeffisient impliserer at store banker har en gjennomsnittlig lavere CDS-spread enn små banker, etter kontroll for bankspesifikke og makroøkonomiske variabler¹⁷. Vi tolker dette som en TBTF-subsidie til store banker.

Siden vi bruker en FE-modell, er koeffisientene estimert på bakgrunn av variasjon i variablene over tid i en gitt bank. Dette impliserer at TBTF-koeffisienten er estimert på bakgrunn av de bankene som havner både over og under terskelen for store og små banker i løpet av perioden vi undersøker. Så lenge noen banker har variasjon i TBTF-variabelen over tid, vil vi kunne få et estimat på koeffisienten. En konsekvens av at få banker endrer status mellom liten og stor, vil kunne være upresise estimater. I denne modellen er den estimerte TBTF-koeffisienten statistisk signifikant med en p-verdi på 0,06. I en robusthetstest

¹⁷ Vi angir TBTF-subsidien med positivt fortegn når vi omtaler den i teksten og i alle tabeller som ikke gjengir regresjonsresultater.

inkluderer vi resultatene av regresjonsmodell (8) når vi estimerer den med random effects og pooled OLS (se tabell C.1 i appendiks C). Disse metodene estimerer TBTF-koeffisienten basert på variasjon mellom banker, og vil ikke være avhengig av at banker må endre status over tid. Tabell C.1 viser en signifikant negativ TBTF-koeffisient på tvers av ulike estimeringsprosedyrer. Størrelsen på koeffisienten er også relativt lik.

Tabell 5.1. viser at bankenes egenkapitalandel har en signifikant negativ effekt på CDS-spreaden. En økning i egenkapitalandelen med ett prosentpoeng, alt annet likt, reduserer CDS-spreaden med 31,5 basispunkter. Denne effekten er som forventet. En bank med relativt mer egenkapital har en bedre evne til å absorbere tap, noe som slår ut i en lavere kredittrisiko.

Den estimerte koeffisienten for likviditetsraten (likvide eiendeler som andel av innskudd og kortsiktig finansiering) er statistisk signifikant. En økning i andelen likvide eiendeler med ett prosentpoeng, alt annet likt, reduserer CDS-spreaden med 1,2 basispunkter. Denne effekten er også som forventet. En bank med en høyere andel likvide eiendeler vil være mer motstandsdyktig i en likviditetspresset situasjon.

Videre viser tabell 5.1 at kvalitetsraten (tapsavsetninger som andel av totale utlån) har en signifikant positiv effekt på bankenes CDS-spread. En økning i andelen tapsavsetninger med ett prosentpoeng, øker CDS-spreaden med 64,3 basispunkter, alt annet likt. En økning i tapsavsetninger reflekterer økt risiko for mislighold av utlån, og bør følgelig korrelere positivt med CDS-spreaden. De resterende bankspesifikke variablene, z-score, ROA og netto rentemargin, har ikke en statistisk signifikant effekt på CDS-spreaden. Fortegnene på de estimerte koeffisientene til z-score og netto rentemargin er imidlertid som forventet.

De makroøkonomiske kontrollvariablene har alle en statistisk signifikant effekt på CDS-spreaden. En økning i helningen på yield-kurven med ti basispunkter, øker CDS-spreaden med 2,7 basispunkter. Fortegnet på den estimerte koeffisienten er ikke som forventet. Vi hadde forventet at en økning i helningen på yield-kurven skulle redusere CDS-spreaden som følge av forventninger om bedre økonomiske utsikter. Resultatet impliserer at en økning i helningen på yield-kurven har gått sammen med en økning i bankenes CDS-spread. Acharya, Anginer og Warburton (2013) har også fått en positiv koeffisient på helningen på yield-kurven i enkelte av sine regresjoner.

Videre viser tabell 5.1. at en økning i statlig CDS-spread med ti basispunkter øker CDS-spreaden med 2,4 basispunkter. Effekten er som forventet. En insolvent stat vil øke sannsynligheten for at det også oppstår problemer i bankene, samtidig som statlige midler til å eventuelt støtte banker er begrenset. Videre vil en økning i aksjeindeksen (Stoxx EU 600 Banks) med én prosent redusere CDS-spreaden med 4,2 basispunkter. Aksjeindeksen fanger opp den generelle tilstanden i banksektoren, og en bedring i aksjeindeksen sammenfaller med lavere kredittrisiko i bankene.

Resultatene viser at variasjonen over tid i kontrollvariablene forklarer 74,3 prosent av variasjonen over tid i CDS-spreaden.

5.1.1 Utvikling i TBTF-subsidien over tid i basispunkter og i milliarder euro estimert med metode 1

Vi estimerer TBTF-subsidien for alle årene i perioden vi undersøker ved å estimere regresjonsmodell (8) separat for hvert enkelt år. Dette er hensiktsmessig fordi omfanget av den implisitte statsgarantien ikke vil være konstant over tid, og tidligere studier har vist at omfanget er høyest i krisetider (Acharya, Anginer & Warburton, 2013; Strongin et al., 2013; og Bijlsma, Lukkezen & Marinova, 2014). Tabell 5.2 viser hvordan finansieringsfordelen har utviklet seg over tid for store banker, det vil si for alle banker med en forvaltningskapital som andel av BNP over 15 prosent. Tallene er hentet fra tabell B.1 i appendiks B.

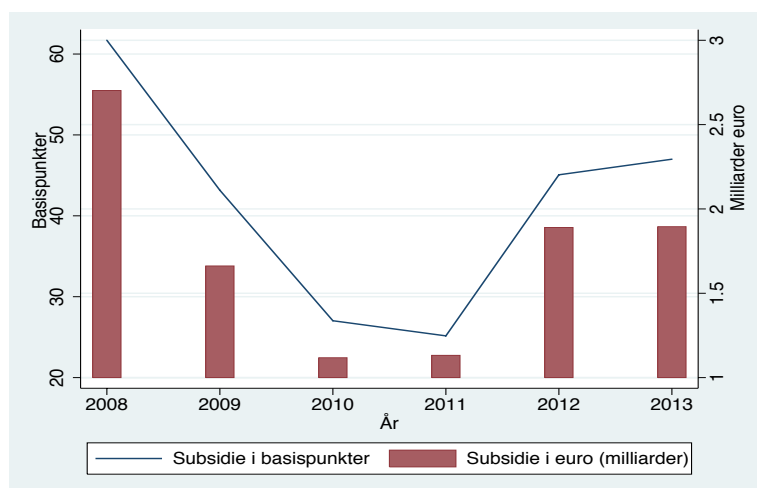
Tabell 5.2 Utviklingen i TBTF-subsidien i bp. og mrd. euro estimert med metode 1 på et fullt utvalg

År	2008	2009	2010	2011	2012	2013
TBTF-subsidie i basispunkter	61,7	43,2	27,0	25,2	45,1	47,0
TBTF-subsidie i mrd. euro per bank	2,70	1,66	1,12	1,13	1,89	1,90
<i>p</i> -verdi	0,04	0,02	0,20	0,50	0,03	0,01
R ² (%)	76,6	47,4	91,9	92,6	86,9	85,5
Antall observasjoner	58	63	64	61	57	53

Tabell 5.2 viser at størrelsen på TBTF-subsidien var størst i 2008, med en subsidie tilsvarende 61,7 basispunkter. I 2009 falt den til 43,2 basispunkter. Estimaten for 2010 og 2011 viser en reduksjon i subsidien, men estimatene er imidlertid ikke statistisk signifikante. I 2012 og 2013 økte subsidien til i overkant av 45 basispunkter.

For å estimere subsidien i euro, multipliseres den predikerte finansieringsfordelen i basispunkter med bankenes totale usikrede forpliktelser for hvert år. Dette er i tråd med tidligere studier som har kvantifisert TBTF-subsidien (Acharya, Anginer & Warburton, 2013; Bijlsma, Lukkezen & Marinova, 2014; og Noss og Sowerbutts, 2011). Vi følger Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014), som antar at andelen usikrede eiendeler er 70 prosent av bankenes totale forpliktelser. Figur 5.1 viser gjennomsnittlig årlig TBTF-subsidie for store banker i utvalget. Subsidien er beregnet årlig per bank, både i basispunkter og i milliarder euro.

Figur 5.1 Gjennomsnittlig årlig TBTF-subsidie i basispunkter og i euro per bank estimert med metode 1



Beregningen viser at store banker hadde en gjennomsnittlig årlig subsidie i 2008 og 2009 på henholdsvis 2,70 og 1,66 milliarder euro per bank. I 2010 og i 2011 var subsidien på i overkant av 1,10 milliarder euro per bank. I 2012 og 2013 økte den til rundt 1,90 milliarder euro per bank. Endringer over tid i TBTF-subsidien i euro vil i hovedsak følge endringene i estimatet av TBTF-subsidien, men vil også reflektere endringer i bankenes totale forpliktelser.

Estimatet gir et røft mål på subsidien og avhenger blant annet av terskelen for når en bank regnes som stor. En mulighet er at noen banker med en forvaltningskapital som andel av BNP på mindre enn 15 prosent vil få støtte av myndighetene i krisetider (jf. tidligere diskusjon om tyske "Landesbanker"). Dette vil i så fall undervurdere verdien av subsidien. Motsatt kan det tenkes at banker med en andel av BNP på mindre enn 15 prosent ikke vil få støtte av myndighetene i krisetider, noe som vil overvurdere verdien av subsidien. Mer

generelt defineres ikke systemviktige banker kun basert på størrelse, som diskutert i avsnitt 1.3.

Videre vil bankenes andel finansiering fra ulike kilder variere for bankene i utvalget. Antakelsen om en gitt andel usikrede forpliktelser på 70 prosent, gir kun et omtrentlig anslag på subsidien i euro. TBTF-subsidien knyttet til ulike finansieringskilder vil kunne variere. Subsidien i basispunkter utledet fra bankenes senior CDS-spreader, reflekterer for eksempel ikke nødvendigvis en subsidie på bankenes innskuddsfinansiering. Jacewitz og Pogach (2014) finner at store banker betaler en rente på innskuddsfinansiering som er 37 basispunkter lavere enn små banker. De attribuerer denne fordelingen til en forventning om en implisitt statsgaranti. Dersom omfanget av den implisitte statsgarantien er ulik for innskuddsfinansiering, vil dette enten kunne underdrive eller overdrive euroverdien av subsidien.

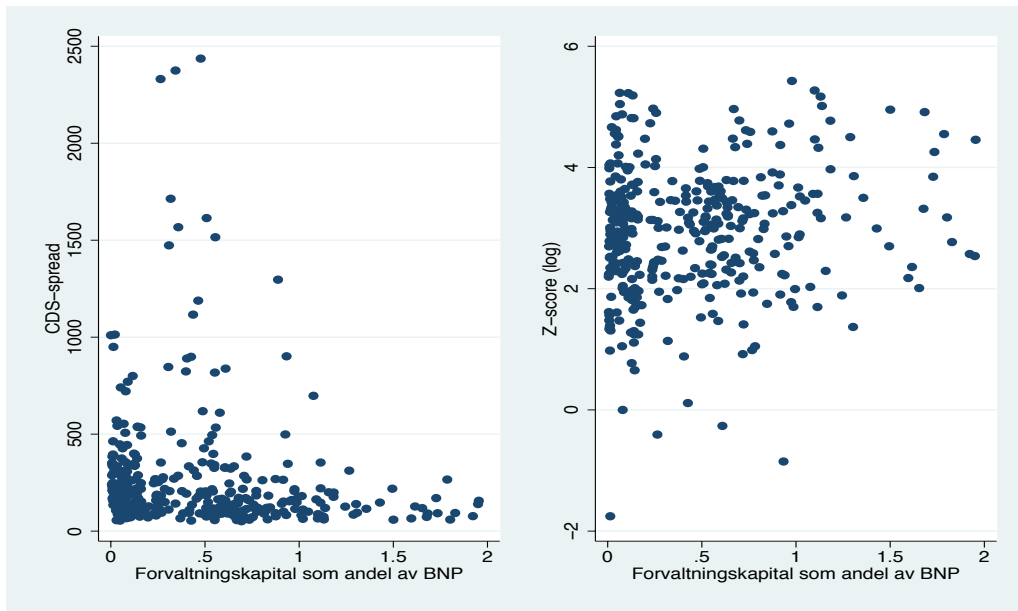
Siden estimatet på den implisitte subsidien er basert på fem-årige CDS-priser, vil størrelsen på subsidien kunne overdrives eller underdrives hvis subsidien avhenger av gjeldsforpliktelsenes løpetid (Bijlsma, Lukkezen og Marinova, 2014). Gitt en stigende yieldkurve, vil subsidien kunne overdrives dersom forpliktelsene har en kortere løpetid enn fem år. Dersom forpliktelsene har en lengre løpetid vil den estimerte subsidien kunne underdrives.

5.1.2 Bankenes risikosensitivitet

Videre undersøker vi om finansieringskostnadene til de store bankene i utvalget vårt er mindre sensitive overfor endringer i risiko enn de små bankene. Tilstedeværelse av en TBTF-subsidie impliserer at kreditorene er villige til å tilby finansiering til bankene som drar nytte av subsidien uten tilstrekkelig overvåking av bankenes risikoprofil. Dette gir bankene insentiver til å påta seg mer risiko og gjeld, som igjen vil øke sannsynligheten for finansiell ustabilitet og kostnadene for staten ved en eventuell konkurs.

Vi tar utgangspunkt i bankenes z-score og egenkapitalandel, og undersøker samspillet mellom disse variablene og bankenes CDS-spread for store og små banker. Figur 5.2 viser sammenhengen mellom henholdsvis CDS-spread og størrelse, og bankenes z-score og størrelse. Bankenes størrelse måles ved forvaltningskapitalen som andel av BNP.

Figur 5.2 Sammenhengen mellom bankenes CDS-spread og størrelse, og bankenes z-score og størrelse



Plottet til venstre i figur 5.2 viser at de største bankene gjennomgående har en relativt lavere CDS-spread. Plottet tyder på at det er et negativt forhold mellom CDS-spread og størrelse. Spørsmålet vi stiller oss er om dette kan forklares ved at de store bankene er mindre risikable. I fravær av en implisitt statsgaranti ville man forventet en lavere CDS-spread for banker som tar mindre risiko. Plottet til høyre i figur 5.2 viser at det ikke er en klar sammenheng mellom bankenes z-score og størrelse. De store bankene er tilsynelatende ikke mindre risikable enn de små bankene i utvalget vårt. Dette støtter opp under oppfatningen om at store banker har en lavere spread på grunn av forventninger om en implisitt statsgaranti.

For å undersøke bankenes risikosensitivitet mer formelt, estimeres regresjonsmodell (8) med interaksjonsledd mellom TBTF-variabelen og z-score, og TBTF-variabelen og egenkapitalandel. Regresjonsmodellene er vist i likning (9) og (10). For å opprettholde en representativ tolkning av TBTF-variabelen, lar vi denne angi den gjennomsnittlige differansen mellom store og små bankers CDS-spread ved medianverdier av forklaringsvariablene som inngår i interaksjonsleddene. Dette gir en mer presis estimering av forskjellen i CDS-spread for store og små banker gitt ved skjæringspunktet, og justeringen påvirker ikke de andre variablene i modellen. For eksempel vil interaksjonsleddet $Zscore_{it} * TBTF (store\ banker)_{it}$ erstattes med $(Zscore_{it} - \tilde{x}_{zscore}) * TBTF (store\ banker)_{it}$ der \tilde{x}_{zscore} er medianverdien til z-scoren for alle banker i utvalget.

$$\begin{aligned}
CDS_{ict} = & \beta_0 + \beta_1 EK_{it} + \beta_2 \log Zscore_{it} + \beta_3 \log Zscore_{it} * TBTF_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 NIM_{it} \quad (9) \\
& + \beta_6 Likviditetsrate_{it} + \beta_7 Kvalitetsrate_{it} + \beta_8 Yield_{ct} \\
& + \beta_9 StatligCDS_{ct} + \beta_{10} \log Aksjeindeks_t + \beta_{11} TBTF_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
CDS_{ict} = & \beta_0 + \beta_1 EK_{it} + \beta_2 EK_{it} * TBTF_{it} + \beta_3 \log Zscore_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 NIM_{it} \quad (10) \\
& + \beta_6 Likviditetsrate_{it} + \beta_7 Kvalitetsrate_{it} + \beta_8 Yield_{ct} \\
& + \beta_9 StatligCDS_{ct} + \beta_{10} \log Aksjeindeks_t + \beta_{11} TBTF_{it} + \varepsilon_{it}
\end{aligned}$$

Resultatene fra estimeringene av likning (9) og (10) er gjengitt i tabell B.2 i appendiks B. Estimeringen av likning (9), der vi har inkludert et interaksjonsledd mellom z-score og TBTF-variabelen, viser at store bankers CDS-spread er mindre risikosensitiv. En økning i z-scoren med én enhet for små banker, reduserer CDS-spreaden med 10,8 basispunkter. Tilsvarende effekt for store banker er en reduksjon i CDS-spreaden på 2 basispunkter¹⁸. Forskjellen i effekten av z-scoren på CDS-spreaden er imidlertid ikke statistisk signifikant.

Acharya, Anginer og Warburton (2013) finner lignende resultater når de undersøker risikosensitivitet for store og mindre finansielle institusjoner i USA. De finner at sammenhengen mellom risiko og obligasjonsspreaden avtar i styrke med TBTF-status. For å undersøke denne sammenhengen inkluderer de interaksjonsledd mellom deres binære størrelsesvariabel og henholdsvis distance-to-default, z-score og aksjevolailitet.

I forbindelse med denne analysen ønsker vi å påpeke at det er knyttet noen svakheter til bruk z-score som et risikomål. For det første er den kun beregnet basert på regnskapstall. I utgangspunktet er det en fordel med tanke på at enkelte banker i vårt utvalg ikke er børsnotert, men målet kan påvirkes av ulike regnskapsprinsipper og bokføringsmetoder (The World Bank, 2014b). Dersom bankene klarer å jevne ut rapporterte regnskapstall, vil z-scoren vise at bankene er mer stabile enn de egentlig er. En annen ulempe er at z-scoren ikke tar hensyn til risikoen for smittevirkninger mellom banker. Det vil si at hvis en bank blir insolvent, kan det påvirke andre banker fordi de er knyttet til hverandre gjennom for eksempel interbankmarkedet. Målet tar altså bare hensyn til hver enkelt banks risiko for å bli insolvent.

¹⁸ Effekten for store banker er gitt ved $-10,8 + 8,8 = 2$.

Estimeringen av likning (10), der vi har inkludert et interaksjonsledd mellom egenkapitalandelen og TBTF-variabelen, viser at effekten på CDS-spreaden av en endring i egenkapitalandelen er signifikant lavere for store banker sammenlignet med effekten for små banker. En økning i egenkapitalandelen med ett prosentpoeng, alt annet likt, reduserer CDS-spreaden til store banker med 12,5 basispunkter¹⁹. Effekten er statistisk signifikant på et ti prosent signifikansnivå. En tilsvarende økning i egenkapitalandelen for små banker vil, alt annet likt, redusere CDS-spreaden med 39,6 basispunkter. Konsekvensen av dette kan være at store banker får insentiver å holde relativt mindre egenkapital fordi kreditorene ikke overvåker disse bankene i like stor grad. Resultatet diskuteres videre under politikimplikasjoner senere i oppgaven, og knyttes opp mot reguleringer som gir strengere kapitalkrav for banker.

5.1.3 Effekten av ulike ratinger på bankenes CDS-spreader

For å undersøke bankenes risikosensitivitet ytterligere, ser vi på hvor sensitive bankenes CDS-spreader er overfor ulike kredittratinger som skiller mellom bankenes egne finansielle styrke og muligheten for at de vil motta støtte fra eksterne kilder i krisetider. Acharya, Anginer og Warburton (2013) finner at ratinger som inkorporerer sannsynligheten for at finansielle institusjoner i USA vil motta støtte i krisetider, har en større effekt på obligasjonsspreader enn ratinger som kun fokuserer på institusjonenes egne finansielle styrke. Sironi (2003) finner lignende resultater ved å betrakte europeiske banker i perioden 1991-2000. Funnene deres indikerer at investorer tar hensyn til at institusjoner kan motta støtte fra myndigheter ved prising av obligasjoner, og bekrefter funn om en implisitt statsgaranti.

Vi tar utgangspunkt i tre ulike ratinger produsert av Fitch Ratings for å undersøke om vi finner en lignende sammenheng som Acharya, Anginer og Warburton (2013) og Sironi (2003); (i) ”Long-term Issuer Default Rating” (LIDR), (ii) ”Viability Ratings” (VRs) og (iii) ”Individual Ratings” (IRs). LIDR gir en vurdering av evnen et foretak har til å møte sine finansielle forpliktelser på lang sikt, og tar hensyn til sannsynligheten for at banken vil motta statlig støtte i krisetider (Fitch Ratings, 2014). VRs gir Fitch sin vurdering av sannsynligheten for at en bank vil få problemer basert på bankens egen kredittverdighet. I

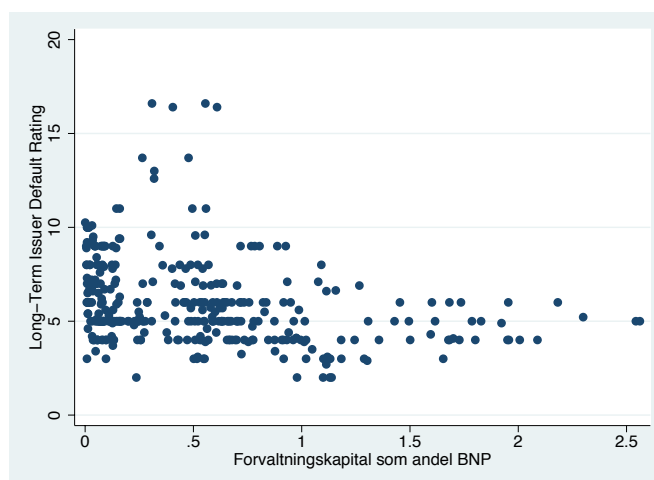
¹⁹ Effekten for store banker er gitt ved $-39,6 + 27,1 = 12,5$.

vurderingen av VRs skiller Fitch mellom ”ordinær støtte”, fordeler som gis til alle banker i deres normale drift som for eksempel tilgang til sentralbanklikvider, og ”ekstraordinær støtte”, som tilbys til banker i krisesituasjoner for å gjenopprette deres levedyktighet. I vurderingen av VRs tas det ikke hensyn til muligheten for at banken vil motta ekstern støtte. IRs tilsvarer VRs og ble tilbudt frem til januar 2012.

Ratingene rangeres av Fitch på en ordinal skala. LIDR rangeres fra ”AAA” til ”D”, der ”AAA” er den høyeste kredittkvaliteten og betegner den laveste forventningen om mislighold. Tilsvarende rangeres VRs på en skala fra ”aaa” til ”f” og IRs på en skala fra ”A” til ”F”. Vi har tildelt hver mulige ratingkategori en numerisk verdi der en høyere numerisk verdi korresponderer med lavere kredittverdighet (se tabell B.3 i appendiks B). Dersom Fitch Rating har endret ratingen til en bank i løpet av ett år, har vi regnet ut gjennomsnittlig rating for banken for dette året. Her har vi antatt at hver måned er 30 dager og ett år er 360 dager. En bank som for eksempel har fått endret sin LIDR-rating fra AA til AA- 28. januar, vil få en gjennomsnittlig rating lik 3,9 [= $(28/360) \cdot 3 + (332/360) \cdot 4$].

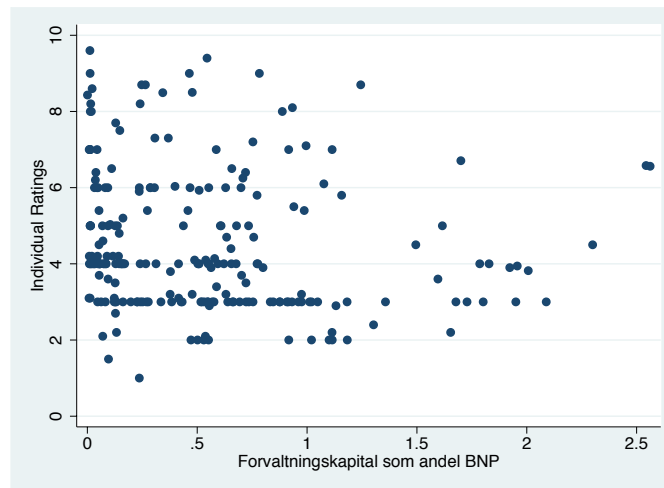
I figur 5.3, 5.4 og 5.5 har vi plottet observasjoner for henholdsvis LIDR, individual-rating og viability-rating sammen med observasjoner med bankenes størrelse (forvaltningskapital som andel av BNP). Plottene inkluderer alle 67 bankene fra 15 ulike land. Siden vi mangler en konsistent tidsserie for rating som ekskluderer ekstern støtte, gjelder plottet med IRs for perioden 2008-2011 og plottet med VRs for perioden 2011-2013. Plottet med LIDR gjelder for hele utvalgsperioden.

Figur 5.3 Sammenhengen mellom LIDR og bankenes størrelse i perioden 2008-2013



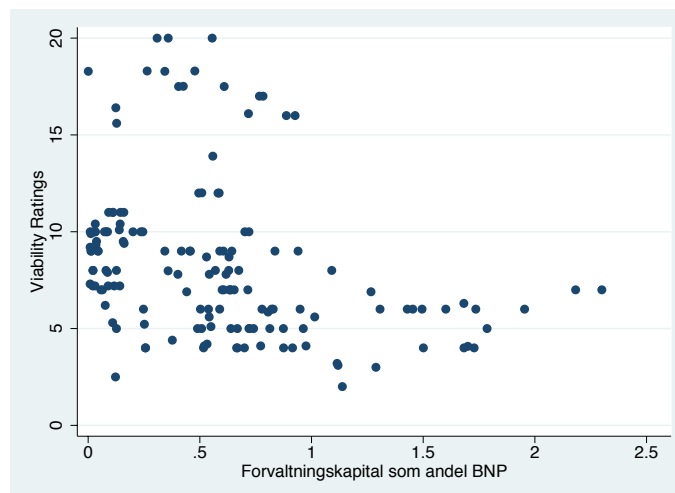
Figur 5.3 tyder på at de største bankene har en relativt bedre "Long-term Issuer Default Rating" (lavere numerisk verdi indikerer bedre rating) enn de mindre bankene i utvalget. Mulige forklaringer kan være at de største bankene har bedre kredittverdighet, eller at det er større sannsynlighet for at disse bankene vil bli reddet dersom de skulle få problemer.

Figur 5.4 Sammenhengen mellom "individual rating" og bankenes størrelse i perioden 2008-2011



Figur 5.4 viser ingen klar sammenheng mellom "individual rating" og bankenes størrelse i perioden 2008-2011. Dette kan tyde på at Fitch ikke har vurdert store banker til å ha en bedre kredittverdighet enn små banker når de ikke tar hensyn til at banken kan motta ekstern støtte. Figur 5.3 og 5.4 kan tyde på forventninger om en implisitt statsgaranti.

Figur 5.5 Sammenhengen mellom "viability rating" og bankenes størrelse i perioden 2011-2013



Figur 5.5 viser en noe klarere sammenheng mellom ”viability rating” og bankenes størrelse, enn figur 5.4 viste mellom ”individual rating” og bankenes størrelse. Det kan se ut som at store banker har en relativt bedre ”viability rating” enn mindre banker. For mindre banker er det vanskelig å se noen klar sammenheng.

For å undersøke effekten av ulike ratinger på bankenes CDS-spreader mer formelt, estimeres likning (11) for alle 67 banker i utvalget. Siden vi mangler en konsistent tidsserie for rating som ekskluderer ekstern støtte, har vi estimert en regresjon med IRs som gjelder for perioden 2008-2011 og en med VRs som gjelder for perioden 2011-2013. Tilsvarende har vi estimert en regresjon med LIDR for periode 2008-2011, og en med LIDR for periode 2011-2013. Resultatene er gjengitt i tabell B.4 i appendiks B.

$$\begin{aligned}
 CDS_{ict} = & \beta_0 + \beta_1 EK_{it} + \beta_2 \log Zscore_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 NIM_{it} + \beta_5 Likviditetsrate_{it} & (11) \\
 & + \beta_6 Kvalitetsrate_{it} + \beta_7 Yield_{ct} + \beta_8 StatligCDS_{ct} + \beta_9 \log Aksjeindeks_t \\
 & + \beta_{10} Rating + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

Tabell B.4 viser at LIDR har en positiv og signifikant effekt på CDS-spreadene i perioden 2008-2011, mens IRs ikke har det. En økning i LIDR med ett ratingstrinn (dårligere rating), øker CDS-spreaden med 44,9 basispunkter, alt annet likt. Dette indikerer at investorer har lagt relativt mer vekt på ratinger som tar hensyn til muligheten for statlig støtte i perioden 2008-2011, noe som ytterligere bekrefter resultatene om en TBTF-subsidie. Funnene er i tråd med studiene til Acharya, Anginer og Warburton (2013) og Sironi (2003).

Tabell B.4 viser imidlertid motsatte resultater for perioden 2011-2013. I denne perioden har ”viability rating” en signifikant positiv effekt på bankenes CDS-spreader, mens LIDR ikke har det. En økning i ”viability rating” med ett ratingstrinn, øker CDS-spreaden med 17,6 basispunkter, alt annet likt. Dette indikerer at investorene i større grad har vurdert bankenes egen finansielle styrke i etterkant av finanskrisen. Resultatet kan komme av det økte fokuset på regulering av banksektoren de siste årene.

5.1.4 Sammenhengen mellom statlig finansiell styrke og størrelsen på TBTF-subsidien

Til slutt undersøkes om statlig finansiell kapasitet påvirker størrelsen på den implisitte statsgarantien. Det kan tenkes at finansielt sterkere stater har større kapasitet til å redde banker i en krisesituasjon, og at subsidien følgelig er høyere i disse landene. Vi definerer statlig finansiell styrke som hvert enkelt lands statsgjeld som andel av BNP. Toader (2014)

finner at en høyere statlig rating øker TBTF-subsidien. Tilsvarende finner Schich og Lindh (2012) at endringer i statlig rating forklarer en betydelig andel av variasjonen i størrelsen på den implisitte subsidien i det europeiske bankmarkedet i perioden 2007-2012.

For å fange opp sammenhengen mellom statlig finansiell styrke og størrelsen på TBTF-subsidien, inkluderer vi et interaksjonsledd mellom TBTF-variabelen og en binær variabel som skiller mellom landene med lavest og høyest statsgjeld som andel av BNP. Regresjonsmodellen er gitt ved likning (12). Variabelen har verdien 1 for land med en statsgjeld som andel av BNP lavere enn medianverdien for hele perioden, som gir en terskel på 86 prosent.

$$\begin{aligned}
 CDS_{ict} = & \beta_0 + \beta_1 EK_{it} + \beta_2 \log Zscore_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 NIM_{it} + \beta_5 Likviditetsrate_{it} \quad (12) \\
 & + \beta_6 Kvalitetsrate_{it} + \beta_7 Yield_{ct} + \beta_8 StatligCDS_{ct} \\
 & + \beta_9 \log Aksjeindeks_t + \beta_{10} TBTF_{it} + \beta_{11} Statsgjeld_{ct} * TBTF_{it} \\
 & + \beta_{12} Statsgjeld_{ct} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

Resultatene fra regresjonsmodell (12) er gjengitt i tabell B.2 i appendiks B. Resultatet viser en signifikant større subsidie for banker i land som har en relativt lavere statsgjeld som andel av BNP. Store banker i land med relativt lavere statsgjeld har en subsidie som er 53,5 basispunkter større enn store banker i land med relativt høyere statsgjeld. Den estimerte koeffisienten er statistisk signifikant på et fem prosent signifikansnivå. En implisitt statsgaranti impliserer en uheldig tett sammenheng mellom bankenes gjeld og statenes gjeld (Schich & Lindh, 2012). Subsidien kan føre til negative ringvirkninger fra bankgjeld til statlig gjeld, og motsatt fra statlig gjeld til bankgjeld. Disse ringvirkningene diskuteres i avsnitt 7.2.

5.2 Metode 2

I metode 2 følges fremgangsmåten til Bijlsma, Marinova og Lukkezen (2014). Metoden innebærer å forklare CDS-spreaden til små banker ved å kontrollere for bankspesifikke og makroøkonomiske kontrollvariabler. Vi bruker samme kontrollvariabler som i metode 1. Deretter predikeres CDS-spreadene til store banker basert på de estimerte koeffisientene i regresjonsmodellen med små banker. Differansen mellom predikert og observert CDS-spread for store banker tolkes som en implisitt statsgaranti.

Som nevnt i del 3 av denne oppgaven, er metode 2 mest presis når utvalget består av både små og store banker i hvert land. Dette vil spesielt være tilfellet når det er stor heterogenitet blant de makroøkonomiske variablene på tvers av land som ikke blir tatt hensyn til i regresjonsmodellen estimert med små banker. Utvalget til Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014) består av seks europeiske land (Frankrike, Tyskland, Italia, Nederland, Spania og Storbritannia). Siden land som Hellas og Irland ikke har noen små banker med tilgjengelig CDS-priser, har vi valgt å estimere metode 2 med samme land som Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014). Tabell 4.2 med deskriptiv statistikk for de makroøkonomiske kontrollvariablene viser for eksempel at Hellas har en gjennomsnittlig statlig CDS-spread på i overkant av 1900. Perioden vi ser på, er den samme som i metode 1, det vil si 2008-2013.

I metode 2 estimerer vi likning (13) med fixed effects (Hausman-testen gir $\rho > \chi^2 = 0,0167$) for de små bankene i landene Frankrike, Tyskland, Italia, Nederland, Spania og Storbritannia. I en robusthetstest ser vi hvordan resultatene varierer ved bruk av random effects og pooled OLS.

$$\begin{aligned}
 CDS_{ect} = & \beta_0 + \beta_1 EK_{et} + \beta_2 \log Zscore_{et} + \beta_3 ROA_{et} + \beta_4 NIM_{et} + \beta_5 Likviditetsrate_{et} & (13) \\
 & + \beta_6 Kvalitetsrate_{et} + \beta_7 Yield_{ct} + \beta_8 StatligCDS_{ct} + \beta_9 \log Aksjeindeks_t \\
 & + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

Noteringen e refererer til små banker i disse seks europeiske landene. Tabell 5.3 viser regresjonsresultatene fra likning (13) for banker som har en forvaltningskapital som andel av BNP på henholdsvis 7 prosent, 10 prosent, 15 prosent og 20 prosent. Ved et seleksjonskriterium på 7 prosent består utvalget av 15 små banker, på 10 prosent av 19 små banker, på 15 prosent av 24 små banker og på 20 prosent av 27 små banker. De to markerte kolonnene viser Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014) sin foretrukne spesifisering på 10 prosent, og vår foretrukne spesifisering i metode 1 på 15 prosent.

Tabell 5.3 Regresjonsresultater estimert med metode 1 - CDS-spreaden til små banker i Frankrike, Tyskland, Italia, Nederland, Spania og Storbritannia som avhengig variabel

	(1) 7%	(2) 10%	(3) 15%	(4) 20%
Egenkapitalandel	-43.02*** (9.979)	-46.97*** (10.38)	-43.45*** (9.718)	-43.66*** (9.556)
Z-score (log)	-8.153 (23.96)	5.882 (17.35)	7.512 (10.49)	10.50 (9.942)
ROA	6.774 (15.85)	2.257 (19.27)	-6.147 (19.98)	2.110 (20.46)
Netto rentemargin	-40.78 (58.71)	-34.54 (43.61)	-55.62 (37.89)	-41.37 (38.62)
Likviditetsrate	-1.836 (2.027)	-0.508 (0.782)	-0.545 (0.669)	-0.208 (0.519)
Kvalitetsrate	64.56*** (13.87)	51.75*** (10.37)	48.39*** (10.57)	45.74*** (10.69)
Helning yield-kurve	-18.89 (18.11)	-6.458 (10.23)	-8.021 (8.292)	-3.917 (7.705)
Statlig CDS-spread	1.125*** (0.319)	1.098*** (0.237)	1.071*** (0.180)	1.067*** (0.196)
Aksjeindeks (log)	-184.6 (122.8)	-204.1** (83.20)	-213.4*** (57.76)	-212.2*** (53.72)
Konstant	1472.1* (724.6)	1484.7*** (504.8)	1524.2*** (354.2)	1472.3*** (339.1)
R²	0.721	0.757	0.753	0.747
Observasjoner	66	98	128	140

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Resultatene i tabell 5.3 viser at de estimerte koeffisientene er relativt like for et seleksjonskriterium på 10 prosent og 15 prosent. ROA er den eneste koeffisienten som har ulikt fortegn i de to spesifikasjonene. Den er imidlertid ikke statistisk signifikant.

I begge spesifikasjonene er de bankspesifikke kontrollvariablene egenkapitalandel og kvalitetsrate (tapsavsetninger som andel av totale utlån) statistisk signifikante. Ved et seleksjonskriterium på 10 prosent, vil en økning i egenkapitalandelen med ett prosentpoeng, alt annet likt, redusere små bankers CDS-spread med 47,0 basispunkter. Tilsvarende vil en økning i egenkapitalandelen med ett prosentpoeng ved et seleksjonskriterium på 15 prosent, redusere CDS-spreaden med 43,5 basispunkter. Effektene er som forventet. En bank med relativt mer egenkapital har en bedre evne til å absorbere tap, noe som slår ut i en lavere kredittrisiko.

Videre viser tabell 5.3 at kvalitetsraten (tapsavsetninger som andel av totale utlån) har en signifikant positiv effekt på små bankers CDS-spread ved begge seleksjonskriteriene. En økning i andelen tapsavsetninger med ett prosentpoeng, alt annet likt, øker CDS-spreaden

med 51,8 basispunkter ved et seleksjonskriterium på 10 prosent. Tilsvarende vil en økning i andelen tapsavsetninger med ett prosentpoeng, alt annet likt, øke CDS-spreaden med 48,4 basispunkter ved et seleksjonskriterium på 15 prosent. Effektene er som forventet. En økning i tapsavsetninger reflekterer økt risiko for mislighold av utlån, og bør følgelig korrelere positivt med CDS-spreaden.

De resterende bankspesifikke variablene, z-score, ROA, netto rentemargin og likviditetsrate (likvide eiendeler som andel av innskudd og kortsiktig finansiering), har ikke en statistisk signifikant effekt på små bankers CDS-spread ved noen av valgene av seleksjonskriterier. Fortegnene på de estimerte koeffisientene til netto rentemargin og likviditetsrate er som forventet.

Videre viser tabell 5.3 at de makroøkonomiske kontrollvariablene statlig CDS-spread og aksjeindeksen har statistisk signifikante effekter på CDS-spreaden ved begge seleksjonskriterier. Ved et seleksjonskriterium på 10 prosent, vil en økning i statlig CDS-spread med ett basispunkt øke CDS-spreaden med 1,1 basispunkter, alt annet likt. Tilsvarende vil en økning i statlig CDS-spread med ett basispunkt, alt annet likt, øke CDS-spreaden med 1,07 basispunkter ved et seleksjonskriterium på 15 prosent. Effektene er som forventet. En insolvent stat vil øke sannsynligheten for at det også oppstår problemer i bankene, samtidig som statlige midler til å eventuelt støtte banker er begrenset. Styrken på effektene er tilnærmet identisk med resultatene til Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014).

Aksjeindeksen (Stoxx EU 600 Banks) har en signifikant negativ effekt på CDS-spreaden ved begge seleksjonskriterier. En økning i aksjeindeksen med én prosent reduserer CDS-spreaden med 2,04 basispunkter ved et seleksjonskriterium på 10 prosent. Tilsvarende, ved et seleksjonskriterium på 15 prosent, vil en økning i aksjeindeksen med én prosent redusere CDS-spreaden med 2,1 basispunkter i gjennomsnitt. Styrken på effektene er noe høyere enn de estimerte koeffisientene til Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014).

Helningen på yield-kurven har ikke en statistisk signifikant effekt på CDS-spreaden, uavhengig av valg av seleksjonskriterium. R^2 for regresjonene varierer rundt 75 prosent.

5.2.1 Utvikling i TBTF-subsidien over tid i basispunkter og i euro estimert med metode 2

Under antakelsen om at små banker ikke drar nytte av en implisitt statsgaranti, predikerer vi den CDS-spreaden store banker ville hatt i fravær av en implisitt statsgaranti. Likning (14) predikeres for store banker både ved Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014) sitt valg av hovedspesifikasjon på 10 prosent, og vår foretrukne spesifikasjon i metode 1 på 15 prosent. I en robusthetstest ser på vi hvordan resultatene våre varierer når små banker defineres som de som har en forvaltningskapital som andel av BNP på 7 prosent og 20 prosent.

$$CDS(pred)_{jct} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 EK_{jt} + \widehat{\beta}_2 \log Zscore_{jt} + \widehat{\beta}_3 ROA_{jt} + \widehat{\beta}_4 NIM_{jt} + \widehat{\beta}_5 Likviditetsrate_{jt} + \widehat{\beta}_6 Kvalitetsrate_{jt} + \widehat{\beta}_7 Yield_{ct} + \widehat{\beta}_8 StatligCDS_{ct} + \widehat{\beta}_9 \log Aksjeindeks_t \quad (14)$$

Noteringen j refererer til store banker i Frankrike, Tyskland, Italia, Nederland, Spania og Storbritannia. Betakoeffisientene er de estimerte koeffisientene i tabell 5.3 med et seleksjonskriterium på 10 prosent og 15 prosent. Differansen mellom predikerte og observerte CDS-spreader for store banker (likning 15), tolkes som en TBTF-subsidie:

$$\Delta CDS_{jct} = CDS(predikert)_{jct} - CDS_{jct} \quad (15)$$

Tabell 5.4 viser gjennomsnittlig TBTF-subsidie i basispunkter per år i utvalgsperioden basert på et seleksjonskriterium på 10 prosent og 15 prosent. Gjennomsnittlig TBTF-subsidie per år er gitt ved snittet av gjennomsnittlig subsidie for G-SIBs (slik de er definert av FSB per 2013) og gjennomsnittlig subsidie for store banker. Ved estimering av differansen mellom predikert og observert CDS-spread for små banker, finner vi at denne varierer mellom 1 til 4 basispunkter. Dette impliserer at modellen treffer godt med prediksjonene for små bankers gjennomsnittlige CDS-spread.

Tabell 5.4 Utviklingen i TBTF-subsidien i basispunkter estimert med metode 2 for G-SIBs og store banker i Frankrike, Tyskland, Italia, Nederland, Spania og Storbritannia

År		2008	2009	2010	2011	2012	2013
Gjennomsnittlig TBTF-subsidie (bp)	10%	150,4	97,0	75,8	104,2	91,2	74,0
	15%	129,4	67,1	48,2	111,0	78,8	70,9
G-SIBs (bp)	10%	192,3	109,3	87,3	123,9	93,7	81,3
	15%	167,2	76,8	53,5	94,3	67,0	55,3
Store banker (bp)	10%	108,6	84,6	64,3	84,6	88,7	66,7
	15%	91,6	57,4	43,0	127,6	90,6	84,6

De to første radene i tabell 5.4 viser gjennomsnittlig TBTF-subsidie per år i utvalgsperioden. Gjennomsnittlig TBTF-subsidie er høyere for alle år (med unntak av 2011) når små banker defineres som de som har en forvaltningskapital på mindre enn 10 prosent av BNP. Ved et seleksjonskriterium på 10 prosent, er gjennomsnittlig TBTF-subsidie for hele perioden lik 98,7 basispunkter. Til sammenligning er gjennomsnittlig TBTF-subsidie for hele perioden ved et seleksjonskriterium på 15 prosent lik 84,2 basispunkter. Det at subsidien faller med økt seleksjonskriterium, er konsistent med studien til Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014). De finner en gjennomsnittlig subsidie ved 10 prosent på 94 basispunkter, og en gjennomsnittlig subsidie ved 15 prosent på 80 basispunkter. En forklaring på at subsidien faller med økt seleksjonskriterium, kan være at noen av bankene som blir regnet som store ved et seleksjonskriterium på 10 prosent og små ved et seleksjonskriterium på 15 prosent, drar nytte av en implisitt statsgaranti. Dette vil trekke den estimerte subsidien ved et seleksjonskriterium på 15 prosent nedover fordi bankene i realiteten drar nytte av en subsidie, mens modellen antar at bankene er små og at de følgelig ikke drar nytte av en subsidie.

De to midterste radene i tabell 5.4 viser gjennomsnittlig TBTF-subsidie for G-SIBs per år i utvalgsperioden. Hvilke banker som regnes som G-SIBs er uavhengig av valg av seleksjonskriterium. Forskjellen mellom de to midterste radene er om de estimerte koeffisientene er basert på banker som har en forvaltningskapital som andel av BNP på 10 prosent eller på 15 prosent. Predikert subsidie for G-SIBs er høyere for alle år dersom seleksjonskriteriet er 10 prosent. Ved et seleksjonskriterium på 10 prosent, er gjennomsnittlig TBTF-subsidie for G-SIBs over hele perioden lik 114,6 basispunkter.

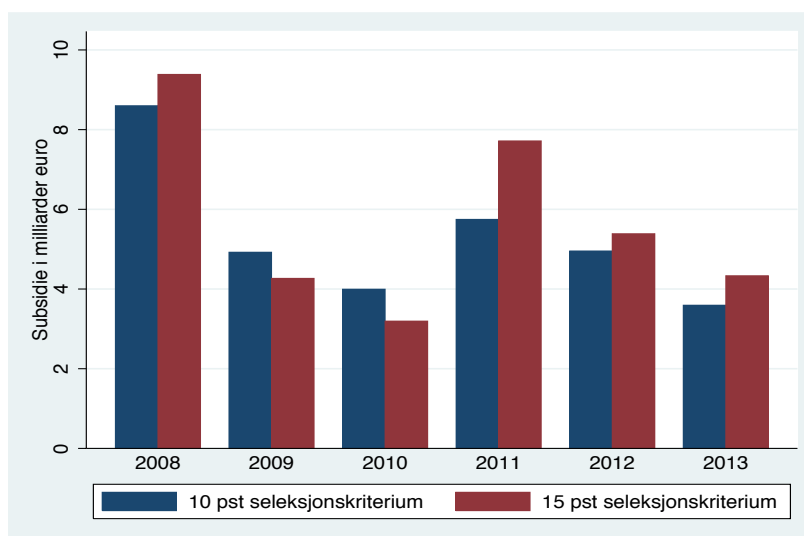
Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014) finner en tilsvarende subsidie på 121 basispunkter. Til sammenligning er gjennomsnittlig TBTF-subsidie for G-SIBs over hele perioden ved et seleksjonskriterium på 15 prosent lik 85,7 basispunkter. Ved 15 prosent finner Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014) en subsidie på 98 basispunkter. Utviklingen i subsidien fra år til år er den samme uavhengig av seleksjonskriterium. Subsidien var størst under finanskrisen, før den falt i 2009 og 2010. Deretter var den høy i 2011 for begge seleksjonskriterier, før den falt igjen i 2012 og 2013.

De to nederste radene i tabell 5.4 viser gjennomsnittlig TBTF-subsidie for store banker per år i utvalgsperioden. I motsetning til G-SIBs, er predikert gjennomsnittlig subsidie for store banker tilnærmet like ved valg av seleksjonskriterium. Ved et seleksjonskriterium på 10 prosent, er gjennomsnittlig TBTF-subsidie for store banker over hele perioden lik 82,9 basispunkter. Til sammenligning er gjennomsnittlig TBTF-subsidie for store banker over hele perioden ved et seleksjonskriterium på 15 prosent lik 82,5 basispunkter. Det er også vanskeligere å finne et mønster i utviklingen i subsidien fra år til år for store banker. Dette er spesielt tilfellet for de tre siste årene i utvalgsperioden. Sammenlignet med Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014), er den predikerte subsidien for store banker noe høyere.

Det er vanskelig å gjøre en direkte sammenligning av våre funn med Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014) sine resultater fordi vi ikke har helt identiske banker med i utvalget vårt, utvalgsperioden inkluderer to ytterligere år (2012 og 2013) og kontrollvariablene er noe ulike. Vi ser imidlertid noen likhetstrekk. For det første faller den predikerte totale gjennomsnittlige subsidien med økt seleksjonskriterium. For det andre er predikert gjennomsnittlig subsidie høyere for G-SIBs enn for store banker, selv om forskjellen er marginal med våre prediksjoner med et seleksjonskriterium på 15 prosent. For det tredje faller predikert subsidie fra 2008 til 2010. Den største forskjellen sammenlignet med Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014), er at subsidien i denne studien er relativt høy i 2011.

For å estimere subsidien i euro, multipliseres den predikerte gjennomsnittlige totale finansieringsfordelen i basispunkter (de to øverste radene i tabell 5.4) med bankenes totale usikrede forpliktelser for hvert år. Bankenes totale usikrede forpliktelser antas å være 70 prosent av totale forpliktelser. Dette er samme fremgangsmåte som ble brukt til å estimere subsidien i euro med metode 1. Figur 5.6 viser gjennomsnittlig årlig subsidie i milliarder euro per bank ved et seleksjonskriterium på 10 prosent og 15 prosent.

Figur 5.6 Gjennomsnittlig årlig TBTF-subsidie i euro per bank estimert med metode 2



Figur 5.6 viser at subsidien var høyest i 2008. I årene etter halveres subsidien per bank, før den øker igjen i 2011. Deretter viser prediksjonen en avtakende subsidie per bank. Dette skyldes hovedsakelig at subsidien i basispunkter har falt i perioden 2011 til 2013.

5.3 Sammenligning av metode 1 og metode 2 på samme utvalg

Som en avsluttende del av analysen benyttes metode 1 på samme land som Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014). Dette gjør at vi lettere kan sammenligne nivået på subsidien estimert med de to ulike metodene. Likning (16) estimeres med fixed effects (Hausman-testen gir $\rho > \chi^2 = 0,0022$) på et utvalg bestående av alle banker i Frankrike, Tyskland, Italia, Nederland, Spania og Storbritannia.

$$\begin{aligned}
 CDS_{ict} = & \beta_0 + \beta_1 EK_{it} + \beta_2 \log Zscore_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 NIM_{it} + \beta_5 Likviditetsrate_{it} \\
 & + \beta_6 Kvalitetsrate_{it} + \beta_7 Yield_{ct} + \beta_8 StatligCDS_{ct} + \beta_9 \log Aksjeindeks_t \\
 & + \beta_{10} TBTF_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{16}$$

Resultatene ved estimering av likning (16) er gjengitt i tabell 5.5. I spesifikasjon (1) er den binære $TBTF_{it}$ variabelen satt lik 1 for banker med en forvaltningskapital som andel av BNP på mer enn 10 prosent og lik 0 for banker med en forvaltningskapital som andel av BNP på mindre enn eller lik 10 prosent. I spesifikasjon (2) har den en verdi lik 1 for banker med en forvaltningskapital som andel av BNP på mer enn 15 prosent.

Tabell 5.5 Regresjonsresultater estimert med metode 1 på samme utvalg som metode 2

	(1) 10%	(2) 15%
Egenkapitalandel	-37.71*** (10.04)	-36.54*** (10.10)
Z-score (log)	6.509 (8.478)	7.032 (8.259)
ROA	-3.676 (19.12)	-6.433 (18.80)
Netto rentemargin	-16.67 (24.72)	-16.88 (24.45)
Likviditetsrate	-0.395 (0.380)	-0.510 (0.368)
Kvalitetsrate	42.87*** (14.24)	44.96*** (13.44)
Helning yield-kurve	6.003 (5.040)	5.542 (4.870)
Statlig CDS-spread	0.841*** (0.144)	0.833*** (0.140)
Aksjeindeks (log)	-236.4*** (34.52)	-235.2*** (34.65)
TBTF (10%)	-40.93* (20.38)	
TBTF (15%)		-45.81* (23.67)
Konstant	1543.0*** (222.3)	1530.8*** (221.2)
R²	0.730	0.733
Observasjoner	251	251

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabell 5.5 viser at de estimerte koeffisientene for kontrollvariablene er relativt like for de to ulike seleksjonskriteriene. For de bankspesifikke variablene, er de estimerte koeffisientene for egenkapitalandel og kvalitetsrate statistisk signifikante i begge tilfeller. Ved et seleksjonskriterium på 10 prosent, vil en økning i egenkapitalandelen med ett prosentpoeng, alt annet likt, redusere CDS-spreaden med 37,7 basispunkter. Tilsvarende vil en økning i egenkapitalandelen med ett prosentpoeng ved et seleksjonskriterium på 15 prosent, redusere CDS-spreaden med 36,5 basispunkter. Effektene er som forventet.

Videre viser tabell 5.5 at kvalitetsrate (tapsavsetninger som andel av totale utlån) har en signifikant positiv effekt på bankenes CDS-spread ved begge seleksjonskriterier. En økning i andelen tapsavsetninger med ett prosentpoeng, øker CDS-spreaden med 42,9 basispunkter ved et seleksjonskriterium på 10 prosent. Tilsvarende vil en økning i andelen tapsavsetninger med ett prosentpoeng, øke CDS-spreaden med 45,0 basispunkter ved et seleksjonskriterium på 15 prosent. Effektene er som forventet. De resterende bankspesifikke variablene, har ikke en statistisk signifikant effekt på CDS-spreaden uavhengig av seleksjonskriterier.

De makroøkonomiske kontrollvariablene statlig CDS-spread og aksjeindeksen er signifikante ved begge seleksjonskriterier. Ved et seleksjonskriterium på 10 prosent, vil en økning i statlig CDS-spread med en basispunkt øke CDS-spreaden med 0,84 basispunkter. Tilsvarende vil en økning i statlig CDS-spread med en basispunkt øke CDS-spreaden med 0,83 basispunkter ved et seleksjonskriterium på 15 prosent. Effektene er som forventet.

Aksjeindeksen (Stoxx EU 600 Banks) har en signifikant negativ effekt på CDS-spreaden ved begge seleksjonskriterier. En økning i aksjeindeksen med én prosent reduserer CDS-spreaden med 2,36 basispunkter ved et seleksjonskriterium på 10 prosent. Tilsvarende, ved et seleksjonskriterium på 15 prosent, vil en økning i aksjeindeksen med én prosent redusere CDS-spreaden med 2,35 basispunkter i gjennomsnitt. Helningen på yield-kurven har ikke en signifikant effekt på CDS-spreaden uavhengig av valg av seleksjonskriterium. Tabell 5.6 gir en oppsummering av den estimerte TBTF-subsidien ved metode 1 og den predikerte TBTF-subsidien ved metode 2 på samme utvalg.

Tabell 5.6 Gjennomsnittlig TBTF-subsidie estimert med metode 1 og metode 2 på samme utvalg

Seleksjonskriterium	Metode 1	Metode 2
Forvaltningskapital/BNP \geq 10%	40,9	98,7
Forvaltningskapital/BNP \geq 15%	45,8	84,2

Tabell 5.6 viser at den gjennomsnittlige estimerte TBTF-subsidien for perioden 2008-2013 er omtrent dobbelt så høy ved metode 2 som ved metode 1. Dette illustrerer et trekk som går igjen i den eksisterende litteraturen som analyserer størrelsen på TBTF-subsidien. Størrelsen på subsidien varierer avhengig av hvilken metode som benyttes. De fleste tidligere studier finner imidlertid at det eksisterer en implisitt statsgaranti som gir store banker en finansieringsfordel. Blant empiriske studier som fokuserer på Europa, estimerer Li, Qu & Zhang (2011) en gjennomsnittlig subsidie tilsvarende 51 basispunkter per år i perioden 2008 til 2010. De estimerer størrelsen på subsidien som differansen mellom en beregnet CDS-spread uten forventninger om en implisitt statsgaranti, og observerte CDS-spreader for store

banker²⁰. Estimater deres ligger nærme vårt estimat basert på metode 1, som er 44 basispunkter for perioden 2008-2010²¹. Oxera (2011) benytter seg av en contingent-claims-modell, og estimerer en subsidie for de fem største bankene i Storbritannia. De finner en samlet gjennomsnittlig subsidie på 5,9 milliarder pund per år. Noss og Sowerbutts (2012) viser at estimatet til Oxera (2011) kan beregnes til en gjennomsnittlig årlig subsidie lik 89,6 milliarder pund under alternative antakelser. Dette estimatet ligger nærmere resultatene til Haldane (2010), som finner en samlet subsidie på 50 milliarder pund for de fem største bankene i Storbritannia. Estimater fremkommer ved en ratingbasert metode. Våre estimater basert på metode 2 gir en gjennomsnittlig årlig subsidie for de fem største bankene i Storbritannia lik 55,9 milliarder pund²².

Ved å sammenligne utviklingen i den estimerte subsidien over tid ser vi at det er noen likhetstrekk som går igjen. En rekke tidligere studier har vist at størrelsen på subsidien er størst i krisetider. Dette bekreftes i denne studien. Handlingene til myndighetene under finanskrisen kan forklare økningen i TBTF-subsidien i 2008 og 2009 som flere studier har estimert (Baker & McArthur, 2009; Acharya, Anginer & Warburton, 2013; Li, Qu & Zhang, 2011; Strongin et al., 2013; Tsesmelidakis & Merton, 2012). Når myndighetene viser at de er villige til å dekke tapene til bankenes kreditorer i krisetider, vil dette skape en forventning om en implisitt statsgaranti. Under antakelsen om at det eksisterer en forventning om en implisitt statsgaranti, vil bankenes CDS-spreader kunne reflektere både sannsynligheten for at en bank vil havne i betydelig finansiell stress og sannsynligheten for at myndighetene vil redde en slik bank. Den første effekten vil trekke det generelle nivået på bankenes CDS-spreader opp i krisetider. Siden en CDS-kontrakt er en forsikring mot kreditthendelser i referanseenheden, vil premien som kjøperen av en CDS-kontrakt må betale øke fordi risikoen har økt. Den siste effekten vil i utgangspunktet gjelde for systemviktige banker, eller banker som markedsaktørene iligger en sannsynlighet for å bli reddet av myndighetene. Denne effekten kan føre til at CDS-spreaden for banker som er omfattet av en implisitt statsgaranti ikke er like risikosensitiv som for andre banker. Disse effektene på bankenes CDS-spreader

²⁰ Forfatterne estimerer såkalte "fair-value-spreads", som er basert på Moodys sine beregninger av "Expected Default Frequency" (EDF). Den estimerte CDS-spreaden tar hensyn til sannsynligheten for konkurs, tap gitt konkurs og markedets risikopremie.

²¹ 44 basispunkter er snittet av den årlige subsidien for 2008-2010 fra tabell 5.3.

²² Beregnet med et seleksjonskriterium på 10 prosent for perioden 2008-2013. De fem største bankene er Barclays, HSBC, Lloyds, RBS og Standard Chartered.

kan forklare hvorfor omfanget av en implisitt statsgaranti er størst i krisetider. Siden sannsynligheten for at relativt mer systemviktige banker vil bli reddet av myndighetene er større, kan dette også forklare hvorfor G-SIBs ser ut til å ha en høyere TBTF-subsidie. Utenom krisetider vil risikoen forbundet med hver enkelt bank og det finansielle systemet som helhet være lav. Dette innebærer at det generelle nivået på CDS-spreadene vil være relativt lavt, uavhengig av forventninger om en implisitt statsgaranti. En TBTF-subsidie vil også kunne eksistere utenom krisetider dersom markedsaktørene har en vedvarende oppfattelse om at systemviktige banker vil bli reddet. Acharya, Anginer og Warburton (2013) finner en vedvarende subsidie på 24 basispunkter fra 1990 til 2011. Subsidiene er positivt hvert år i perioden, med unntak av i 1991 der den er marginalt negativ.

I denne studien finner vi at størrelsen på TBTF-subsidien økte i 2011/2012. Dette kan reflektere uroen knyttet til statsgjeldskrisen i Europa. Som nevnt tidligere mottok Alpha Bank, Eurobank Ergasias og National Bank of Greece totalt 13,3 milliarder euro av Hellenic Financial Stability Fund i 2012. Dette viste at myndighetene var villige til å støtte insolvente banker fremfor å la de likvideres. I hvert enkelt tilfelle er det en avveining mellom de eksplisitte og implisitte kostnadene ved å redde disse bankene, og konsekvensene for finansiell stabilitet ved å la de gå konkurs. International Monetary Fund (2014) fant i sin studie at subsidien var relativt høy i euroområdet i 2011-2013. Resultatet er spesielt for euroområdet, og kan reflektere markedsuro heller enn mislykkede forsøk på nye reguleringer. Til sammenligning finner IMF i samme studie en reduksjon i subsidien i USA og Japan i kjølvannet av finanskrisen. Ved bruk av en contingent-claims-analyse estimerer de en gjennomsnittlig subsidie i 2013 for banker i Europa på 90 basispunkter. Tilsvarende finner de en subsidie på 60 basispunkter ved bruk av en ratingbasert metode. Dette illustrerer igjen at forskjellige metoder på samme utvalg og tidsperiode kan gi relativt ulike estimater på TBTF-subsidien. Vi fant en gjennomsnittlig subsidie i 2013 på 47 basispunkter ved metode 1 og i overkant av 71 basispunkter ved metode 2²³.

²³ Tallene er hentet fra henholdsvis tabell 5.3 og 5.4.

6. Robusthetstester

Dette avsnittet presenterer robusthetstester knyttet til våre resultater av metode 1 estimert med hele utvalget vårt med 67 banker fra 15 ulike land, og til våre resultater av metode 2 estimert med utvalget bestående av banker fra Frankrike, Tyskland, Italia, Nederland, Spania og Storbritannia. Først undersøker vi hvordan resultatene våre varierer ved bruk av ulike estimeringsprosedyrer. Deretter ser vi om resultatene våre er sensitive overfor seleksjon av utvalg. Til slutt ser vi om estimatene er sensitive overfor mulige uteliggere og om multikollinearitet er et problem.

6.1 Estimeringsprosedyre

Hausman-testen viser at fixed effects gir mest effisiente resultater ved både metode 1 og metode 2. For å illustrere hvor robuste resultatene er overfor ulike estimeringsmetoder, inkluderer vi imidlertid resultatene våre ved bruk av to andre estimeringsmetoder; random effects og pooled OLS (POLS).

POLS og random effects gir forventningsrette og konsistente estimatører hvis feilleddet, $a_i + u_{it}$, er ukorrelert med forklaringsvariablene i modellen over tid, det vil si at antakelsen om streng eksogenitet må holde (Wooldridge, 2013, s. 474). Dersom antakelsen om streng eksogenitet holder, foretrekker man ofte random effects med bruk av paneldata. Grunnen til dette er at random effects-transformasjonen tar hensyn til at feilleddene kan være korrelert over tid. Hvis man mistenker at antakelsen om streng eksogenitet ikke holder, vil man kunne få konsistente OLS-estimatører med POLS under en mildere antakelse om eksogenitet. Under den mildere formen for eksogenitet antar man at feilleddet ikke er korrelert med forklaringsvariablene for hvert enkelt år.

POLS og random effects fanger opp heterogenitet mellom banker. Dette er mulig fordi man antar at den uobserverte tidskonstante effekten a_i er ukorrelert med forklaringsvariablene over tid. Dette innebærer at estimeringen med POLS og random effects ikke avhenger av at banker må skifte status mellom liten og stor. Vi kan med andre ord sammenligne CDS-spreaden til banker med $TBTF_{it} = 0$ direkte med banker som har $TBTF_{it} = 1$.

6.1.1 Estimeringsprosedyre metode 1

For å undersøke om resultatene våre ved metode 1 endres ved ulike estimeringsprosedyrer, har vi estimert likning (8) med random effects og pooled OLS. Likning (8) estimeres med utvalget bestående av 67 banker fra 15 ulike land. Tabell C.1 i appendiks C viser regresjonsresultatene med random effects og pooled OLS, sammen med fixed effects.

Vi ser av tabell C.1 at de makroøkonomiske kontrollvariablene kun endrer seg marginalt på tvers av ulike estimeringsprosedyrer. Alle de tre makroøkonomiske kontrollvariablene er signifikante uavhengig av valg av estimeringsprosedyre. De bankspesifikke kontrollvariablene egenkapitalandel, likviditetsraten (likvide eiendeler som andel av innskudd og kortsiktig finansiering) og kvalitetsraten (tapsavsetninger som andel av totale utlån), er statistisk signifikante ved alle valg av estimeringsprosedyre. Styrken på koeffisientene er også relativt stabile i alle tre regresjonene, med unntak av egenkapitalandelen.

Alle tre estimeringsprosedyrene viser en signifikant TBTF-subsidie. Tabell 6.1 oppsummerer TBTF-subsidien i basispunkter estimert ved de tre ulike estimeringsprosedyrene, der vår hovedspesifikasjon med fixed effects er markert i blått.

Tabell 6.1 TBTF-Subsidien i basispunkter ved ulike estimeringsprosedyrer estimert med metode 1 (seleksjonskriterium på 15 prosent)

Estimeringsprosedyre	Gjennomsnittlig TBTF-subsidie
Fixed effects	50,4
Random effects	43,2
Pooled OLS	43,9

Tabell 6.1 viser at den estimerte subsidien er høyest ved fixed effects, og tilnærmet lik ved random effects og pooled OLS.

6.1.2 Estimeringsprosedyre metode 2

For å undersøke om resultatene våre med metode 2 endres ved ulike estimeringsprosedyrer, har vi estimert likning (13) med random effects og pooled OLS. Likning (13) estimeres for banker med en forvaltningskapital som andel av BNP på mindre enn 15 prosent i landene

Frankrike, Tyskland, Italia, Nederland, Spania og Storbritannia. Tabell C.2 i appendiks C viser regresjonsresultatene med random effects og pooled OLS sammen med fixed effects.

De estimerte koeffisientene i tabell C.2 brukes til å predikere CDS-spreaden til banker med en forvaltningskapital på mer enn 15 prosent av BNP. Alle G-SIBs er inkludert her. Differansen mellom predikert og observert CDS-spread for store banker og tolkes som TBTF-subsidien. Tabell 6.2 oppsummerer TBTF-subsidien i basispunkter predikert ved de tre ulike estimeringsprosedyrene, der vår hovedspesifikasjon med fixed effects er markert i blått.

Tabell 6.2 TBTF-subsidien i basispunkter ved ulike estimeringsprosedyrer estimert med metode 2 (seleksjonskriterium på 15 prosent)

Estimeringsprosedyre	G-SIBs	Store banker	Gjennomsnitt
Fixed effects	85,7	82,5	84,1
Random effects	54,7	81,5	68,1
Pooled OLS	49,9	80,1	65,0

Tabell 6.2 viser at den predikerte TBTF-subsidien er høyest når koeffisientene for små banker estimeres med fixed effects. Den predikerte subsidien for store banker endres marginalt på tvers av ulike estimeringsprosedyrer. Den predikerte subsidien for G-SIBs er imidlertid en del høyere ved fixed effects i forhold til random effects og pooled OLS.

6.2 Seleksjon av utvalg

Videre undersøker vi om resultatene våre er sensitive overfor valg av ulike seleksjonskriterier. En kritisk antakelse i vår analyse, både i metode 1 og i metode 2, er at små banker antas å ikke ha en forventning om en implisitt statsgaranti. Hvor systemviktig en bank er, er i realiteten ikke kun basert på størrelse (Basel Committee on Banking Supervision, 2013). Det vil derfor være hensiktsmessig å undersøke hvordan definisjonen av små banker påvirker resultatene våre.

6.2.1 Seleksjon av utvalg metode 1

For å undersøke om resultatene i metode 1 er sensitive overfor valg av ulike seleksjonskriterier, reestimerer vi likning (8) med ulike terskler for om en bank regnes som

stor. Likning (8) estimeres med fixed effects for utvalget bestående av 67 banker fra 15 ulike land. Vi tar utgangspunkt i bankenes forvaltningskapital som andel av BNP, og bruker følgende kriterier for å kategorisere banker; 7%, 10% og 20%. Resultatene er presentert i Appendiks C, tabell C.3. Tabell 6.3 gir estimert gjennomsnittlig TBTF-subsidie i basispunkter, der vårt foretrukne seleksjonskriterium på 15 prosent er markert i blått.

Tabell 6.3 Gjennomsnittlig TBTF-subsidie i basispunkter ved ulike seleksjonskriterier estimert med metode 1

Seleksjonskriterium	Gjennomsnittlig TBTF-subsidie
Forvaltningskapital/BNP \geq 7%	38,3
Forvaltningskapital/BNP \geq 10%	56,8
Forvaltningskapital/BNP \geq 15%	50,4
Forvaltningskapital/BNP \geq 20%	19,0

Tabell C.3 i appendiks C viser at den estimerte koeffisienten for TBTF-subsidien er signifikant for alle seleksjonskriterier med unntak av et seleksjonskriterium på 20 prosent. De estimerte koeffisientene for de bankspesifikke- og de makroøkonomiske variablene holder seg også stabile ved endring av seleksjonskriterier. Subsidien er lavere ved et seleksjonskriterium på 15 prosent enn 10 prosent. Dette kan skyldes at noen banker som har en forvaltningskapital som andel av BNP mellom 10 og 15 prosent, drar nytte av en finansieringsfordel. Dette vil i så fall presse subsidien nedover ved et 15 prosent seleksjonskriterium. Resultatet om at subsidien er lavere ved 7 prosent enn ved 10 prosent, er noe uventet. En forklaring kan være at det er for få banker i utvalget med en forvaltningskapital som andel av BNP på mindre enn syv prosent. Robusthetstesten for seleksjon av utvalg ved metode 2 viser samme utvikling (forklares i neste avsnitt).

6.2.2 Seleksjon av utvalg metode 2

For å undersøke om resultatene i metode 2 er sensitive overfor valg av ulike seleksjonskriterier, predikerer vi CDS-spreaden for store banker og G-SIBs basert på de estimerte koeffisientene for ulike seleksjonskriterium. De estimerte koeffisientene er gjengitt i tabell 5.3.

Tabell 6.4 gir estimert gjennomsnittlig TBTF-subsidie i basispunkter, der vårt foretrukne seleksjonskriterium på 15 prosent er markert i blått og Bijlsma, Lukkezen og Marinova (2014) sitt foretrukne seleksjonskriterium på 10 prosent er markert i grått.

Tabell 6.4 Gjennomsnittlig TBTF-subsidie i basispunkter ved ulike seleksjonskriterier estimert med metode 2

Seleksjonskriterium	G-SIBs	Store banker	Gjennomsnitt
Forvaltningskapital/BNP \geq 7%	87,0	80,0	83,5
Forvaltningskapital/BNP \geq 10%	114,6	82,9	98,7
Forvaltningskapital/BNP \geq 15%	85,7	82,5	84,1
Forvaltningskapital/BNP \geq 20%	93,4	74,5	84,0

Tabell 6.4 viser at metode 2 gir en tilsvarende utvikling i den gjennomsnittlige TBTF-subsidien ved ulike seleksjonskriterier som metode 1. Gjennomsnittlig subsidie faller fra et seleksjonskriterium på 10 prosent til 20 prosent, selv om forskjellen er marginal mellom 15 og 20 prosent. I likhet som ved metode 1, øker gjennomsnittlig subsidie en del når seleksjonskriteriet settes fra 7 til 10 prosent. Videre viser tabell 6.4 at gjennomsnittlig subsidie for store banker er mer stabil på tvers av seleksjonskriterier enn gjennomsnittlig subsidie for G-SIBs.

6.3 Uteliggere og multikollinearitet

Vi undersøker om regresjonsestimatet er sensitiv overfor mulige uteliggere. Vi bruker studentiserte residualer fra estimeringen av regresjonsmodellen med POLS som en indikasjon på hvilke observasjoner som er av spesiell interesse. Studentiserte residualer er basert på de originale OLS-residualene, men skalert for deres standardavvik betinget forklaringsvariablene i datasettet (Wooldridge, 2013, side 318). Basert på disse identifiserer vi banker som kan tenkes å påvirke estimatet på TBTF-subsidien. Disse bankene er Alpha Bank, Banco Comercial og Irish Bank Resolution. Estimering ved metode 1 viser en signifikant TBTF-subsidie lik 42,4 basispunkter når vi dropper disse bankene fra utvalget.

Videre undersøker vi om multikollinearitet er et problem i modellspesifikasjonen. Multikollinearitet er et problem som oppstår når to eller flere forklaringsvariabler er høyt (men ikke perfekt) korrelert (Wooldridge, 2013, side 91). Konsekvensen av

multikollinearitet er høye standardfeil på de respektive estimerte koeffisientene. En vanlig test for multikollinearitet mellom forklaringsvariablene i en modell er å undersøke inflasjonsfaktoren på variansen til koeffisientene (VIF²⁴). VIF angir med hvilken faktor variansen til hver estimerte koeffisient er høyere fordi forklaringsvariabelen ikke er ukorrelert med de andre forklaringsvariablene (Wooldridge, 2013, side 94). Ofte brukes en terskel for VIF lik 10 for når multikollinearitet er et problem. Dette tilsvarer en R^2 på maksimalt 0,90 når vi estimerer en regresjonsmodell kun med forklaringsvariablene, der forklaringsvariabelen vi er interessert i er den avhengige variabelen i modellen. Den gjennomsnittlige VIF-faktoren for forklaringsvariablene i hovedspesifikasjonen er 1,95²⁵. ROA er forklaringsvariabelen med høyest VIF-faktor (3,02). Dette kan skyldes korrelasjonen med netto rentemargin og z-score. Dersom vi erstatter variablene ROA og netto rentemargin med et mål på bankenes kostnadseffektivitet²⁶, viser resultatene fra estimeringen av regresjonsmodellen ved metode 1 en statistisk signifikant TBTF-subsidie lik 43,7 basispunkter. Resultatet er gjengitt i tabell C.4 i appendiks C. Kontrollvariabelen som kontrollerer for kostnadseffektivitet har en VIF-faktor lik 1,12.

²⁴ ”Variance inflation factor”

²⁵ VIF-faktorene for hver forklaringsvariabel er gitt ved: (1) ROA – 3,02, (2) Statlig CDS-spread – 2,37, (3) Netto rentemargin – 2,26, (4) Helning yield-kurve – 2,24, (5) Kvalitetsrate – 2,15, (6) Egenkapitalandel – 1,83, (7) Z-score (log) – 1,75, (8) Likviditetsrate – 1,48, (9) TBTF – 1,26, (10) Aksjeindeks (log) – 1,10

²⁶ Bankenes kostnadseffektivitet angir forholdet mellom bankenes kostnader og inntekter. Variabelen er hentet fra Bloomberg, og er definert som driftskostnader/netto renteinntekter.

7. Politikimplikasjoner

Denne studien finner støtte for en TBTF-subsidie i det europeiske bankmarkedet i perioden 2008-2013 basert på to ulike metoder. Størrelsen på subsidien varierer avhengig av hvilken metode som brukes. Når begge metodene brukes til å estimere subsidien på samme utvalg av banker ved et seleksjonskriterium på 10 prosent, gir metode 1 en gjennomsnittlig subsidie over hele perioden på 41 basispunkter og metode 2 en subsidie lik 99 basispunkter. Tilsvarende gir metode 1 en gjennomsnittlig subsidie på 46 basispunkter og metode 2 en gjennomsnittlig subsidie på 84 basispunkter ved et seleksjonskriterium på 15 prosent. Resultatet bekreftes ytterligere ved å vise at store bankers CDS-spreader er mindre sensitive overfor endringer i egenkapitalandelen enn små bankers CDS-spreader. En økning i egenkapitalandelen med ett prosentpoeng, alt annet likt, reduserer CDS-spreaden til store banker med 12,5 basispunkter. En tilsvarende økning i egenkapitalandelen for små banker, reduserer CDS-spreaden med 39,6 basispunkter. Til slutt finner vi at statlig finansiell styrke har en signifikant effekt på størrelsen på TBTF-subsidien. Store banker i land med relativt lavere statsgjeld har en subsidie som er 53,5 basispunkter større enn store banker i land med relativt høyere statsgjeld.

Metodene vi benytter tar utgangspunkt i bankenes CDS-spreader. Fordelen med å estimere den implisitte subsidien basert på CDS-spreader, er at den utnytter observert markedsinformasjon. Andre studier estimerer en TBTF-subsidie basert på bankenes kredittratinger. Slike studier sammenligner differansen mellom bankenes fundamentale rating og en rating som tar hensyn til en implisitt statsgaranti. Ratingene som danner grunnlaget for analysen vil være påvirket av ratingbyråenes subjektive vurdering av sannsynligheten for at en bank vil motta støtte av myndighetene i krisetider. Metoden avhenger også av at markedet priser bankenes gjeld i samsvar med ratingen som tar hensyn til den implisitte statsgarantien. En kritikk mot bruk av CDS-spreader, er at CDS-prisene for de mindre bankene ikke nødvendigvis reflekterer reelle handler. Disse er basert på kurser som tilbydere av CDS-kontrakter legger ut. Vi må ta forbehold om at dette kan forstyrre estimatet av TBTF-subsidien. Tilgjengeligheten av CDS-serier setter noen begrensninger på utvalget av banker.

Videre avhenger metodene vi har benyttet av antakelsen om at banker som anses som systemviktige kan defineres ut fra størrelsen på bankenes balanse. Siden det også er andre

faktorer som bestemmer om en bank kan anses som systemviktig, vil dette kunne overdrive eller underdrive størrelsen på subsidien. Baselkomitéen (2013) måler systemviktighet basert på de fem ulike kvantitative indikatorene som er forklart i del 1.3 i denne oppgaven. Størrelse er en av disse fem kvantitative indikatorene. Det prinsippbaserte rammeverket for identifisering av nasjonalt systemviktige banker, bygger på stor grad av nasjonal diskresjon fordi nasjonale myndigheter vil være best i stand til å vurdere systemeffektene av de store bankene de har tilsyn med (Basel Committee on Banking Supervision, 2012). Finansdepartementet (2014) har for eksempel i sin forskrift om identifisering av systemviktige finansielle institusjoner tatt utgangspunkt i to kriterier. De identifiserer systemviktige institusjoner som de med en forvaltningskapital som andel av Fastlands-Norges BNP på minst 10 prosent eller en andel av utlånsmarkedet på minst 5 prosent. Dersom definisjonen av store banker ikke fanger opp alle banker som er omfattet av en implisitt subsidie, vil dette kunne underdrive estimatet i denne analysen.

Siden størrelsen på den implisitte subsidien ikke kan observeres direkte i markedet, vil en generell utfordring være å utforme en metode som kan forsvare at en eventuell finansieringsfordel til store banker skyldes en implisitt statsgaranti. Det vil si at den ikke kan tilskrives andre faktorer forbundet med størrelse, men som er uavhengig av en forventning om at myndighetene vil redde banker i krisetider. I denne oppgaven tar vi hensyn til slike faktorer ved å kontrollere for bankenes lønnsomhet, soliditet, likviditet og kvalitet på eiendeler. Vi kontrollerer også for aggregerte effekter som påvirker bankenes CDS-spread ved å inkludere ulike makroøkonomiske variabler. Det kan imidlertid tenkes at kontrollvariablene ikke fanger opp alle effekter som kan påvirke bankenes CDS-spredder bortsett fra en implisitt statsgaranti. En annen mulighet er at det eksisterer en generell størrelseeffekt på tvers av bransjer. Enkelte studier har undersøkt dette. Araten og Turner (2013) finner en signifikant finansieringsfordel for store selskaper i en rekke bransjer, som blant annet energi-, kommunikasjons- og teknologibransjen. De tester imidlertid ikke for om finansieringsfordelen i banksektoren eventuelt er signifikant større eller mindre enn i andre sektorer. Acharya, Anginer og Warburton (2013) kontrollerer for den generelle størrelseeffekten formelt i en regresjonsanalyse. Deres resultater viser at effekten av størrelse på finansieringskostnadene til finansielle institusjoner i USA er signifikant større sammenlignet med selskaper i andre sektorer.

7.1 Implikasjoner av en implisitt statsgaranti på bankenes kapitalstruktur

Resultatene våre viser at endringer i egenkapitalandelen har en svakere effekt på store bankers CDS-spread sammenlignet med små banker. Siden CDS-spreaden kan ses på som et anslag på bankenes finansieringskostnader, kan dette ha implikasjoner for store bankers insentiver og bankenes optimale kapitalstruktur. Vi tar utgangspunkt i Modigliani-Miller-teoremet, og diskuterer mulige virkninger strengere kapitalkrav kan ha på bankenes finansieringskostnader.

Resultatene fra analysen av interaksjonseffekter i avsnitt 5.1.2, viser at effekten av en endring i egenkapitalandelen på CDS-spreaden til store banker er signifikant lavere enn tilsvarende effekt for små banker. De estimerte koeffisientene viser at en økning i egenkapitalandelen for store banker med ett prosentpoeng, alt annet likt, reduserer CDS-spreaden med 12,5 basispunkter. Den isolerte effekten av en tilsvarende økning i egenkapitalandelen for små banker, er en reduksjon i CDS-spreaden med 39,6 basispunkter. Dersom effekten av en reduksjon i egenkapitalandelen på store bankers finansieringskostnad er svakere som følge av en forventning om at slike banker vil bli reddet i krisetider, vil eksistensen av en implisitt statsgaranti kunne være selvforsterkende. Store banker får sterkere insentiver til å finansiere seg med relativt mer gjeld, noe som øker størrelsen på den implisitte subsidien. Samtidig vil risikoen i bankene øke. Egenkapitalandelen representerer en kapitalbuffer for evnen til å absorbere tap, og banker med relativt lavere egenkapitalandel vil derfor være dårligere rustet mot fremtidige sjokk. En liten reduksjon i verdien av bankens eiendeler, vil kunne føre til betydelig finansiell stress og insolvens. Siden bankene ofte er knyttet sammen, vil dette øke systemrisikoen i det finansielle systemet.

For å forklare hvordan eksistensen av en implisitt statsgaranti kan påvirke store bankers insentiver og kapitalstruktur, tar vi utgangspunkt i Modigliani-Miller-teoremet (MM). I følge Modigliani og Miller (1958) er de totale finansieringskostnadene uavhengig av kapitalstrukturen. MM sier at avkastningskravet til egenkapitalen øker proporsjonalt med gjelden som andel av egenkapitalen, begge i markedsverdi. Intuisjonen bak dette er at en lavere egenkapitalandel vil føre til at volatiliteten i egenkapitalen øker. Dette innebærer at investorene vil kreve en høyere risikopremie. Samtidig vil en reduksjon i egenkapitalandelen øke usikkerheten knyttet til gjeldsforpliktelsene, noe som resulterer i at kreditorene krever en høyere rente. Summen av effektene er i følge MM at den vektete gjennomsnittlige kapitalkostnaden er uendret. Teoremet avhenger av sterke antakelser om et perfekt

kapitalmarked. Blant disse er antakelser om symmetrisk informasjon, ingen transaksjonskostnader og fravær av atferdsvridende skatter. På tross av sterke antakelser, gir rammeverket et godt utgangspunkt for å diskutere konsekvensene av en implisitt statsgaranti på bankenes totale finansieringskostnad.

Eksistensen av en implisitt statsgaranti svekker markedsdisiplinen. Kreditorenes insentiver til å overvåke bankens risikotaking reduseres, og bankene trenger ikke å kompensere kreditorene for den fulle risikoen forbundet med gjeldsfinansieringen. Siden kreditorene kan ha forventninger om at myndighetene ikke vil la en bank gå konkurs, kan dette ses på som en subsidie til banken. Størrelsen på subsidien er økende med redusert egenkapitalandel, noe som kan forklare hvorfor enkelte banker foretrekker relativt mer gjeldsfinansiering enn andre. Eksistensen av en implisitt statsgaranti vil kunne svekke effekten som redusert egenkapital har på kreditorenes vurdering av usikkerheten forbundet med gjeld. Kreditorene vil kreve en lavere kompensasjon for risiko fordi de ikke bærer den fulle kostnaden av en konkurs. Banken får dermed tilgang på relativt billigere gjeldsfinansiering. Vi kan ikke utelukke at også andre faktorer påvirker endringer i bankenes totale finansieringskostnader. For eksempel vil de fleste skattesystemer være utformet slik at bankene drar nytte av en skattesubsidie med gjeldsfinansiering (Admati et al., 2011). Fordelen knyttet til skattesubsidien er imidlertid størst når banken presterer bra, mens verdien av subsidien forbundet med en implisitt statsgaranti er størst i krisetider. Tsesmelidakis og Merton (2012) viser i deres studie at også aksjonærene drar nytte av en betydelig subsidie som følge av en implisitt statsgaranti. Som følge av at bankene har tilgang til relativt billigere finansiering, vil aksjonærene dra nytte av at avkastningskravet på egenkapitalen øker ved utstedelse av gjeld. Dette vil ytterligere kunne forstyrre markedsdisiplinen.

Eksistensen av en implisitt statsgaranti, vil kunne forsterke effekten av risikotaking i banker fordi de er finansiert med gjeld. Aksjonærer i selskaper som er finansiert med gjeld, vil typisk ha et ønske om at selskapet øker risikotakingen (Berk & DeMarzo, 2011, s. 524). Når et selskap er under betydelig finansielt stress, vil aksjonærene kunne tjene på at selskapet engasjerer seg i aktiviteter som øker risikotakingen. Dette skyldes at aksjonærene har begrenset ansvar for kapitalen som er investert, som vil si at de maksimalt kan tape deres innskutte kapital. Dersom bedriften lykkes, vil aksjonærene oppnå en høy avkastning på egenkapitalen. Dersom bedriften mislykkes, vil kreditorene være ansvarlig for tapene (Admati et al., 2011). Problemet forsterkes ytterligere av at kreditorenes insentiver til å overvåke bankens risikotaking svekkes som følge av en implisitt statsgaranti.

Resultatene fra analysen i denne studien kan også brukes til å diskutere hvordan strengere kapitalkrav vil kunne påvirke den totale finansieringskostnaden for banker som omfattes av en implisitt statsgaranti. I 2010 kunngjorde FSB en anbefaling om at globalt systemviktige banker bør ha høyere evne til å absorbere tap enn minimumskravene bestemt i Basel III (FSB, 2010). De bør ha en høyere andel av balansen finansiert med egenkapital og/eller med andre instrumenter som øker deres evne til å opprettholde kritiske funksjoner i krisetider. I juli 2011 publiserte Baselkomitéen en studie om hvor mye høyere egenkapital G-SIBs bør ha. Forslaget ble oppdatert i 2013 (Baselkomitéen, 2013). Globalt systemviktige banker kan pålegges krav om ytterligere egenkapital fra 1 prosent og opp til 2,5 prosent. Hvor stort ekstra krav om egenkapital bankene pålegges, vil avhenge av hvilken skåre de får basert på de fem ulike kvantitative faktorene for vurdering av systemviktige (gjengitt i del 1.3 av denne oppgaven); (i) bankenes størrelse; (ii) risikoen for smittevirkninger; (iii) hvor lett bankenes aktiviteter kan overtas av andre institusjoner; (iv) hvor stor aktivitet banken har på tvers av ulike jurisdiksjoner; og (v) hvor komplisert banken er. Kravet om ytterligere egenkapital skal bestå av Tier 1-kapital som andel av risikovektede eiendeler. Baselkomitéen legger vekt på at disse kravene er minimumskrav, og at nasjonale myndigheter kan pålegge høyere krav dersom de ønsker dette. Kravene vil fases inn parallelt med andre kapitalkrav som motsyklisk kapitalbuffer, det vil si mellom 1. januar 2016 og slutten av 2018.

Bankene argumenterer ofte for at økte kapitalkrav vil føre til at deres totale finansieringskostnad øker. De begrunner dette med at egenkapital er en relativt dyrere kilde til finansiering. Som vi har diskutert ovenfor stemmer argumentet dårlig med intuisjonen i Modigliani-Miller-teoremet. Under antakelsen om et perfekt kapitalmarked vil økt egenkapitalandel redusere risikoen forbundet med bankenes finansiering. Avkastningskravet til egenkapitalen er altså ikke konstant. Når risikoen forbundet med egenkapital og gjeld reduseres, vil investorene kreve en lavere risikopremie. Effekten gjennom risikopremiene på egenkapital og gjeld utligner effekten av å finansiere seg med den relativt dyrere egenkapitalen. Den totale finansieringskostnaden er dermed uendret. Eksistensen av en implisitt statsgaranti skaper imidlertid friksjoner som påvirker bankenes finansieringskostnad knyttet til gjeld.

For å ta hensyn til effekten av en implisitt statsgaranti, kan Modigliani-Miller-teoremet utvides til å gjelde for den totale samfunnsøkonomiske finansieringskostnaden. Når vi tar hensyn til den implisitte statsgarantien, vil det være tre parter forbundet med finansieringen av en bank; (1) aksjonærene, (2) kreditorene og (3) garantisten. Den totale

samfunnsøkonomiske finansieringskostnaden vil være en funksjon av avkastningskravet til egenkapitalen, avkastningskravet til gjelden og kostnaden for myndighetene reflektert ved den implisitte subsidien. I likhet med avkastningskravet til egenkapital og gjeld, er kostnaden for myndighetene fallende med egenkapitalandelen. Økt egenkapital reduserer sannsynligheten for at myndighetene må gripe inn, og gjør at bankene kan absorbere større tap før den går konkurs. Ved å ta hensyn til den totale samfunnsøkonomiske finansieringskostnaden forbundet med alle tre parter, vil MM fortsatt være gyldig (Vale, 2011). Det vil si at den totale samfunnsøkonomiske finansieringskostnaden er uavhengig av kapitalstrukturen. Det vil imidlertid oppstå en redistribusjon av kostnadene mellom de tre partene. De isolerte effektene av at bankene pålegges økte krav til egenkapital er gitt ved:

- i. Økt egenkapitalandel reduserer kostnaden for myndighetene forbundet med den implisitte subsidien.
- ii. Økt egenkapitalandel reduserer avkastningskravet til kreditorene. Som følge av den implisitte statsgarantien vil imidlertid effekten av økt egenkapitalandel ha en mindre effekt på reduksjonen i avkastningen kreditorene krever.
- iii. Økt egenkapitalandel reduserer avkastningskravet til aksjonærene, fordi volatiliteten i verdien av egenkapitalen reduseres.
- iv. Økt egenkapital trekker i retning av høyere total samfunnsøkonomisk finansieringskostnad. Avkastningskravet til aksjonærene er høyere enn avkastningskravet til kreditorene og kostnaden for myndighetene som følge av prioriteten til egenkapital i forhold til gjeld.

Under det utvidede rammeverket til MM, vil effektene i-iii utligne effekt iv. En økning i egenkapitalandelen vil altså ikke endre den totale samfunnsøkonomiske finansieringskostnaden. Gitt et perfekt kapitalmarked, er avkastningskravet til kreditorene i fravær av en implisitt statsgaranti gitt ved summen av kostnaden for kreditorene og myndighetene.

Bankenes totale finansieringskostnad er gitt ved den totale samfunnsøkonomiske finansieringskostnaden fratrukket den implisitte subsidien. Siden kostnadene for myndighetene er fallende med økt egenkapitalandel, vil den totale finansieringskostnaden for bankene øke når det eksisterer en implisitt subsidie. Det oppstår en redistribusjon mellom bankene og myndighetene, gitt ved effektene i og ii. Når egenkapitalandelen øker vil verdien

av den implisitte subsidien falle, slik at banken ikke kan dra nytte av den fulle gevinsten ved effekt ii.

Strengere kapitalkrav for bankene vil altså kunne føre til at den totale finansieringskostnaden øker for banker som omfattes av en implisitt statsgaranti. Dette er imidlertid en privat kostnad for banken, og tar ikke hensyn til de samfunnsøkonomiske gevinstene ved at bankene blir mer robuste. Økt egenkapitalandel reduserer de samfunnsøkonomiske kostnadene forbundet med en implisitt statsgaranti. Ved at bankene pålegges å holde mer egenkapital, vil de samfunnsøkonomiske kostnadene reduseres gjennom to mekanismer. For det første vil økt egenkapital i bankene redusere sannsynligheten for at myndighetene i det hele tatt må gripe inn. Økt egenkapital gjør at bankene kan absorbere større tap før den går konkurs. For det andre vil de direkte kostnadene for myndighetene være lavere i krisetider. Dersom myndighetene må redde en bank, vil økt egenkapital føre til at en større del av tapet kan absorberes i forkant.

Schanz et al. (2012) presenterer i deres studie et rammeverk for å måle de langsiktige kostnadene og gevinstene for økonomien av økte kapitalkrav. De antar at bankenes totale finansieringskostnader øker som følge av høyere kapitalkrav. Høyere finansieringskostnader for bankene kan veltes over på husholdninger og bedrifter i form av høyere utlånsmarginer, som igjen reduserer deres insentiver til å investere. Lavere investeringer vil ha en negativ effekt på BNP. På den annen side vil høyere egenkapital gjøre banksystemet mer motstandsdyktig, og redusere sannsynligheten for og konsekvensen av finansielle kriser. Selv med relativt lave estimater på det samfunnet tjener på lavere sannsynlighet for fremtidige kriser og relativt høye estimater på kostnadene for samfunnet ved at BNP reduseres, finner de at de samfunnsøkonomiske gevinstene ved at bankene holder mer egenkapital er større enn kostnadene.

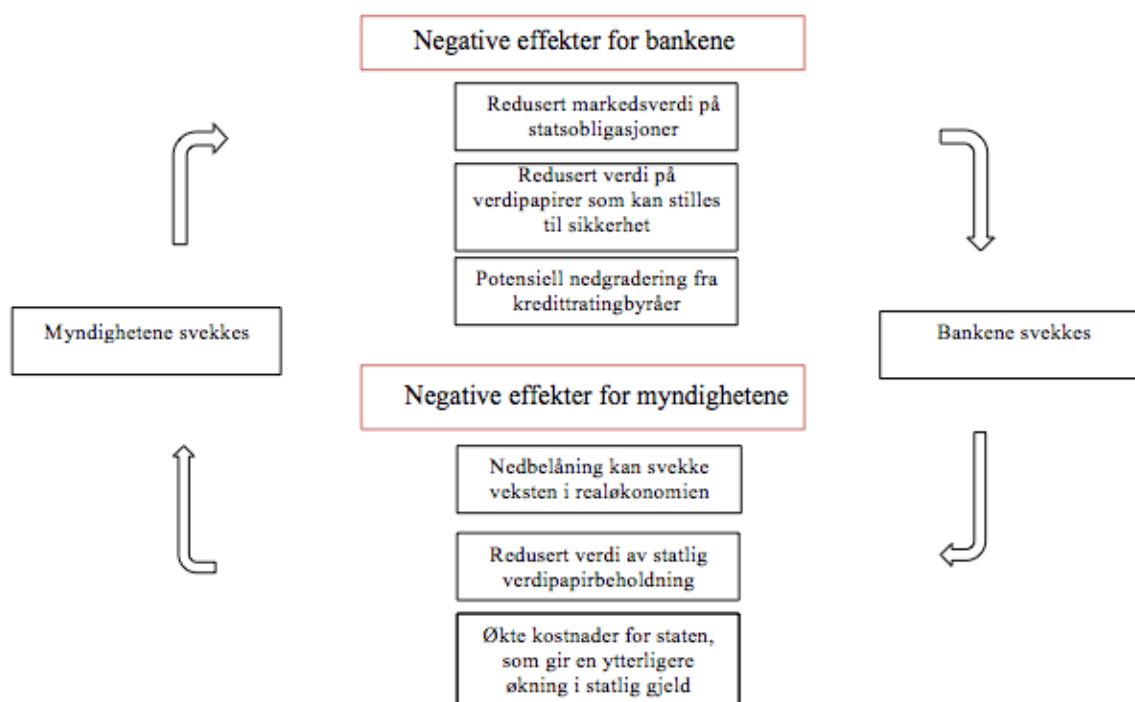
7.2 Potensielle negative ringvirkninger mellom bankenes gjeld og statlig gjeld

En bank vil gå konkurs fordi den er insolvent og illikvid, men også fordi myndighetene tillater at den går konkurs. Myndighetenes kapasitet og villighet til å redde banken vil derfor være av betydning. Når vi undersøker om statlig finansiell styrke har noen effekt på størrelsen på TBTF-subsidien, finner vi en signifikant større subsidie i land med relativt lavere andel statsgjeld. Store banker i land med relativt lavere statsgjeld har en subsidie som

er 53,5 basispunkter større en store banker i land med relativt høyere statsgjeld. Den estimerte koeffisienten er statistisk signifikant på et fem prosent signifikansnivå.

En implisitt statsgaranti impliserer en uheldig tett sammenheng mellom bankenes gjeld og statenes gjeld (Schich & Lindh, 2012). Subsidiene kan føre til negative ringvirkninger fra bankgjeld til statlig gjeld, og motsatt fra statlig gjeld til bankgjeld. Potensielle negative ringvirkninger er illustrert i figur 7.1.

Figur 7.1 Potensielle negative ringvirkninger mellom bankenes gjeld og statlig gjeld



Kilde: Inspirert av Schich og Lindh (2012)

Figur 7.1 illustrerer tre potensielle effekter på statlig gjeld som følge av at bankene får problemer i krisetider. For det første vil bankene som får problemer ha behov for å redusere sin gjeld. Nedbelåning i banksektoren kan igjen hemme veksten i realøkonomien, ved at for eksempel nye og gode prosjekter ikke blir satt i gang fordi de ikke får lån. Dette vil gi en reduksjon i myndighetenes skatteinntang, noe som gjør det vanskeligere å betjene statlig gjeld. For det andre er banker en stor kjøper av offentlig gjeld. Når bankene går konkurs, vil verdien av myndighetenes verdipapirbeholdning reduseres. På den annen side øker som oftest bankenes etterspørsel etter statlige verdipapirer i krisetider som følge av økt etterspørsel etter likviditet. For det tredje øker myndighetenes kostnader som følge av statlig

støtte til banker som har problemer. Disse kostnadene vil øke myndighetenes gjeld ytterligere.

Videre illustrerer figur 7.1 fire potensielle effekter på bankgjeld som følge av at myndighetene svekkes. Siden bankene er store kjøpere av statsobligasjoner, vil de tape markedsverdi på disse når verdien av myndighetenes verdipapirbeholdning reduseres. Finanskrisen og statsgjeldskrisen i Europa har vist at reduksjonen i myndighetenes verdipapirbeholdning kan være betydelig. Videre må bankene som regel stille statsobligasjoner til sikkerhet når de låner av sentralbanken. Når verdien av bankenes beholdning av statsobligasjoner reduseres, blir det vanskeligere å låne av sentralbanken. Det vil gå en grense på hvor mye sentralbanken kan redusere kravene som stilles til sikkerhet ved lån i krisetider. En siste mulig negativ effekt for bankene er at de kan få dårligere kredittrater som følge av at statlig rating nedgraderes. Selv om det kan være unntak, representerer statlige ratinger typisk et tak på ratingen til privat gjeld. Under statsgjeldskrisen i Europa, så man noen slike unntak. Enkelte greske, portugisiske, spanske og italienske banker hadde høyere kredittrater enn deres jurisdiksjoner. Når statlig rating nedgraderes, vil dette som oftest presse bankenes kredittrater nedover. Dårligere rating gjør det igjen vanskeligere for bankene å skaffe markedsfinansiering.

Summen av de negative ringvirkningene fra bankgjeld til statlig gjeld og fra statlig gjeld til bankgjeld, representerer store potensielle smittevirkninger overfor sjokk. Eksistensen av en implisitt statsgaranti kan på denne måten forsterke krisetider ytterligere.

7.3 Nytt kriseløsningsregime i Europa

Politikere har lenge vært klar over problemene systemviktige banker påfører det finansielle systemet og myndighetenes balanser. I forkant av finanskrisen tok de blant annet hensyn til problemene ved å være tvetydige om deres villighet til å gripe inn i en krisesituasjon (International Monetary Fund, 2014). Mye vil imidlertid endre seg med det nye kriseløsningsregimet i EU og EØS. En løsning på TBTF-problemet kan være strengere regulering og tettere overvåking av systemviktige institusjoner. Det nye kriseløsningsdirektivet i Europa legger vekt på at kriser i finansinstitusjoner skal kunne løses på en ordnet måte uten bruk av offentlige midler (European Commission, 2012). Hvert land skal etablere nasjonale kriseløsningsmyndigheter og kriseløsningsfond, og bankene skal utarbeide banktestamenter. I tillegg åpnes det opp for etablering av brobank, bail-in og

konvertible obligasjoner. Høyere kapitalkrav skal redusere sannsynligheten for at kriseløsningsverktøyene må tas i bruk.

Det nye kriseløsningsdirektivet krever at medlemslandene skal etablere nasjonale kriseløsningsfond (Council of the European Union, 2014). Kriseløsningsfondet skal utgjøre minst én prosent av totale garanterte innskudd i alle kredittinstitusjoner i landet innen år 2025. Hensikten med fondet er at kriseløsningsverktøyene skal kunne anvendes effektivt. Banker som får problemer, kan få midlertidig støtte fra kriseløsningsfondet gjennom lån, garantier, aktivakjøp eller kapital til brobanker. Det er bankene selv som skal betale inn årlig til kriseløsningsfondet, basert på deres eiendeler. Dette vil redusere offentlige utgifter i krisetider. Et annet viktig element er at kriseløsningsfondet kun skal brukes til å kompensere aksjonærer eller kreditorer dersom deres tap ved bail-in blir større enn tapene som ville vært tilfellet dersom banken ble likvidert eller stengt. Dette går på prinsippet om ”no creditor worse off” (Financial Stability Board, 2011). Kriseløsningsfondet kan kun i helt spesielle tilfeller bruke fondet til å absorbere tap eller rekapitalisere en bank (Council of the European Union, 2014). Det nye kriseløsningsregimet legger vekt på at bankenes usikrede kreditorer og aksjonærer skal ta sine deler av tapet. Bankenes aksjonærer og kreditorer må minst ha tatt et tap lik 8 prosent av bankens totale gjeld før kriseløsningsfondet kan brukes til å absorbere tap.

Det kan tenkes at etablering av nasjonale kriseløsningsfond vil redusere TBTF-subsidien. Siden TBTF-subsidien er basert på en forventning i markedet om at myndighetene vil støtte banker, vil forventningene kunne reduseres dersom banker i problemer først og fremst skal få støtte fra et fond de selv har betalt inn til. Offentlige utgifter vil da reduseres i krisetider. Samtidig skal aksjonærene og kreditorene ta tap før fondet kan brukes til rekapitalisering. Dette kan være med på å redusere TBTF-subsidien ved at kreditorene vil få større insentiver til å overvåke bankenes risikotaking, på grunn av økt trussel om at de vil bære tap dersom bankene får problemer. Større insentiver til å overvåke bankenes risikotaking, kan igjen føre til at store bankers finansieringskostnader i større grad vil reflektere deres risikotaking. Ved tilstedeværelse av en implisitt statsgaranti, er kreditorene villige til å yte lån til bankene til en lavere kostnad enn de ellers ville ha gjort.

Et annet viktig element i det nye kriseløsningsregimet, er at alle bankene skal utarbeide banktestamenter (Norges Bank, 2013). Banktestamenter kan deles inn i beredskapsplaner og avviklingsplaner (Søvik, 2011). Beredskapsplaner går ut på at bankene selv, under den eksisterende ledelsen og styret, må lage planer for hvordan de skal håndtere problemer med

finansiering, betaling eller situasjoner der de må ta store tap. Bankene må ha planer for hvordan de skal håndtere situasjoner der de har problemer isolert, og når store deler av det finansielle systemet har problemer. Avviklingsplaner er planer for hvordan banker kan avvikles, men ikke likvideres, når de har så store problemer at myndighetene må ta kontroll over banken. Hensikten med avviklingsplaner er at offentlige utgifter skal minimeres, og at det skal bli lettere å avvikle en bank uten å skape store forstyrrelser på hele det finansielle systemet. Det første går på at aksjonærene og kreditorene skal ta sine deler av tapene. Det andre går på hvordan bankens systemviktige funksjoner skal kunne videreføres dersom banken får problemer. En avviklingsplan må derfor identifisere bankens samfunnskritiske funksjoner, og i hvilke enheter av banken disse utføres.

Avvikling av samfunnskritiske funksjoner i krisetider, kan ofte føre til forstyrrelser på hele det finansielle systemet. Dette er hovedårsaken til at myndighetene ofte ikke lar enkelte banker gå konkurs i krisetider. Finansnæringen og bankene har tre kjernefunksjoner (Norges Bank, 2013). De skal være i stand til å formidle finansiering (ta imot innskudd og yte lån), utføre betalinger og omfordele risiko ved å ta imot innskudd og omfordele disse på mange individer slik at risikoen spres. Dersom kundene ikke har tilgang til sine innskudd i banken, kan betalingsproblemer raskt spre seg til store deler av det finansielle systemet (Søvik, 2011). Bare det at kundene tror at det er en mulighet for at de ikke vil få tilgang til sine innskudd, kan ha store konsekvenser (såkalte "bank runs"). En stor og dominerende bank i en enkelt sektor, kan gi store konsekvenser ved problemer med foretak sine kassakreditter. Det kan da bli vanskelig for et foretak å opprettholde sin virksomhet. Dette gjelder også lån til små og mellomstore bedrifter, og lån i interbankmarkedet.

Avviklingsplaner vil kunne bidra til mer forutsigbarhet i kriser, og dette i seg selv kan redusere sannsynligheten for og omfanget av fremtidige kriser. Som vist i denne oppgaven og flere andre studier, er omfanget av TBTF-subsidien størst i krisetider. Et annet formål med beredskapsplaner og avviklingsplaner er at offentlige utgifter i krisetider skal reduseres. Dette vil kunne bidra til en lavere TBTF-subsidie.

Det vil være en viss overlapp mellom avviklings- og beredskapsplaner. Bankene må ha en plan for hvordan de selv skal håndtere problemer før de eventuelt blir insolvente. Et tiltak som vil kunne være relevant i avviklingsplaner, er salg av deler av banken til andre private aktører. Et annet alternativ er at myndighetene etablerer en brobank som kan ta over bankens samfunnskritiske funksjoner (Financial Stability Board, 2011). En utfordring ved å overføre

en banks kritiske funksjoner i en krisesituasjon til en tredje part, kan være at det kun vil være andre store banker som har kapasitet til å ta over bankens eiendeler (Haldane, 2012). Dette var tilfellet under finanskrisen. JP Morgan tok over Bear Stearns og Bank of America tok over Merrill Lynch. Enda større banker og økt konsentrasjon i banksektoren kan øke risikoen for systemkriser i fremtiden.

En løsning på et slikt problem kan være å sørge for at bankenes aksjonærer og usikrede kreditorer skal ta sine deler av bankens tap (Haldane, 2012). Hensikten er at dette vil gi større markedsdisiplin i bankenes innlånsmarked og begrense statens utgifter (Financial Stability Board, 2011). Det er viktig at trusselen om at bankenes aksjonærer og usikrede kreditorer vil bære tap dersom banken går konkurs, er troverdig (Norges Bank, 2013). Bail-in er et element i det nye kriseløsningsregimet som kan sørge for dette.

Bail-in står i motsetning til bail-out, der det siste uttrykket brukes om at myndighetene redder kreditorer som ellers skulle tatt tap. Bail-in, som skal innføres i EU senest innen januar 2016 (Council of the European Union, 2014), gir myndighetene muligheten til å konvertere gjeldsfordringene på en bank til egenkapital (Norges Bank, 2013). Dette bidrar til at en bank i krise kan få ny egenkapital uten bruk av midler fra staten. Etter at egenkapital og eventuelle ansvarlige lån er nedskrevet til null, kan gjeldsfordringene skrives ned. Bankens usikrede kreditorer skal bære tap i henhold til en forhåndsdefinert rekkefølge. De sikrede kreditorene skal ikke bære tap. Etter et eventuelt tap av også de usikrede innskuddene, er det sikringsordningen som tar tapet. Innskudd som er garantert av innskuddssikringsordningen skal ikke kunne konverteres eller nedskrives. I euroområdet er innskudd under 100 000 euro beskyttet. Også enkelte andre typer krav er unntatt: (i) obligasjoner med særskilt sikkerhet som for eksempel obligasjoner med fortrinnsrett (OMF); (ii) forfalt, men ikke betalt lønn og pensjon (med unntak av bonuser); (iii) forfalt, men ikke betalt skatt og avgift; (iv) leverandørgjeld; (v) gjeld dannet ved betalingstransaksjoner med gjenstående løpetid mindre enn syv dager; og (vi) gjeld til andre institusjoner med opprinnelig løpetid mindre enn syv dager.

Det forventes at bail-in vil gjøre det dyrere for systemviktige banker å finansiere seg. Siden bail-in i prinsippet impliserer en overføring av risiko fra skattebetalerne til usikrede kreditorer, vil dette kunne redusere omfanget av en implisitt statsgaranti. Ettersom usikrede kreditorer vil måtte bære kostnadene av en konkurs, vil kreditorer som omfattes av bail-in kreve en høyere kompensasjon for å tilby finansiering til bankene (alt annet likt). Bankenes

finansieringskostnad vil dermed bedre reflektere deres underliggende risiko (Benoit Cœuré, 2013). Implementering av bail-in kan imidlertid skape insentiver for bankene til å endre balansesammensetningen. Siden bail-in omfatter usikrede forpliktelser, vil bankene kunne få insentiver til å utstede finansiering som tar sikkerhet i eiendeler. Dette er en billigere form for finansiering, og skifter risiko fra sikrede til usikrede kreditorer, som igjen fører til at usikrede kreditorer krever en høyere risikopremie (Juks, 2012). I utgangspunktet vil en lavere kostnad forbundet med økt sikret finansiering utlignes av en økning i risikopremien på usikret finansiering. Ulike friksjoner, som eksistensen av en implisitt statsgaranti og økt usikkerhet for usikrede kreditorer i krisetider, kan forstyrre prisingen av usikret gjeld (Bank for International Settlements, 2013). Usikkerheten for usikrede kreditorer vil være spesielt stor i tider med økonomisk uro, da sannsynligheten for bail-in øker.

I løpet av de siste årene har andelen sikret finansiering i bankene økt (Juks, 2012). Spesielt banker i Norden, Spania og Tyskland har en relativt høy andel sikret finansiering. Samtidig har veksten i slik finansiering økt betydelig i banker i land som har opplevd finansielle problemer (for eksempel Hellas, Irland, Portugal og Italia). Denne trenden trenger ikke nødvendigvis skyldes en tilpasning til nye kriseløsningsregimer. Etterspørselen etter finansiering med sikkerhet i eiendeler er generelt høy i krisetider. Trenden mot økt sikret finansiering vil imidlertid kunne påvirke hvor effektivt bail-in vil fungere (Bank for International Settlements, 2013). Dette kan være en forklaring på hvorfor myndighetene, i følge EUs nye kriseløsningsdirektiv, skal sette et minstekrav til hvor mye gjeld som skal være gjenstand for bail-in (Norges Bank, 2013). Dette vil kunne redusere omfanget av sikret finansiering på bankenes balanser, og kan derfor isolert sett trekke i retning av en lavere total finansieringskostnad for bankene (Benoit Cœuré, 2013).

En utfordring ved bail-in er at det kan være krevende i praksis å nedskrive gjeld eller å konvertere gjeld til egenkapital, samtidig som bankenes normale drift skal opprettholdes. Dette gjelder særlig i en krisesituasjon (Baltzersen, 2014). De nye reglene for krisehåndtering legger derfor stor vekt på at kapitaldekningen skal være så god at sannsynligheten for å måtte ty til bail-in er liten. En annen utfordring ved bail-in er at det kan ramme mange ikke-profesjonelle aktører som i perioder sitter med store bankinnskudd (Norges Bank, 2013). For å beskytte disse aktørene har det blitt innført innskyterpreferanse for alle eller enkelte typer innskudd i noen land. USA er et eksempel. Dersom banken blir gjenstand for bail-in, skal disse innskuddene prioriteres fremfor annen gjeld.

International Monetary Fund (2014) finner at annonseringen av bail-in reduserte CDS-spreader i euroområdet. Annonseringen av nye politiske reformer har ofte en større effekt i markedet enn selve gjennomføringen. Grunnen til dette er at markedet allerede har tatt hensyn til effektene av reformene før de faktisk implementeres. Hvor effektive nye reformer er, kan derfor undersøkes ved å se på markedets reaksjoner rundt datoene der nye politiske reformer foreslås. I utgangspunktet skulle man trodd at bail-in ville øke CDS-spreader fordi kreditorene vil ha mer å tape i fravær av en implisitt statsgaranti. På den andre siden vil CDS-spreaden både reflektere sannsynligheten for at banken går konkurs og for at den vil bli reddet. Annonseringen av nye kriseløsningsverktøy kan redusere sannsynligheten for at banker går konkurs, og følgelig redusere CDS-spreader.

I tillegg til at myndighetene skal sette et minstekrav til hvor mye gjeld som skal være gjenstand for bail-in, kan det kreves at systemviktige banker utsteder en viss mengde betinget konvertible obligasjoner (Contingent Convertible securities, CoCos) (Norges Bank, 2013). Foreløpig har slike obligasjoner blitt innført i Sveits. CoCos oppfører seg som gjeld i normale tider og konverteres til egenkapital i krisetider eller når bankene får problemer (McDonald, 2013) Konverteringen til egenkapital gjør at CoCos fungerer som en buffer mot mislighold i krisetider. Ulike forslag på hvordan CoCos skal utformes varierer med hensyn til hvor mange aksjer som skal konverteres, og terskelen for utløsning av konverteringen. McDonald (2013) beskriver en CoCos som automatisk konverteres til egenkapital når bankens egen aksjepris faller tilstrekkelig mye, i tillegg til at en bredere finansiell aksjeindeks faller under en triggerverdi. På denne måten reduseres gjeldsbyrden til en bank som har problemer når store deler av finansindustrien sliter. Samtidig tillater den at banken kan gå konkurs i normale tider ved fravær av konvertering så lenge aksjeindeksen ikke faller til et spesifikt nivå. En ulempe med denne typen utforming er at den ignorerer endringer i bankens kapitalstruktur etter utstedelsen av obligasjonen. Banken kan for eksempel tilbakebetale gjeld eller utstede ytterligere egenkapital etter utstedelse. Konvertering kan i dette tilfellet oppstå ved et tilstrekkelig fall i aksjeprisen på tross av en rapportert høy egenkapitalandel.

Et annet forslag på hvordan CoCos kan utformes, er beskrevet av Flannery (2009). I motsetning til McDonald (2013) sitt forslag, er hans forslag eksplisitt utformet for å adressere TBTF-problemet. Flannery (2009) beskriver et verdipapir som konverteres fra gjeld til egenkapital automatisk når utstederens egenkapitalandel faller under en gitt rate (Contingent Capital Certificates, CCC). Hensikten er at dette vil redusere sannsynligheten

for at institusjoner tappes for ren kjernekapital, og vil gi økt markedsdisiplin ved at investorene må overvåke bankenes risiko i større grad. På denne måten reduseres fremtidig støtte fra myndighetene til solvente banker, ved å sørge for at bankene alltid har tilstrekkelig egenkapital. Slike CoCos vil på denne måten kunne redusere TBTF-problemet.

7.4 Andre forslag til håndtering av TBTF-problemet som har blitt foreslått i litteraturen

En annen potensiell løsning på TBTF-problemet som har blitt foreslått i litteraturen, er innføring av en Pigouvian-skatt (Acharya, Anginer & Warburton, 2013; Acharya et al., 2010). TBTF-subsidien gjør at bankers finansieringskostnader ikke reflekterer deres faktiske risiko fordi kreditorene er villige til å yte lån til bankene til en lavere kostnad enn de ellers ville ha gjort. Dette gir insentiver til økt risikotaking. Når bankene maksimerer sin private nytte, velger de rasjonelt utfall som ikke er samfunnsøkonomisk optimale fordi de ikke tar hensyn til de negative eksternalitetene de påfører samfunnet. Pigouvian-skatten pålegges institusjoner som drar nytte av TBTF-subsidien, og er utformet for å kompensere for de negative eksternalitetene de påfører samfunnet (Varian, 2006, s. 638). Den er med andre ord utformet for å kompensere for underprisingen av risiko. Når bankene da maksimerer sin private nytte, vil utfallet være samfunnsøkonomisk optimalt fordi bankenes finansieringskostnader reflekterer deres faktiske risiko. Acharya, Anginer og Warburton (2013) argumenterer for at en slik Pigouvian-skatt vil være mer transparent enn omfattende tilsyn og regulering av myndighetene. Problemet med en Pigouvian-skatt er at man må vite hvor stor TBTF-subsidien er. Størrelsen på subsidien vil variere på tvers av banksektorer, og variere på tvers av banker innad i hver enkelt banksektor. I tillegg gir ulike metoder forskjellige estimater på størrelsen på subsidien, som blant annet vist i denne oppgaven.

Andre argumenterer for at TBTF-problemet kan reduseres ved begrensning av bankers størrelse og aktiviteter for å hindre at de blir TBTF (se for eksempel International Monetary Fund, 2014). Det at TBTF-subsidien gir investorene lavere insentiver til å overvåke bankenes risikotaking, kan gi store banker insentiver til å øke deres belåningsgrad og ta del i mer risikable aktiviteter. I tillegg kan banker ønske å vokse raskere enn det som rettferdiggjøres av stordrifts- og samdriftsfordeler, slik at de kan dra nytte av den implisitte finansieringsfordelen som systemviktige banker har. Begrensning av bankers størrelse og aktivitet kan redusere risikoen for smittevirkninger og kompleksitet, og følgelig redusere antall banker som klassifiseres som systemviktige.

International Monetary Fund (2014) har funnet at verdien av totale eiendeler i banksektoren som andel av BNP i Europa har vokst siden 2000. Samtidig har antall banker blitt redusert. Veksten i totale eiendeler har vært spesielt stor for banker som defineres som G-SIBs av FSB. Som en konsekvens av dette har konsentrasjonen i banksektoren økt. Summen av forvaltningskapitalen til de tre største bankene som andel av totale eiendeler i banksektoren, er minst 40 prosent i de mest fremtredende industri- og utviklingslandene. Andelen er høyere enn 60 prosent i for eksempel Frankrike og Spania. Høy konsentrasjon fører igjen til en høy grad av potensiell systemrisiko, og problemer i enkeltbanker kan følgelig føre til ustabilitet i hele det finansielle systemet. Dette skyldes at disse bankene er tett knyttet til andre banker, aktivitetene deres muligens ikke kan erstattes av andre institusjoner og problemene kan svekke tillitten i hele den finansielle systemet (Financial Stability Board, 2011).

Økt konsentrasjon i banksektoren trenger ikke å være en konsekvens av at store banker drar nytte av en implisitt statsgaranti, men kan komme av skalafordeler i banksektoren (Wheelock & Wilson, 2012). Store banker kan for eksempel tjene på diversifisering av investeringer på tvers av mange sektorer og geografiske regioner. Et annet eksempel er oppretting av informasjonsteknologisystemer som kan håndtere store mengder transaksjoner. Dette er typisk en fast kostnad som genererer stordriftsfordeler. Hughes og Mester (2013) finner i sin studie skalafordeler i banksektoren i USA, og argumenterer for at TBTF-subsidien ikke er eneste kilde til disse fordelene. Et av argumentene deres er at banker som ikke klassifiseres som TBTF også drar nytte av skalafordeler. Skalafordeler i banksektoren indikerer at begrensning av bankers størrelse ikke nødvendigvis vil eliminere insentivene banker har til å vokse i størrelse.

8. Konklusjon

Vi finner støtte for at store europeiske banker har dratt nytte av en finansieringsfordel i perioden 2008-2013 basert på to ulike metoder, der vi bruker bankenes CDS-spreader som et anslag på deres finansieringskostnader. Metode 1 estimerer TBTF-subsidien med en regresjonsmodell der både små og store banker inkluderes. Bankspesifikke og makroøkonomiske variabler kontrollerer for variasjon i bankenes CDS-spreader over tid. En binær størrelsesvariabel fanger opp finansieringsfordelen store banker drar nytte av. Metode 2 bruker de samme bankspesifikke og makroøkonomiske kontrollvariablene som metode 1 til å forklare små bankers CDS-spreader. De estimerte koeffisientene ekstrapoleres til store banker for å finne den CDS-spreaden de antas å ha i fravær av en implisitt statsgaranti. Differansen mellom observerte og predikerte CDS-spreader for store banker gir et estimat på TBTF-subsidien.

Begge metodene finner støtte for en implisitt statsgaranti i det europeiske bankmarkedet i perioden 2008-2013. Størrelsen på subsidien varierer imidlertid avhengig av hvilken metode vi bruker. Når store banker defineres som de som har en forvaltningskapital som andel av BNP på mer enn 15 prosent, gir metode 1 en gjennomsnittlig subsidie på 46 basispunkter og metode 2 en gjennomsnittlig subsidie på 84 basispunkter. Dette illustrerer et trekk som går igjen i den eksisterende litteraturen av studier som forsøker å kvantifisere verdien av en implisitt statsgaranti. I likhet med tidligere studier finner vi at subsidien er størst i krisetider. Den implisitte subsidien estimert med begge metodene viser at subsidien var størst i 2008 og at den lå på et relativt høyt nivå i 2011 og 2012.

Eksistensen av en implisitt statsgaranti forstyrrer markedsdisiplin. Investorenes insentiver til å overvåke og prise risikoen som blir tatt av potensielle TBTF-banker reduseres. Forventningene om støtte fra myndighetene kan gjøre at systemviktige bankers finansieringskostnader ikke reflekterer deres faktiske risiko. Kreditorne vil være villige til å yte lån til banken til en lavere kostnad enn de ellers ville gjort. Bankenes insentiver til økt risikotaking forsterkes, og sannsynligheten for kriser i fremtiden øker ytterligere. I tillegg impliserer en implisitt statsgaranti en uheldig tett sammenheng mellom bankenes gjeld og statlig gjeld. Subsidien kan føre til negative ringvirkninger fra bankgjeld til statlig gjeld, og motsatt fra statlig gjeld til bankgjeld.

Det nye kriseløsningsregimet i Europa kan føre til at omfanget av den implisitte statsgarantien reduseres i fremtiden. Hvert land skal etablere nasjonale kriseløsningsmyndigheter og kriseløsningsfond, og bankene skal utarbeide banktestamenter. I tillegg åpnes det for etablering av brobank, bail-in og konvertible obligasjoner. Økte kapitalkrav for banker skal redusere sannsynligheten for at man må bruke disse kriseløsningsverktøyene. Hensikten med de nye kriseløsningsverktøyene er å sørge for at kriser i finansinstitusjoner skal kunne løses på en ordnet måte uten bruk av offentlige midler. Aksjonærer og kreditorer skal ta sine deler av institusjonenes tap. I likhet med tidligere studier kan resultatene i denne studien tyde på at det eksisterer en implisitt statsgaranti. Størrelsen på estimatene av subsidien impliserer en betydelig ressursallokering fra myndighetene til TBTF-banker. Strengere kapitalkrav sammen med nye kriseløsningsverktøy vil gjøre banksystemet mer motstandsdyktig, og redusere sannsynligheten for og konsekvensen av finansielle kriser. Håndtering av kriserammede banker på en ordnet og troverdig måte uten bruk av offentlige midler, vil kunne dempe forventningene om at systemviktige banker vil bli reddet i fremtidige kriser.

9. Litteraturoversikt

- Acharya, V.V., Anginer, D., og Warburton, A.J. (desember 2013) *The End of Market Discipline? Investor Expectations of Implicit State Guarantees* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1961656> [Lest 11. januar 2014].
- Acharya, V., Pedersen, L., Philippon, T., og Matthew, R. (3.februar 2010) *A Tax on Systemic Risk* [Internett], NY Stern. Tilgjengelig fra: <<http://vlab.stern.nyu.edu/public/static/SR-tax-nber.pdf>> [Lest 7. mai 2014].
- Admati, A.R., DeMarzo, P.M., Hellwig, M.F., og Pfleiderer, P. (2011) *Fallacies, Irrelevant Facts, and Myths in the Discussion of Capital Regulation: Why Bank Equity is Not Expensive* [Internett], Stanford University. Tilgjengelig fra: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1669704> [Lest 28. mai 2014].
- Altman, E.I. (1968) Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy. *The Journal of Finance*, 23 (4) september, s. 589-609.
- Araten, M., og Turner, C. (11. mars 2012) *Understanding the Funding Cost Differences Between Globally Systemically Important Banks (G-SIBs) and non-G-SIBs in the United States* [Internett], JPMorganChase. Tilgjengelig fra: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2226939> [Lest 18. januar 2014].
- Baker, D., og McArthur, T. (2009) The Value of the “Too Big to Fail” Big Bank Subsidy. *Center for economic and policy research issue brief* [Internett], 09. Tilgjengelig fra: <<http://www.cepr.net/documents/publications/too-big-to-fail-2009-09.pdf>> [Lest 16. januar 2014].
- Balling, M., et al. (2013) *50 Years of Money and Finance: Lessons and Challenges* [Internett], Vienna, The European Money and Finance Forum. Tilgjengelig fra: <http://suerf.org/download/50ymf/SUERF_50th_Anniversary_Volume_50_years_of_Money_and_Finance.pdf> [Lest 27. januar 2014].
- Baltzersen, M. (2014) *Valutaseminaret 2014: Nye krav til bankene* [Internett], Finanstilsynet. Tilgjengelig fra: <http://www.finanstilsynet.no/Global/Venstremeny/Foredrag_vedlegg/2014/Valutase_minaret_2014_manus.pdf> [Lest 15. mars 2014].
- Bank for International Settlements (2013) Asset encumbrance, financial reform and the demand for collateral assets. *Committee on the Global Financial System Papers* [Internett], 49. Tilgjengelig fra: <http://www.true-sale-international.de/fileadmin/tsi_downloads/TSI_kompakt/Asset_Encumbrance.pdf> [Lest 15. april 2014].
- Basel Committee on Banking Supervision (2012) *A framework for dealing with domestic systemically important banks* [Internett], Basel Committee on Banking Supervision. Tilgjengelig fra: <<http://www.bis.org/publ/bcbs224.pdf>> [Lest 23. februar 2014].

-
- Basel Committee on Banking Supervision (2013) *Global systemically important banks: updated assessment methodology and the higher loss absorbency requirement* [Internett], Basel Committee on Banking Supervision. Tilgjengelig fra: <<http://www.bis.org/publ/bcbs255.pdf>> [Lest 19. februar 2014].
- Berk, J., og DeMarzo, P. (2011) *Corporate Finance*. 2. utg. Edinburgh, Pearson Education.
- Bijlsma, M., Lukkezen, J., og Marinova, K. (2014) *Measuring too-big-to-fail funding advantages from small banks' CDS spreads* [Internett], CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis. Tilgjengelig fra: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2414405> [Lest 21. februar 2014].
- Black, F., & Scholes, M. (1973) The Pricing of Options and Corporate Liabilities. *Journal of Political Economy*, 81 (3) mai, s. 637-654.
- Blanco, R., Brennan, S., og Marsh, I.W. (2005) An Empirical Analysis of the Dynamic Relation between Investment-Grade Bonds and Credit Default Swaps. *The Journal of Finance*, 60 (5) oktober, s. 2255-2281.
- Bloomberg (2011) *Sabadell Purchases CAM for 1 Euro as Spanish Banks Pay for Caja's Rescue* [Internett], Bloomberg. Tilgjengelig fra: <<http://www.bloomberg.com/news/2011-12-07/sabadell-to-buy-cam-for-one-euro-no-budget-impact-spain-says.html>> [Lest 10. juni 2014]. BA
- Bloomberg (2014) *Start putting knowledge into action* [Internett], Bloomberg. Tilgjengelig fra: <<http://www.bloomberg.com/professional>> [Lest 10. juni 2014].
- Boyd, J.H., og Graham, S.L. (1986) Risk, Regulation, and Bank Holding Company Expansion into Nonbanking. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* [Internett], 10 (2), s. 2-18. Tilgjengelig fra: <<http://www.minneapolisfed.org/research/qr/qr1021.pdf>> [Lest 23. mars 2014].
- Bureau Van Dijk (2010) *Amadeus: A database of comparable financial information for public and private companies across Europa* [Internett], Bureau Van Dijk. Tilgjengelig fra: <<http://www.bvdinfo.com/en-gb/about-bvd/brochure-library/brochures/amadeus-brochure>> [Lest 9. juni 2014].
- Chiaramonte, L., og Casu, B. (2013) The determinants of bank CDS spreads: evidence from the financial crisis. *The European Journal of Finance*, 19 (9), s. 861-887.
- Council of the European Union (6. mai 2014) *Council adopts rules on bank recovery and resolution* [Internett], Council of the European Union. Tilgjengelig fra: <<http://www.consilium.europa.eu/press/press-releases/latest-press-releases/newsroomrelated?bid=93&grp=24752&lang=en>> [Lest 6. juni 2014].
- Cœuré, B. (2013) *The implications of bail-in rules for bank activity and stability* [Internett], European Central Bank. Tilgjengelig fra: <<http://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2013/html/sp130930.en.html>> [Lest 09. mai 2014].
- Duffie, D. (1999) Credit Swap Valuation. *Financial Analysts Journal*, 55 januar, s. 73-87.

Duffie, D., og Liu, J. (2001) Floating-Fixed Credit Spreads. *Financial Analysts Journal*, 57 (3) mai-juni.

European Banking Authority (23. januar 2013) *Recommendation on the development of recovery plans* [Internett], European Banking Authority. Tilgjengelig fra: https://www.eba.europa.eu/documents/10180/105413/EBA_Recommendation-on-Recovery-Plans.pdf [Lest 21. februar 2014].

European Central Bank (14. august 2007) *Statement by Jean-Claude Trichet, President of the European Central Bank* [Internett], European Central Bank. Tilgjengelig fra: https://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2007/html/pr070814_1.en.html [Lest 9. juni 2014].

European Central Bank (7. mai 2009) *Monetary policy decisions* [Internett], European Central Bank. Tilgjengelig fra: <https://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2009/html/pr090507.en.html> > [Lest 9. juni 2014].

European Central Bank (2014) *Key dates of the financial crisis (since December 2005)* [Internett], European Central Bank. Tilgjengelig fra: <https://www.ecb.europa.eu/ecb/html/crisis.en.html> > [Lest 9. juni 2014].

European Commission (2009) *Public finances in EMU – 2009* [Internett], European Commission. Tilgjengelig fra: http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/publication15390_en.pdf > [Lest 21. mars 2014].

European Commission (2012) *Proposal for a directive of the european parliament and of the council. Establishing a framework for the recovery and resolution of credit institutions and investment firms* [Internett], European Commission. Tilgjengelig fra: [http://www.europarl.europa.eu/registre/docs_autres_institutions/commission_euop_enne/com/2012/0280/COM_COM\(2012\)0280_EN.pdf](http://www.europarl.europa.eu/registre/docs_autres_institutions/commission_euop_enne/com/2012/0280/COM_COM(2012)0280_EN.pdf) > [Lest 10. mars 2014].

European Commission (18. mai 2014) *About Eurostat* [Internett], European Commission. Tilgjengelig fra: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/about_eurostat/introduction > [Lest 9. juni 2014].

Financial Stability Board (20. oktober 2010) *Reducing the moral hazard posed by systemically important financial institutions* [Internett], Financial Stability Board. Tilgjengelig fra: http://www.financialstabilityboard.org/publications/r_101111a.pdf > [Lest 21. februar 2014].

Financial Stability Board (2011) *Key Attributes of Effective Resolution Regimes for Financial Institutions* [Internett], Financial Stability Board. Tilgjengelig fra: http://www.financialstabilityboard.org/publications/r_111104cc.pdf > [Lest 28. februar 2014].

-
- Financial Stability Board (2013) *2013 update of global systemically important banks (G-SIBs)* [Internett], Financial Stability Board. Tilgjengelig fra: <http://www.financialstabilityboard.org/publications/r_131111.pdf> [Lest 05. mars 2014].
- Finansdepartementet (12. mai 2014) *Forskrift og beslutning om systemviktige finansinstitusjoner* [Internett], Finansdepartementet. Tilgjengelig fra: <<http://www.regjeringen.no/nn/dep/fin/pressemeldingar/2014/Forskrift-og-beslutning-om-systemviktige-finansinstitusjoner.html?id=759115>> [Lest 08. juni 2014].
- Fischer, M., Hainz, C., Rocholl, J., og Steffen, S. (februar 2014) *Government Guarantees and Bank Risk Taking Incentives* [Internett], Chicago. Tilgjengelig fra: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1786923> [Lest 09. juni 2014].
- Fitch Ratings (2014) *Definitions of Ratings and Other Forms of Opinion* [Internett], Fitch Ratings. Tilgjengelig fra: <https://www.fitchratings.com/web_content/ratings/fitch_ratings_definitions_and_scales.pdf> [Lest 10. april 2014].
- Flannery, M.J. (6. oktober 2009) *Stabilizing Large Financial Institutions with Contingent Capital Certificates* [Internett], Florida. Tilgjengelig fra: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1485689> [Lest 28. mai 2014].
- German Savings Bank Association (2014) *Savings Bank Finance Group* [Internett], German Savings Bank Association. Tilgjengelig fra: <<http://www.dsgv.de/en/savings-banks-finance-group/organisation.html>> [Lest 10. juni 2014].
- Haldane, A.G. (mars 2010) *The \$100 billion question* [Internett], Hong Kong. Tilgjengelig fra: <[http://hb.betterregulation.com/external/Speech%20by%20Mr%20Andrew%20Haldane%20-%20The%20\\$100%20Billion%20Question.pdf](http://hb.betterregulation.com/external/Speech%20by%20Mr%20Andrew%20Haldane%20-%20The%20$100%20Billion%20Question.pdf)> [Lest 14. februar 2014].
- Haldane, A.G. (25. oktober 2012) *On being the right size* [Internett], Bank of England. Tilgjengelig fra: <<http://bankofengland.co.uk/publications/Documents/speeches/2012/speech615.pdf>> [Lest 14. februar 2014].
- Hellenic Financial Stability Fund (2014) *What we do* [Internett], Hellenic Financial Stability Fund. Tilgjengelig fra: <http://www.hfsf.gr/en/about_whatwedo.htm> [Lest 10. juni 2014].
- Hellenic Financial Stability Fund (28. mai 2012) *Press release 28 mai 2012* [Internett], Hellenic Financial Stability Fund. Tilgjengelig fra: <http://www.hfsf.gr/files/press_release_20120528_en.pdf> [Lest 10. juni 2014].
- Hesse, H., og Cihák, M. (2007) *Cooperative Banks and Financial Stability. IMF Working Paper* [Internett], 07 (2). Tilgjengelig fra: <<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2007/wp0702.pdf>> [Lest 17. mars 2014].

-
- Honohan, P. (7. september 2012) *Recapitalisation of failed banks – some lessons from the Irish experience* [Internett], Bank for International Settlements. Tilgjengelig fra: <<http://www.bis.org/review/r120907j.pdf?frames=0>> [Lest 9. juni 2014].
- Houses of the Oireachtas (2013) *Irish Bank Resolution Corporation Bill 2013* [Internett], Houses of the Oireachtas. Tilgjengelig fra: <<http://www.oireachtas.ie/documents/bills28/bills/2013/913/b913d.pdf>> [Lest 10. juni 2014].
- Houston, J.F., Lin, C., Lin, P., og Ma, Y. (2010) Creditor rights, information sharing, and bank risk taking. *Journal of Financial Economics*, 96 (3) juni, s. 485-512.
- Houweling, P., og Vorst, T. (2005) Pricing default swaps: Empirical evidence. *Journal of International Money and Finance*, 24 (8) desember, s. 1200-1225.
- Hughes, J.P., og Mester, L.J. (2013) Who said large banks don't experience scale economies? Evidence from a risk-return-driven cost function. *Journal of Financial Intermediation*, 22 (4) oktober, s. 559-585.
- Hull, J. (2012) *Options, Futures, and Other Derivatives*. 8. utg. Edinburgh, Pearson Education.
- Hull, J., Predescu, M., og White, A. (2004) The relationship between credit default swap spreads, bond yields, and credit rating announcements. *Journal of Banking & Finance*, 28 (11) november, s. 2789-2811.
- International Monetary Fund (april 2014) *How big is the implicit subsidy for banks considered too important to fail?* [Internett], International Monetary Fund. Tilgjengelig fra: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/gfsr/2014/01/pdf/c3.pdf>> [Lest 29. april 2014].
- Jacewitz, S., og Pogach, J. (21. februar 2014) *Deposit Rate Advantages at the Largest Banks* [Internett], Federal Deposit Insurance Corporation. Tilgjengelig fra: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2018474> [Lest 27. april 2014].
- Juks, R. (2012) *Asset encumbrance and its relevance for financial stability* [Internett], Riksbank. Tilgjengelig fra: <http://www.riksbank.se/Documents/Rapporter/POV/2012/rap_pov_artikel_4_121017_eng.pdf> [Lest 29. mai 2014].
- Kroszner, R.S. (2013) *A Review of Bank Funding Cost Differentials* [Internett], Chicago, Booth School of Business University of Chicago. Tilgjengelig fra: <http://www.stern.nyu.edu/cons/groups/content/documents/webasset/con_044532.pdf> [Lest 10. januar 2014].
- Laeven, L., og Levine, R. (2009) Bank governance, regulation and risk taking. *Journal of Financial Economics*, 93 (2), s. 259-275.
- Lepetit, L., og Strobel, F. (2013) Bank insolvency risk and time-varying Z-score measures. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 25, s. 73-87.

-
- Li, Z., Qu, S., og Zhang, J. (januar 2011) *Quantifying the Value of Implicit Government Guarantees for Large Financial Institutions* [Internett], Moody's Analytics Quantitative Research Group. Tilgjengelig fra: <<http://www.moodyanalytics.com/~media/Insight/Quantitative-Research/Credit-Valuation/2011/2011-14-01-Quantifying-the-Value-of-Implicit-Government-Guarantees-for-Large-Financial-Institutions-20110114.ashx>> [Lest 12. mars 2014].
- McDonald, R.L. (2013) Contingent Capital with a Dual Price Trigger. *Journal of Financial Stability*, 9 (2) juni, s. 230-241.
- Mishkin, F.S., Matthews, K., og Giuliadori, M. (2013) *The economics of money, banking, & financial markets*. 1. utg. Edinburgh, Pearson Education Limited.
- Modigliani, F., og Miller, M.H. (1958) The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *The American Economic Review*, 48 (3) juni, s. 261-297.
- Norges Bank (2013) Finansiell stabilitet 2013. *Norges Banks rapportserie* [Internett], 5, s.1-54. Tilgjengelig fra: <http://www.norges-bank.no/pages/98610/finansiell_stabilitet_rapport_2013.pdf> [Lest 10. januar 2014].
- Noss, J., og Sowerbutts, R. (2012) The implicit subsidy of banks. *Financial Stability Papers* [Internett], 15 mai. Tilgjengelig fra: <http://www.bankofengland.co.uk/research/Documents/fspapers/fs_paper15.pdf> [Lest 05. mars 2014].
- OECD iLibrary (2014) *Home/Statistics* [Internett], OECD iLibrary. Tilgjengelig fra: <<http://www.oecd-ilibrary.org/statistics>> [Lest 10. juni 2014].
- Ötker-Robe, Í., og Podpiera, J. (juni 2010) *The Fundamental Determinants of Credit Default Risk for European Large Complex Financial Institutions* [Internett], International Monetary Fund. Tilgjengelig fra: <<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2010/wp10153.pdf>> [Lest 15. februar 2014].
- Oxera (mars 2011) *Assessing state support to the UK banking sector* [Internett], Oxera. Tilgjengelig fra: <<http://www.oxera.com/Oxera/media/Oxera/downloads/reports/Assessing-state-support-to-the-UK-banking-sector.pdf?ext=.pdf>> [Lest 15. februar 2014].
- Rime, B. (9.mai 2005) *Do "too big to fail" expectations boost large banks issuer ratings?* [Internett], Swiss National Bank. Tilgjengelig fra: <<http://www.bis.org/bcbs/events/rtf05Rime.pdf>> [Lest 14. januar 2014].
- Roy, A.D. (1952) Safety First and the Holding of Assets. *Journal of the Econometric Society*, 20 (3) juli, s. 431-449.
- Schanz, J., et al. (2012) *The long-term economic impact of higher capital levels* [Internett], Bank of England. Tilgjengelig fra: <<http://www.bis.org/publ/bppdf/bispap60j.pdf>> [Lest 29. mai 2014].

-
- Schich, S., og Lindh, S. (2012) Implicit Guarantees for Bank Debt: Where Do We Stand? *OECD Journal: Financial Market Trends* [Internett], 2012 (1). Tilgjengelig fra: <<http://www.oecd.org/finance/financial-markets/Implicit-Guarantees-for-bank-debt.pdf>> [Lest 13. mai 2014].
- Sironi, A. (2003) Testing for Market Discipline in the European Banking Industry: Evidence from Subordinated Debt Issues. *Journal of Money, Credit and Banking*, 35 (3) juni, s. 443-472.
- Stoxx (03. mai 2014) *Stoxx® Europe 600 Banks* [Internett], Stoxx. Tilgjengelig fra: <http://www.stoxx.com/indices/index_information.html?symbol=SX7P> [Lest 03. mai 2014].
- Strobel, F. (18. april 2014) *Bank Insolvency Risk and Z-score Measures: A Refinement* [Internett], Birmingham, University of Birmingham. Tilgjengelig fra: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1753735> [Lest 08. juni 2014].
- Strongin, S., et al. (2013) Measuring the TBTF effect on bond pricing. *Global Markets Institute* [Internett]. Tilgjengelig fra: <<http://www.goldmansachs.com/our-thinking/public-policy/regulatory-reform/measuring-tbtf-doc.pdf>> [Lest 20. februar 2014].
- Søvik, Y. (2011) Banktestamenter – krav om avviklingsplaner for banker. *Norges Bank Penge og Kreditt* [Internett], 39 (3), s. 4-10. Tilgjengelig fra: <<http://www.norges-bank.no/pages/87614/Banktestamenter.pdf>> [Lest 13. mars 2014].
- The World Bank (2014a) *World Development Indicators* [Internett], The World Bank. Tilgjengelig fra: <<http://data.worldbank.org/data-catalog/world-development-indicators>> [Lest 10. juni 2014].
- The World Bank (2014b) *Key Terms Explained* [Internett], The World Bank. Tilgjengelig fra: <<http://econ.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/EXTDEC/EXTGLOBALFINRE/PORT/0,,contentMDK:23489374~pagePK:64168182~piPK:64168060~theSitePK:8816097,00.html>> [Lest 11. juni 2014].
- Thomson Reuters Datastream (2010) *Credit Default Swaps* [Internett], Thomson Reuters Datastream. Tilgjengelig fra: <<http://extranet.datastream.com/data/CDS/Index.htm>> [Lest 29. februar 2014].
- Thomson Reuters Datastream (2012) *Thomson Reuters Datastream Professional* [Internett], Thomson Reuters Datastream. Tilgjengelig fra: <http://share.thomsonreuters.com/general/dm_marketing/pdfs/DSP_Brochure.pdf> [Lest 11. juni 2014].
- Toader, O. (februar 2014) *Quantifying and Explaining Implicit Public Guarantees for European Banks* [Internett], Orléans. Tilgjengelig fra: <<http://www.sciencespo-aix.fr/media/toader.pdf>> [Lest 17. april 2014].
- Tsesmelidakis, Z., og Merton, R.C. (1. september 2012) *The Value of Implicit Guarantees* [Internett]. Tilgjengelig fra: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2231317> [Lest 10. april 2014].

-
- Ueda, K., og Weder di Mauro, B. (2012) *Quantifying Structural Subsidy Values for Systemically Important Financial Institutions* [Internett], Research Department International Monetary Fund. Tilgjengelig fra: <<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2012/wp12128.pdf>> [Lest 09. februar 2014].
- UK Financial Investments Ltd (2014) *Market Investments* [Internett], UK Financial Investments Ltd. Tilgjengelig fra: <<http://www.ukfi.co.uk/about-us/market-investments/>> [Lest 10. juni 2014].
- Ulltveit-Moe, K.H., Vale, B., Grindaker, M.H., og Skancke, E. (2013) Competitiveness and regulation of Norwegian banks. *Staff Memo* [Internett], 18. Tilgjengelig fra: <http://www.norges-bank.no/pages/98578/Staff_memo_2013_18.pdf> [Lest 14. mars 2014].
- Vale, B. (2011) Effects of higher equity ratio on a bank's total funding costs and lending. *Staff Memo* [Internett], 10. Tilgjengelig fra: <<http://www.norges-bank.no/no/om/publisert/publikasjoner/staff-memo/2011/10/>> [Lest 18. februar 2014].
- Varian, H.R. (2006) *Intermediate Micro Economics*. 7. utg. USA, W. W. Norton & Company.
- Wheelock, D.C., og Wilson, P.W. (2012) Do Large Banks have Lower Costs? New Estimates of Returns to Scale for U.S. Banks. *Journal of Money, Credit and Banking*, 44 (1) februar, s. 171-199.
- Wooldridge, J.M. (2013) *Introductory Econometrics A Modern Approach*. 5. utg. Canada, South-Western Cengage Learning.
- Yeyati, E.L., og Micco, A. (2007) Concentration and foreign penetration in Latin American banking sectors: Impact on competition and risk. *Journal of Banking & Finance*, 31, s. 1633-1647.
- Zhang, B.Y., Zhou, H., og Zhu, Haibin. (2005) Explaining Credit Default Swap Spreads with Equity Volatility and Jump Risks of Individual Firms. *Bank for International Settlements Working Papers*, 181. Tilgjengelig fra: <<http://www.bis.org/publ/work181.pdf>> [Lest 03. mars 2014].
- Zhu, H. (2005) An Empirical Comparison of Credit Spreads between the Bond Market and the Credit Default Swap Market. *Journal of Financial Services Research*, 29 (3) juni, s. 211-235.

Appendiks A: Bankkarakteristika

Tabell A.1 Oversikt over banker og land i utvalget

Land	Bank
Belgia	KBC Group
	Belfius Banque (Dexia)
Danmark	Danske Bank
Frankrike	Banque Fédérative du Crédit Mutuel (BFCM)
	BNP Paribas
	Crédit Agricole
	LCL
	Natixis
	Société Générale
Hellas	Alpha Bank
	Eurobank Ergasias
	National Bank of Greece
Irland	Allied Irish Banks
	Bank of Ireland
	Irish Bank Resolution Corporation Limited
Italia	Banca Italease
	Banca Monte dei Paschi di Siena (MPS)
	Banca Popolare di Milano Scarl
	Banco Popolare Societa Cooperativa
	Intesa Sanpaolo
	Mediobanca
	UniCredit
Unione di Banche Italiane (UDBI)	
Nederland	ABN AMRO
	AEGON
	ING Bank
	NIBC Bank
	Rabobank (Coöperatieve Centrale Raiffeisen-Boerenleenbank)
SNS Bank	
Norge	DNB
Portugal	Banco Comercial Portugues
	Banco Espírito Santo
Spania	Banco Bilbao Vizcaya Argentaria (BBVA)
	Banco de Sabadell
	Banco Popular Espanol
	Banco Santander
	Bankinter
	Caja de Ahorros del Mediterraneo (CAM)
	Caja de Ahorros y Pensiones de Barcelona (La Caixa)
Storbritannia	Barclays Bank
	HSBC Bank

	Lloyds Banking Group Nationwide Building Society Royal Bank of Scotland (RBS) Skipton Building Society Standard Chartered Bank Yorkshire Building Society
Sveits	Credit Suisse UBS
Sverige	Handelsbanken Nordea Bank Skandinaviska Enskilda Banken (SEB) Swedbank
Tyskland	Bayerische Landesbank Bremer Landesbank Kreditanstalt Oldenburg-Girozentrale Commerzbank Deutsche Bank DZ Bank HSH Nordbank IKB Deutsche Industriebank Landesbank Baden-Wuerttemberg Landesbank Berlin Landesbank Hessen-Thuringen Girozentrale-Helaba Norddeutsche Landesbank Girozentrale Nord
Østerrike	BAWAG Erste Raiffeisen Bank International

Tabell A.2 Banker kategorisert etter G-SIBs, store banker og små

Kategori	Bank	Forvaltningskapital (mill EUR)	Forvaltningskapital/BNP (%)	CDS (bps)
G-SIB	BBVA	573 341	54	210
	Banco Santander	1 166 598	111	206
	Barclays Bank	1 774 981	98	140
	BNP Paribas	1 968 502	99	122
	Crédit Agricole	1 797 617	90	154
	Credit Suisse	772 812	178	114
	Deutsche Bank	1 894 874	74	117
	HSBC Bank	945 690	52	92
	ING Bank	905 340	152	127
	Natixis	501 194	25	187
	Nordea Bank	593 656	162	92
	Royal Bank of Scotland (RBS)	1 790 903	99	187
	Société Générale	1 157 050	58	158
	Standard Chartered Bank	403 939	22	122
	UBS	1 055 786	240	129
	UniCredit	932 072	59	226
Store	ABN AMRO	385 294	65	126
	Allied Irish Banks	146 981	88	587
	Alpha Bank	65 603	31	961
	Banco Comercial Portugues	92 294	54	513
	Banco Espírito Santo	80 818	47	450
	Bank of Ireland	168 452	101	545
	Belfius Banque (Dexia)	241 858	66	237
	Commerzbank	679 748	26	144
	Danske Bank	446 993	186	137
	DNB	251 101	74	95
	DZ Bank	397 514	15	112
	Erste	205 320	69	181
	Eurobank Ergasias	79 391	37	981
	Handelsbanken	245 794	67	81
	Intesa Sanpaolo	642 692	41	200
	Irish Bank Resolution	74 000	44	955
	KBC Group	297 915	82	198
	La Caixa	301 427	29	231
	Lloyds Banking Group	1 005 371	56	172
	National Bank of Greece	109 785	51	1096
	Rabobank	670 033	112	90
	Raiffeisen Bank International	116 893	40	186
	Skandinaviska Enskilda Banken (SEB)	254 511	69	123
Swedbank	193 201	53	146	
Små	AEGON Bank	6 825	1,1	203
	Banca Italease	13 489	0,1	351
	Banca Monte dei Paschi di Siena (MPS)	223 350	14	302
	Banca Popolare di Milano	49 404	3,1	274

Banco de Sabadell	113 886	11	371
Banco Popular Espanol	134 180	13	385
Banco Popolare Societa Cooperativa	130 678	8,3	326
Bankinter	55 753	5,3	341
BFCM	170 941	8,6	144
BAWAG	40 016	14	208
Bayerische Landesbank	321 216	13	127
Bremer Landesbank	34 268	1,3	265
CAM	54 725	5,1	485
HSH Nordbank	152 970	5,9	214
IKB Deutsche Industriebank	37 859	1,5	463
Landesbank Baden-Wuerttemberg	372 748	14	130
Landesbank Berlin	132 577	3,4	124
Landesbank Helaba	177 067	6,9	127
Le Crédit Lyonnais (LCL)	111 173	5,6	156
Mediobanca	73 476	4,7	192
Nationwide Building Society	225 762	13	150
NIBC Bank	27 270	4,6	514
Norddeutsche Landesbank	227 710	8,8	132
Skipton Building Society	16 380	0,1	220
SNS Bank	78 802	13	285
Unione di Banche Italiane (UDBI)	126 752	8,1	220
Yorkshire Building Society	34 004	1,9	184

* Alle tallene i tabellen er gjennomsnittlige for perioden 2008-2013.

* Store banker er definert som de som har en forvaltningskapital som andel av BNP på mer enn 15 prosent.

Appendiks B: Resultater metode 1

Tabell B.1 Regresjonsresultater – utvikling over tid (OLS)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Egenkapitalandel	-12.54 (9.089)	-8.342 (5.732)	-2.932 (7.203)	-28.69*** (10.50)	-13.18** (6.392)	-9.845** (4.007)
Z-score (log)	-34.65* (18.96)	-1.612 (11.85)	2.016 (11.12)	-44.07** (18.96)	-15.35** (6.972)	-35.66*** (10.87)
ROA	32.38 (29.28)	14.62 (20.52)	-28.70 (25.20)	37.65 (35.24)	-65.30** (29.12)	-28.67** (13.81)
Netto rentemargin	-42.28 (25.72)	-14.97 (15.47)	-32.05 (23.92)	-33.54 (40.90)	43.02* (21.56)	11.69 (13.15)
Likviditetsrate	-1.958** (0.796)	-0.413 (0.373)	-0.930*** (0.320)	-1.095* (0.645)	-0.704** (0.316)	-0.826*** (0.211)
Kvalitetsrate	142.1*** (13.16)	32.56*** (11.10)	20.23 (22.31)	91.47*** (29.37)	-3.768 (27.60)	-14.57 (12.48)
Helning yield-kurve	38.59 (46.52)	15.26 (27.94)	-64.16** (24.79)	135.3*** (20.42)	10.26 (9.795)	13.90 (11.72)
Statlig CDS-spread	0.610 (0.478)	0.587 (0.400)	1.501*** (0.217)	-0.0151 (0.0605)	0.554*** (0.206)	0.388* (0.215)
TBTF	-61.70** (29.59)	-43.16** (18.24)	-27.03 (20.90)	-25.16 (37.43)	-45.07** (19.57)	-47.00*** (15.98)
Konstant	373.2*** (99.19)	121.1* (63.78)	307.5*** (62.04)	350.5*** (85.98)	271.9*** (37.37)	340.5*** (47.88)
R²	0.766	0.474	0.919	0.926	0.869	0.855
Observasjoner	58	63	64	61	57	53

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabell B.2 Regresjonsresultater - risikosensitivitet og statlig kapasitet

	(1) Z-score	(2) Egenkapitalandel	(3) Statlig kapasitet
ROA	5.611 (20.45)	5.959 (21.87)	6.044 (20.60)
Netto rentemargin	-14.17 (37.06)	-21.97 (39.59)	-13.01 (37.93)
Likviditetsrate	-1.254*** (0.409)	-1.376*** (0.444)	-1.212*** (0.413)
Kvalitetsrate	65.47*** (19.05)	62.43*** (18.31)	62.43*** (18.92)
Helning yield-kurve	26.52*** (5.781)	23.15*** (6.975)	26.10*** (5.911)
Statlig CDS-spread	0.247*** (0.0670)	0.266*** (0.0695)	0.245*** (0.0687)
Aksjeindeks (log)	-416.9*** (40.61)	-411.3*** (40.39)	-410.7*** (38.62)
TBTF	-53.41* (27.43)	-50.65 (30.67)	-22.62 (27.90)
Z-score (log)	-10.84 (13.66)	-7.278 (10.45)	-5.652 (10.03)
Z-score (log)*TBTF	8.798 (16.50)		
Egenkapitalandel	-30.50** (12.10)	-39.62*** (11.85)	-32.81** (12.41)
Egenkapitalandel*TBTF		27.06* (15.83)	
Statsgjeld			25.27 (20.45)
Statsgjeld*TBTF			-53.45** (26.11)
Konstant	2532.7*** (228.5)	2560.2*** (232.7)	2487.9*** (217.8)
R^2	0.744	0.748	0.746
Observasjoner	356	356	356

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabell B.3 Oversikt over ulike ratingkategorier med tilhørende numerisk verdi

LIDR		Viability		Individual	
AAA	1	aaa	1	A	1
AA+	2	aa+	2	A/B	2
AA	3	aa	3	B	3
AA-	4	aa-	4	B/C	4
A+	5	a+	5	C	5
A	6	a	6	C/D	6
A-	7	a-	7	D	7
BBB+	8	bbb+	8	D/E	8
BBB	9	bbb	9	E	9
BBB-	10	bbb-	10	F	10
BB+	11	bb+	11		
BB	12	bb	12		
BB-	13	bb-	13		
B+	14	b+	14		
B	15	b	15		
B-	16	b-	16		
CCC	17	ccc	17		
CC	18	cc	18		
C	19	c	19		
RD	20	f	20		
D	21				

Tabell B.4 Regresjonsresultater - Fitch Ratings som uavhengige variabler

	(1)	(2)	(3)	(4)
	LIDR 2008-2011	Individual 2008-2011	LIDR 2011-2013	Viability 2011-2013
Egenkapitalandel	-48.15** (19.87)	-61.31* (33.23)	-11.67 (24.98)	-31.98 (22.28)
Z-score (log)	-29.68 (22.84)	-32.16 (26.56)	-11.43 (16.84)	-5.291 (17.75)
ROA	39.06 (28.58)	39.99 (28.57)	29.96 (27.65)	65.58*** (20.00)
Netto rentemargin	-60.94 (50.46)	-53.78 (56.74)	34.03 (64.72)	104.7*** (37.50)
Likviditetsrate	-1.573* (0.841)	-2.033 (1.295)	0.0243 (0.425)	0.248 (0.318)
Kvalitetsrate	79.44*** (19.98)	74.20*** (13.81)	32.57 (20.62)	29.20* (16.39)
Helning yield-kurve	30.01** (12.12)	38.91** (15.91)	10.98 (15.01)	0.265 (14.19)
Statlig CDS-spread	0.176*** (0.0476)	0.180*** (0.0583)	1.240*** (0.197)	1.399*** (0.136)
Aksjeindeks (log)	-451.0*** (47.28)	-479.1*** (54.23)	-100.9 (64.33)	-103.2* (55.81)
LIDR-rating	44.90* (26.51)		0.154 (13.71)	
Individual-rating		15.45 (11.58)		
Viability-rating				17.64*** (4.304)
Konstant	2671.7*** (370.6)	3046.7*** (352.2)	576.3* (336.0)	423.8* (237.8)
R²	0.823	0.809	0.862	0.912
Observasjoner	223	212	158	131

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Appendiks C: Robusthetstester

Tabell C.1 Regresjonsresultater metode 1 - fixed effects, random effects og pooled OLS

	(1) Fixed effects	(2) Random effects	(3) Pooled OLS
Egenkapitalandel	-31.51** (12.90)	-18.35*** (6.469)	-15.47*** (5.709)
Z-score (log)	-6.109 (10.18)	-21.24*** (5.982)	-26.38*** (6.051)
ROA	5.595 (20.13)	17.33 (19.88)	27.04 (20.50)
Netto rentemargin	-13.49 (37.18)	-0.0268 (21.90)	-10.93 (21.26)
Likviditetsrate	-1.239*** (0.399)	-1.279*** (0.300)	-1.241*** (0.314)
Kvalitetsrate	64.31*** (18.88)	80.30*** (21.02)	84.28*** (21.87)
Helning yield-kurve	26.87*** (5.881)	26.01*** (6.209)	27.47*** (6.692)
Statlig CDS-spread	0.243*** (0.0662)	0.273*** (0.0673)	0.291*** (0.0658)
Aksjeindeks (log)	-417.4*** (40.63)	-418.0*** (44.32)	-408.9*** (45.61)
TBTF	-50.43* (26.44)	-43.16*** (15.45)	-43.93*** (15.13)
Konstant	2528.6*** (227.0)	2471.1*** (241.4)	2426.3*** (248.6)
R^2	0.743	0.737	0.765
Observasjoner	356	356	356

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabell C.2 Regresjonsresultater metode 2 - fixed effects, random effects og pooled OLS

	(1) Fixed effects	(2) Random effects	(3) Pooled OLS
Egenkapitalandel	-43.45 ^{***} (9.718)	-23.43 ^{***} (6.697)	-21.15 ^{***} (6.889)
Z-score (log)	7.512 (10.49)	-10.51 (9.038)	-14.45 (10.79)
ROA	-6.147 (19.98)	-8.078 (13.70)	0.739 (14.42)
Netto rentemargin	-55.62 (37.89)	-39.78 [*] (21.90)	-46.72 ^{**} (21.78)
Likviditetsrate	-0.545 (0.669)	-1.377 ^{***} (0.498)	-1.484 ^{***} (0.454)
Kvalitetsrate	48.39 ^{***} (10.57)	72.11 ^{***} (11.51)	80.31 ^{***} (12.30)
Helning yield-kurve	-8.021 (8.292)	-12.78 (8.950)	-14.66 [*] (8.456)
Statlig CDS-spread	1.071 ^{***} (0.180)	1.160 ^{***} (0.138)	1.170 ^{***} (0.139)
Aksjeindeks (log)	-213.4 ^{***} (57.76)	-190.9 ^{***} (60.93)	-182.8 ^{**} (66.69)
Konstant	1524.2 ^{***} (354.2)	1340.6 ^{***} (332.0)	1305.0 ^{***} (361.3)
R^2	0.753	0.731	0.707
Observasjoner	128	128	128

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabell C.3 Regresjonsresultater metode 1 - ulike seleksjonskriterier

	(1) 7%	(2) 10%	(3) 15%	(4) 20%
Egenkapitalandel	-31.88** (12.82)	-32.21** (12.71)	-31.51** (12.90)	-31.80** (13.00)
Z-score (log)	-6.626 (10.32)	-7.178 (10.40)	-6.109 (10.18)	-6.142 (10.29)
ROA	6.804 (20.32)	6.841 (20.33)	5.595 (20.13)	6.701 (20.50)
Netto rentemargin	-11.35 (37.01)	-13.89 (37.45)	-13.49 (37.18)	-12.08 (37.06)
Likviditetsrate	-1.223*** (0.393)	-1.131*** (0.380)	-1.239*** (0.399)	-1.159*** (0.383)
Kvalitetsrate	64.25*** (19.07)	63.17*** (19.12)	64.31*** (18.88)	63.22*** (19.17)
Helning yield-kurve	26.79*** (5.922)	27.47*** (5.915)	26.87*** (5.881)	27.05*** (5.910)
Statlig CDS-spread	0.244*** (0.0663)	0.242*** (0.0664)	0.243*** (0.0662)	0.243*** (0.0664)
Aksjeindeks (log)	-419.8*** (40.89)	-422.1*** (41.07)	-417.4*** (40.63)	-421.2*** (41.03)
TBTF (7%)	-38.28* (20.71)			
TBTF (10%)		-56.82* (32.56)		
TBTF (15%)			-50.43* (26.44)	
TBTF (20%)				-18.98 (19.51)
Konstant	2540.4*** (221.3)	2565.2*** (235.6)	2528.6*** (227.0)	2524.6*** (226.7)
R²	0.742	0.743	0.743	0.742
Observasjoner	356	356	356	356

Standardfeil i parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabell C.4 Regresjonsresultater metode 1 – ROA og netto rentemargin erstattes med effektivitetsrate

	(1) Kostnadseffektivitet
Egenkapitalandel	-32.60** (12.80)
Z-score (log)	-13.71 (10.72)
Kostnadseffektivitet	0.0458 (0.0761)
Likviditetsrate	-1.181*** (0.378)
Kvalitetsrate	28.65*** (5.514)
Helning yield-kurve	34.13*** (6.080)
Statlig CDS-spread	0.221*** (0.0629)
Aksjeindeks (log)	-408.5*** (38.32)
TBTF	-43.73* (24.92)
Konstant	2498.8*** (205.7)
R^2	0.750
Observasjoner	353

Standardfeil in parentes

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$