



Risikotakingskanalen i pengepolitikens transmisjonsmekanisme

En empirisk studie av norske sparebanker

Ingvild Alise Fjelle og Benedicte Sveen Tvedt

Veileder: Professor Jan Tore Klovland

Masterutredning i Finansiell Økonomi og Economics

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 inntar for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

Den globale finanskrisen i 2008 har ført til at sammenhengen mellom pengepolitikk og risikoppfatninger og -toleranse er blitt tillagt økende oppmerksomhet i den empiriske og teoretiske litteraturen. Empiriske studier har funnet en signifikant sammenheng mellom lave renter og bankers risikotaking (Jiménez et al., 2008, Dell'Ariccia et al., 2017, Ioannidou et al., 2009, Karapetyan, 2016, Altunbas et al., 2010). Den empiriske studien i denne utredningen følger i stor grad metoden anvendt i Altunbas et al. (2010).

I denne utredningen utføres en paneldatanalyse for å undersøke hvorvidt det eksisterer bevis for en sammenheng mellom Norges Banks pengepolitikk og norske sparebankers risikotaking. Formålet med utredningen er å undersøke hvilke effekter pengepolitikken har på bankers risikotaking, og derigjennom på finansiell stabilitet. Finansinstitusjoner som søker å oppnå høyere avkastning ved å ta inn mer usikre aktiva i porteføljen kan bidra til at det finansielle systemet blir mer sensitivt og sårbart overfor sjokk som treffer økonomien. Dermed kan økt risikotaking i banker føre til økt systemrisiko som er skadelig for den finansielle stabiliteten.

Problemstillingen er: *Eksisterer det bevis for en sammenheng mellom Norges Banks utøvelse av pengepolitikken og norske sparebankers risikotaking?*

Problemstillingen søkes besvart ved å analysere risikotakingen i 18 norske sparebanker i perioden første kvartal 2005 til tredje kvartal 2016. Den viktigste kontrollvariabelen for å identifisere en risikotakingskanal er gitt ved avviket mellom styringsrenten og renten gitt av en standard taylor-regel. Resultatene indikerer at dersom styringsrenten er lavere enn renten gitt av taylor-regelen, vil bankene øke deres risikotaking. Videre er det vist at en reduksjon i styringsrenten fører til en reduksjon i bankrisiko, ettersom den overordnede kvaliteten i eksisterende utlånsporteføljer øker dersom rentene senkes. Dette impliserer at utøvelsen av pengepolitikken påvirker bankrisiko på to motstridende måter, som er i samsvar med funnene i Altunbas et al. (2010).

Den empiriske litteraturen viser at bankenes risikotaking øker i møte med lavere rente, men at effekten av dette forholdet avhenger av bankespesifikke egenskaper, som kapitaldekning og størrelse. Ved å kontrollere for bankenes forvaltningskapital finner vi at bankenes størrelse har en statistisk signifikant påvirkning på bankrisiko i perioden som undersøkes. Imidlertid finner vi ikke statistisk signifikante bevis for at bankenes egenkapitalandel har effekt på risikoen i den respektive bank.

Forord

Denne utredningen er skrevet som avsluttende del av masterstudiet i Finansiell Økonomi og Economics ved Norges Handelshøyskole.

Valget av tema er basert på en felles interesse i samspillet mellom utøvelsen av pengepolitikken og utviklingen i den aggregerte økonomien. De senere årene har vært karakterisert av et unormalt lavt rentenivå internasjonalt, og et interessant aspekt er hvordan dette påvirker bankenes atferd, og derigjennom finansiell stabilitet. Valg av tema og problemstilling begrunnes videre i et ønske om å undersøke et akademisk spennende tema, i den forstand at det ikke er et felt som er bredt studert tidligere. Det finnes et begrenset antall studier som har undersøkt eksistensen av en risikotakingskanal, og til vår viten er det bare utført én studie av risikotakingskanalen i Norge.

Vi ønsker å takke professor Jan Tore Klovland for god veiledning, samt relevant kunnskap ervervet gjennom flere av Klovlands kurs i løpet av masterstudiet ved Norges Handelshøyskole. Ytterligere ønsker vi å takke professor Øivind Anti Nilsen for god hjelp med den empiriske studien.

Bergen, juni 2017.

Ingvild Alise Fjelle og Benedicte Sveen Tvedt

Innhold

1. Innledning	1
2. Pengepolitikken i Norge.....	3
2.1 Norges Banks rolle og finansiell stabilitet	3
2.2 Norges Banks likviditetsstyring	6
3. Bankmarkedet i Norge.....	9
3.1 Finansnæringens betydning for økonomisk vekst	11
3.2 Markedsimperfeksjoner i banknæringen	11
3.3 Regulatoriske rammebetingelser	13
4. Kilder til finansiell ustabilitet.....	15
4.1 Balansekanalen.....	16
4.2 Valutakurskanalen	17
4.3 Aktivapris-kanaler	18
4.4 “Risk-shifting”-kanalen.....	20
4.5 Risikotakingskanalen	21
4.5.1 Økte aktiva- og panteverdier	22
4.5.2 “Search for yield”	23
4.5.3 “The Greenspan Put”.....	24
5. Risikotakingskanalens gjennomslag	26
5.1 Historisk lave renter - bakgrunn og drivere.....	26
5.2 Risikotakingskanalen: Empiriske bevis	31
5.2.1 Spania	31
5.2.2 USA.....	32
5.2.3 Bolivia	32
5.2.4 Norge	33
5.2.5 EU og USA.....	33
6. Empirisk studie av risikotakingskanalen i Norge	35
6.1 Variabler.....	35
6.1.1 Risikomålet.....	36
6.1.1.1 Utvikling i bankrisiko.....	38
6.1.2 Makroøkonomiske faktorer	40
6.1.2.1 Produksjonsgap	40
6.1.2.2 Den pengepolitiske indikatoren.....	41

6.1.2.3 Taylor-gapet	42
6.1.2.4 Helningen til rentekurven	45
6.1.3 Bankspesifikke faktorer	45
6.1.3.1 Størrelse	45
6.1.3.2 Kapitalstruktur	47
6.1.4 Aksje- og boligpriser	48
6.1.5 Robusthetstest - VIX-indeksen	49
6.2 Metode	51
6.2.1 Hausman-test	51
6.2.2 Dynamisk modell	52
6.2.3 Kausalitet	54
6.2.4 Stasjonaritet	54
6.2.5 Endogenitetsproblemer	56
6.2.6 Heteroskedastisitet	56
6.2.7 Multikollinearitet	56
6.2.8 Manglende observasjoner	58
7. Empiriske resultater	59
7.1 Regresjon (1)	59
7.2 Regresjon (2)	63
7.3 Regresjon (3) – Robusthetstest: VIX-indeksen	66
7.4 Regresjon (3') – Robusthetstest: manglende observasjoner	68
8. Implikasjoner for finansiell stabilitet	72
9. Konklusjon	76
Referanseliste	78
Appendiks	83
Appendiks 1 - Fusjoner	83
Appendiks 2 – Deskriptiv statistikk: bankspesifikke faktorer	84

1. Innledning

Den globale finanskrisen i 2008 har ført til at sammenhengen mellom kortsiktige renter og bankrisiko igjen er et sentralt tema i den økonomiske debatten. Sammenhengen er også kjent som risikotakingskanalen i pengepolitikens transmisjonsmekanisme. Risikotakingskanalen er definert som virkningen av endringer i styringsrenten på risikooppfatninger og/eller -toleranse, og derved på graden av risiko i porteføljer og på prising av aktiva og finansiering (Altunbas et al., 2010). Enkelte er av den oppfatning at rentene ble holdt for lav for lenge frem mot finanskrisen, og at dette ga finansinstitusjoner insentiver til å øke sin belåningsgrad og risikotaking (Dell'Ariccia et al., 2017).

Etter den globale finanskrisen har sentralbanker og politikere tillagt økende oppmerksomhet til vurderingen av finansiell stabilitet (Yellen, 2014). Norges Bank har holdt styringsrenten lav, og under to prosent siden desember 2011, men understreker at det tas hensyn til finansiell stabilitet i rentesettingen; «Vedvarende lave renter kan gi sårbarhet i det finansielle systemet. ... Ved å ta hensyn til risikoen forbundet med svært lave renter, kan pengepolitikken bidra til en mer stabil økonomisk utvikling over tid» (Norges Bank, 2017b, s. 5). Tilsvarende uttrykte Janet Yellen i 2014 at «I am also mindful of the potential for low interest rates to heighten the incentives of financial market participants to reach for yield and take on risk ...».

I denne utredningen undersøkes de ulike effektene pengepolitikken kan ha på finansiell stabilitet, med hovedvekt på effektene av risikotakingskanalen. En analyse av pengepolitikkens effekt på bankenes risikotaking kan bidra til å avklare hvorvidt et unormalt lavt rentenivå kan føre til oppbygging av økonomiske ubalanser.

Utredningen er tredelt. Utredningen innledes med en gjennomgang av Norges Banks rolle og hensynet til finansiell stabilitet i utøvelsen av pengepolitikken. En viktig årsak til at finansiell stabilitet tillegges mye oppmerksomhet, er faren for at problemer i et marked eller hos en institusjon skal spre seg videre til andre markeder og institusjoner, såkalt systemrisiko.

Videre gis en kort oversikt over banknæringen i Norge, samt markedsimperfeksjonene i næringen. Relatert til risikotaking i bankene er særlig atferdsproblemer knyttet til begrenset ansvar av betydning. Aktører som opererer under begrenset ansvar internaliserer ikke tapene

de påfører andre aktører i økonomien, noe som kan føre til at førstnevnte tar mer risiko enn det som er optimalt for begge parter. Markedsimperfeksjonene i banknæringen, og finansnæringen generelt, er en viktig årsak til at næringen er underlagt strengere tilsyn og reguleringer enn andre næringer.

IMF identifiserer fem kanaler hvorigjennom pengepolitikken kan påvirke den finansielle stabiliteten. Det gis en gjennomgang av disse kanalene, i lys av både teoretisk og empirisk litteratur. Det legges særlig vekt på risikotakingskanalen, og fem empiriske studier av risikotakingskanalen gjennomgås. Risikotakingskanalen er særlig fremtredende i perioder der rentenivået er uvanlig lavt, derfor fremlegges også de identifiserte driverne bak det lave rentenivået internasjonalt.

I andre del av utredningen legger vi frem den empiriske studien av sammenhengen mellom styringsrenten og norske sparebankers risikotaking, som potensielt kan gi bevis for en risikotakingskanal i den norske pengepolitikken. Vi spesifiserer den økonometriske modellen, forutsetningene bak den, samt en beskrivelse av de inkluderte variablene. Som mål på bankenes risiko benyttes en konstruert indikator på risiko i banker og ikke-finansielle foretak, utarbeidet av Bloomberg. Kontrollvariablene som anvendes i studien er delt inn i makroøkonomiske og bankspesifikke faktorer.

Siste del av utredningen diskuterer risikotakingskanalens potensielle implikasjoner for finansiell stabilitet, i lys av både funnene fra studien og den teoretiske litteraturen på risikotakingskanalen.

2. Pengepolitikken i Norge

2.1 Norges Banks rolle og finansiell stabilitet

Målsettingen for den økonomiske politikken er å oppnå høyest mulig velferd for befolkningen. For å oppnå dette må en rekke delmål, som effektiv ressursutnyttelse, stabil økonomisk vekst, inntektsfordeling og prisstabilitet, oppfylles. Pengepolitikken kan direkte påvirke prisstabiliteten på lang sikt, men ikke de andre delmålene. Likevel kan pengepolitikken indirekte, gjennom prisstabilitet, legge fundamentet for oppnåelse av de resterende delmålene (Norges Bank, 2004). Dermed vil prisstabilitet være det beste bidraget pengepolitikken kan gi til målsettingen om høyest mulig velferd for befolkningen. Med bakgrunn i dette styrer i dag de fleste sentralbanker etter et inflasjonsmål.

Norges Bank skal fungere som et utøvende og rådgivende organ for penge-, kreditt- og valutapolitikken, herunder skal banken bidra til robuste og effektive betalingssystem og finansmarkeder (Sentralbankloven, 1985). Inflasjonsmål har vært det nominelle ankeret for pengepolitikken i Norge siden 2001. I dette ligger det at Norges Banks operative gjennomføring av pengepolitikken skal rettes inn mot lav og stabil inflasjon. Det operative målet er årlig prisvekst nær 2,5 prosent over tid. Sentralbankens sterkeste virkemiddel for å nå inflasjonsmålet er rentesettingen. Ettersom pengepolitikken virker med et tidsetterslep, setter Norges Bank styringsrenten med sikte på å stabilisere inflasjonen på målet på mellomlang sikt (Norges Bank, 2016a).

I motsetning til Norges inflasjonsmål på 2,5 prosent, sikter flere av Norges viktigste handelspartnere seg inn mot et lavere inflasjonsmål¹. Dette har med innfasingen av oljeinntektene å gjøre, der et lavere inflasjonsmål kunne ha medført en realappresiering av kronen. Norge har altså et høyere inflasjonsmål enn gjennomsnittlig inflasjonsmål hos de viktigste handelspartnerne fordi det er mer ønskelig at realappresieringen skjer gradvis gjennom økende forskjell i pris- og kostnadsnivå mellom Norge og handelspartnerne, enn i form av en nominell styrking av kronen (Norges Bank, 2017a).

¹ Eksempelvis har Eurosonen, Storbritannia, Sverige og USA satt inflasjonsmålet til to prosent (Central Bank News, 2017).

Av Norges Banks mandat følger det at i tillegg til å oppnå prisstabilitet, skal stabil sysselsetting og produksjon også vektlegges i rentesettingen. På kort sikt kan sentralbankens rentesetting bidra til å utjevne svingninger i produksjon og etterspørsel. Gitt inflasjonsforventningene blant aktørene i økonomien, vil endringer i det nominelle rentenivået påvirke realrentene. Dette vil ha en direkte innvirkning på aktivitetsnivået, men det vil også virke indirekte gjennom en eventuell påvirkning på kronekursen (Norges Bank, 2004).

Forventningene aktørene i økonomien har til fremtidig styringsrente er også av betydning. Norges Bank har siden 2005 publisert prognoser på styringsrenten for å signalisere markedet om pengepolitikken innretning fremover. Ved at Norges Bank forsøker å informere aktørene i økonomien om sentralbankens sannsynlige respons til utviklingen i ulike økonomiske faktorer, bidrar man til å forankre publikums forventninger, som videre medvirker til oppnåelse av inflasjonsmålet. Betydningen av renteforventninger går nærmere inn på i avsnitt 4.5.3, hvor det argumenteres for at slike forventninger kan være viktig for bankers risikotaking, og dermed ha betydning for oppbygging av finansielle ubalanser.

Ifølge Norges Bank (2017b) bør en god rentebane oppfylle følgende kriterier: inflasjonsmålet nås, inflasjonsstyringen er fleksibel, samt at rentebeslutninger tar hensyn til oppbygging av finansielle ubalanser. Norges Banks vektlegging av de ulike kriteriene er representert i forenklet form gjennom sentralbankens tapsfunksjon:

$$L_t = (\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda(y_t - y_t^*)^2 + \gamma(i_t - i_{t-1})^2 + \tau(i_t - i_t^*)^2$$

Hvor $(\pi_t - \pi^*)$ er inflasjonsgapet, og λ , γ , τ representerer de relative vektene på henholdsvis produksjonsgapet, $(y_t - y_t^*)$, avviket mellom renten inneværende og forrige periode, $(i_t - i_{t-1})$, og rentenivået i inneværende periode i forhold til et normalt rentenivå, $(i_t - i_t^*)$ (Norges Bank, 2012).

Det første leddet i tapsfunksjonen dekker kriteriet om oppnåelse av inflasjonsmålet. Desto mer den faktiske inflasjonen avviker fra inflasjonsmålet, desto større blir tapet. Videre skal de to første leddene sammen ivareta kriteriet om en fleksibel inflasjonsstyring. For en gitt inflasjonsutvikling vil tapet øke jo større avvik det er mellom faktisk BNP og trendnivået i BNP. Kriteriet om en robust pengepolitikk ivaretas gjennom det andre, tredje og fjerde leddet. Historisk sett har finansielle ubalanser særlig bygget seg opp i høykonjunkturer. Høyere

vektlegging av produksjonsgapet i tapsfunksjonen kan derfor medvirke til redusert risiko for oppbygging av finansielle ubalanser i økonomien. Tredje ledd beskriver at robusthet vanligvis vil innebære en gradvis endring av renten. Dette impliserer at det bør være et relativt lite avvik mellom renten i inneværende og forrige periode, ettersom store renteendringer i seg selv kan bidra til oppbygging av finansielle ubalanser (Norges Bank, 2012). En gradvis renteendring er mer robust i den grad at man kan evaluere virkningene av renten og ny relevant informasjon knyttet til utviklingen i økonomien. Siste ledd uttrykker at tapet øker når renten avviker betydelig fra et normalt nivå.

De senere årene er det blitt tatt betydelig mer hensyn til at rentesettingen skal bidra til å motvirke en potensiell oppbygging av finansielle ubalanser (Norges Bank, 2017a). Dette har sammenheng med sentralbankens mål om å opprettholde finansiell stabilitet. Finansiell stabilitet innebærer at det finansielle systemet er «robust overfor forstyrrelser i økonomien, slik at det er i stand til å formidle finansiering, utføre betalinger og omfordele risiko på en tilfredsstillende måte» (Norges Bank, 2016a, s. 117).

En viktig årsak til at finansiell stabilitet tillegges mye oppmerksomhet, er faren for at problemer i et marked eller hos en institusjon skal spre seg videre til andre markeder og institusjoner, såkalt systemrisiko. Den europeiske sentralbanken (2016) definerer systemrisiko som risikoen for at det finansielle systemets tilbud av produkter og tjenester svekkes i en slik grad at økonomisk vekst og velferd blir vesentlig berørt. Oppbyggingen av systemrisiko avhenger av utbredelsen av ulike former for risiko i økonomien, herunder kreditt-, likviditets-, operasjonell-, og markedsrisiko.

Kredittrisiko er risikoen for tap på utlån, mens risikoen for at en finansinstitusjon ikke klarer å betjene sin gjeld ved forfall, uten at det oppstår betydelige tilleggskostnader, benevnes likviditetsrisiko (Norges Bank, 2010). Likviditetsrisiko er knyttet til forskjeller i løpetiden mellom bankers aktiva og passiva, som er en potensiell kilde til likviditetsproblemer. Banker bruker vanligvis likvide kundeinnskudd, som er tilgjengelig for kunden på helt kort sikt, som basis for ikke-likvide utlån med lengre løpetider. Begrepet likviditetsrisiko kan også brukes om illikviditet i aksjemarkedet, som betyr at selv lave handelsvolum kan føre til betydelige svingninger i aktivaprisene. Operasjonell risiko omfatter teknisk og menneskelig svikt, samt mangelfulle kontrollsystemer (Norges Bank, 2016a). Økt operasjonell risiko kan bidra til, eller forsterke, likviditets- eller kredittrisiko. Videre omhandler markedsrisiko risiko for tap

som en konsekvens av endringer i markedspriser og -kurser, og oppstår grunnet bankenes åpne posisjoner i rente-, kapital- og valutamarkedene (Norges Bank, 2016a).

Ved vesentlig utbredelse av én eller flere av de ovenstående risikotypene er det en risiko for at rystelser i det finansielle systemet kan gi alvorlige konsekvenser for realøkonomien. Norges Bank overvåker derfor det finansielle systemet som helhet, og legger særlig vekt på risikoen for systemsvikt (Norges Bank, 2016a).

2.2 Norges Banks likviditetsstyring

Styringsrenten er sentralbankens viktigste virkemiddel for å nå målet om lav og stabil inflasjon. Sentralbankens likviditetsstyringssystem skal sørge for at de helt korte pengemarkedsrentene og de korte rentene på statspapirer ligger nær styringsrenten. Sentralbanken har sterke virkemidler for å styre de korte rentene, derimot er de lange rentene hovedsakelig determinert av markedets forventninger. Dette fordi sentralbanken vanligvis ikke har virkemidler, eller ikke ønsker å bruke virkemidler, for å styre de lange rentene.

Sentralbanken påvirker de korte rentene ved å spesifisere vilkår for bankenes lån og innskudd i sentralbanken, i tillegg til å tilpasse mengden av likviditet, sentralbankreserver², i banksystemet (Norges Bank, 2014a). Innskudds- og utlånsfasilitetene i sentralbanken omtales som sentralbankens stående fasiliteter. Sentralbankens instrumenter og vilkårene knyttet til disse instrumentene utgjør likviditetsstyringssystemet. Det finnes ulike likviditetsstyringssystemer, og hvordan systemene er bygget opp er av betydning for bankenes atferd og rentedannelsen i pengemarkedet (Norges Bank, 2014a). Normalt skilles det mellom de to likviditetsstyringssystemene gulv- og korridorsystem.

I et gulvsystem vil bankenes innskudd i sentralbanken i sin helhet forrentes til styringsrenten. Ettersom bankene ikke er villige til å låne ut reserver til andre banker til en rente som er lavere enn renten de får i sentralbanken, danner styringsrenten et gulv for de helt kortsiktige pengemarkedsrentene (Bernhardsen, 2011). På den annen side danner sentralbankens utlånsrente et tak for de helt kortsiktige pengemarkedsrentene ettersom bankene ikke vil være villige til å låne reserver til en høyere rente enn den de må betale i sentralbanken. Derav må sentralbanken i et gulvsystem sørge for at det er et overskudd av reserver i banksystemet. Et

² Sentralbankreserver er bankenes (ikke-bundne) innskudd i sentralbanken (Norges Bank, 2014a).

særtrekk ved et gulvsystem er således at bankene har rikelig tilgang på sentralbankreserver, og at det er relativt billig for bankene å låne reserver via sentralbankens markedsoperasjoner. I tilfeller hvor mengden reserver i banksystemet er tilstrekkelig stor, vil de helt kortsiktige pengemarkedsrentene drives ned mot styringsrenten (Norges Bank, 2014a).

Motsatt vil sentralbanken i et korridorsystem (uten reservekrav) ha en målsetting om å holde den totale mengden sentralbankreserver i banksystemet lik null. I dette likviditetsstyringssystemet vil altså bankene ikke ha innskudd i sentralbanken over natten; omfordelingen av reserver gjennom dagen reverseres gjennom interbanklån ved slutten av dagen. Således fungerer et korridorsystem slik at banker med et underskudd av reserver må låne av banker med et overskudd av reserver. Dersom en bank med et overskudd av reserver ikke sier seg villig til å låne ut reserver til banker med et underskudd av reserver, vil den bli tvunget til å holde reservene i sentralbanken til sentralbankens innskuddsrente. Motsatt vil banker med et underskudd av reserver, og som ikke klarer å låne nok reserver i interbankmarkedet, bli tvunget til å benytte seg av sentralbankens utlånsfasilitet. Det vil normalt sett være dyrere for bankene å benytte seg av sentralbankens stående fasiliteter enn å benytte seg av interbankmarkedet. Derav vil et korridorsystem gi bankene insentiver til å omfordele reserver seg i mellom, og derved unngå å benytte sentralbankens stående fasiliteter (Norges Bank, 2014a).

Frem til oktober 2011 opererte Norges Bank med et gulvsystem. Etter omleggingen i 2011 er derimot Norges Banks likviditetsstyring en mellomting mellom et gulv- og et korridorsystem, et såkalt kvotesystem (Aamodt et al., 2016). Sentralbanken sikter nå mot å holde den totale mengden reserver, styringsintervallet, mellom 30 og 40 milliarder kroner. Innskudd innenfor styringsintervallet forrentes til styringsrenten. Dersom mengden reserver i banksystemet overstiger styringsintervallet, vil derimot innskudd utover kvoten forrentes til reserverenten, som ligger ett prosentpoeng under styringsrenten. Formålet med reserverenten er således å gi bankene insentiver til å låne ut reserver til andre banker, i stedet for å plassere dem i Norges Bank (Aamodt et al., 2016). Siden september 2015 har reserverenten vært negativ. Overnattenrenten i interbankmarkedet, Nowa-renten, har ligget nær styringsrenten. Derav er også kostnaden av å holde sentralbankreserver, i stedet for å låne ut til andre banker, den samme som i tilfellet da reserverenten var positiv (Aamodt et al., 2016).

Dersom Norges Bank ser tendenser til at mengden reserver kommer utenfor styringsintervallet, iverksetter de markedsoperasjoner for å motvirke dette. F-lån og F-innskudd er de vanligste markedsoperasjonene. Gjennom virkemiddelbruken tilpasser Norges Bank den daglige likviditetstilførselen til bankene slik at banksystemets totale likviditet blir tilstrekkelig stor nok til at rentemålsettingen oppnås. Dersom likviditeten i banksystemet er tilstrekkelig stor blir tomorrow next-renten³ liggende nær gulvet i korridoren (Norges Bank, 2014a).

I perioden da Norges Bank opererte med et gulvsystem var det relativt billig for bankene å holde sentralbankreserver, noe som førte til at etterspørselen etter reserver var høy og reservemengden økte over tid. Samtidig førte dette til liten aktivitet i interbankmarkedet. Videre kunne bankene ha utnyttet dette likviditetsstyringssystemet til å enklere oppfylle LCR-kravet⁴ under Basel III (Norges Bank, 2014a). To viktige formål med omleggingen av likviditetsstyringssystemet var derav å stoppe veksten i reservemengden, samt å øke aktiviteten i interbankmarkedet (Bernhardsen, 2011).

³ Tomorrow next-renten i norske kroner kvoterer ikke og er derved ikke en observerbar rente, imidlertid kan den beregnes ut fra terminpunktene mellom amerikanske dollar og norske kroner og tomorrow next-renten i amerikanske dollar (Norges Bank, 2014a).

⁴ LCR-kravet (The Liquidity Coverage Ratio) medfører at en finansiell institusjon til enhver tid må ha likviditetsreserver på minimum 100 %, dvs. at beholdningen av likvide eiendeler minimum skal tilsvare netto likviditetsutstrømning i en potensiell stressperiode på 30 dager (Regjeringen, 2015).

3. Bankmarkedet i Norge

Hovedsakelig kan banker i Norge deles inn i de to kategoriene spare- og forretningsbanker. Tidligere var det et klarere skille mellom spare- og forretningsbanker, som var delt ved henholdsvis Sparebankloven og Forretningsbankloven. Lovene er erstattet med Finansforetaksloven som trådte i kraft januar 2016 (Finansforetaksloven, 2015). Formålet med loven er «å bidra til finansiell stabilitet, herunder at finansforetak virker på en hensiktsmessig og betryggende måte» (Finansforetaksloven, 2015). I dag er det eierstrukturen som utgjør den største forskjellen mellom spare- og forretningsbanker.

Bankers grunnleggende funksjon er å gi lån til bedrifter og husholdninger, og å tjene som et risikofritt oppbevaringssted for deres kortsiktige midler (Merton, 1977). Banker opererer som et sentralt mellomledd i overføringen av kapital fra netto sparere til netto låntakere. På denne måten bidrar banker til at ressurser allokeres mellom ulike aktører. Ved at banker tar imot innskudd som deretter lånes ut, transformeres likvide innskudd til ikke-likvide utlån. Dette gir grunnlaget for bankenes oppgave som betalingsformidler, som er en viktig del av økonomiens infrastruktur (Finansdepartementet, 2000).

Banker bidrar også til å spre kredittrisikoen i markedet, ved at de tar imot innskudd fra en rekke innskyttere, og plasserer dem i en rekke forskjellige utlån. Allokering av ressursene skjer enten direkte i banken via innskudd og utlån, eller i finansmarkedet gjennom handel i gjelds- og fordringsinstrumenter (Mishkin et al., 2013). Omfordeling av ressurser kan også bidra til økonomisk effektivitet ved å flytte midler fra husholdninger og bedrifter som ikke har produktive investeringsmuligheter til dem som har slike muligheter. Handel i finansmarkedene skjer primært gjennom mellomledd, og på denne måten har finans- og banknæringen en helt sentral rolle i verdiskapingen i økonomien.

Bankenes finansiering består av korte obligasjons- og sertifikatlån, lange obligasjonslån, kundeinnskudd, innskudd fra andre finansinstitusjoner, samt ansvarlig kapital (Hoff, 2011). Omfanget av markedsfinansiering, som omfatter innskudd fra andre finansinstitusjoner og verdipapirgjeld, var sterkt økende frem mot finanskrisen, men har stabilisert seg de senere årene (Finanstilsynet, 2016a). Små banker har en tendens til å ha en større andel innskudd enn utenlandske og store banker, som i større grad finansierer seg i markedet (Finanstilsynet,

2016a). Finansiering hovedsakelig gjennom innskudd gjør banken mindre sårbar overfor kortsiktige fluktasjoner i Nibor-renten. Banker som i større grad er avhengig av markedsfinansiering vil derimot være mer utsatt ved sjokk i pengemarkedsrenten. Ytterligere er over 60 prosent av bankenes markedsfinansiering gjeld til utlandet, mye av dette med svært kort løpetid (Finanstilsynet, 2016a). Dette medfører at norske banker er sårbare overfor internasjonal uro.

En banks balanse består hovedsakelig av innskytternes fordringer, egenkapital og markedsfinansiering på passivasiden og kapitalplasseringer i form av utlån på aktivasisiden. Hvor mye en bank tjener avhenger i stor grad av nivået på utlåns- og innskuddsmarginen. Bankenes utlånsmargin er differansen mellom bankenes utlånsrente og Nibor-renten, som blant annet skal dekke bankenes forventede utlånstap, kostnader knyttet til utlån, og tilleggskostnader knyttet til langsiktig finansiering. Variasjoner i blant annet konjunktorene, markedssituasjonen, konkurransesituasjonen i kredittmarkedet og bankenes kredittvurderinger av individuelle utlån fører til at utlånsmarginen varierer over tid. Spesielt i perioder med uro i finansmarkedene kan variasjonen i utlånsmarginen være stor, dette fordi bankenes utlånstap samt risikopåslaget har en tendens til å øke i slike situasjoner.

Innskuddsmarginen i bankene utgjør differansen mellom Nibor-renten og bankens innskuddsrente. Et lavt rentenivå vil i seg selv legge press på innskuddsmarginen (Finansdepartementet, 2009). Når rentenivået er svært lavt, er det begrenset hvor mye lavere bankenes innskuddsrente kan settes. En svært lav eller negativ innskuddsrente vil begrense inngangen av innskuddsmidler i bankene, som i sin tur er nødvendig for bankenes utlånsaktivitet. Det er derfor begrenset hvor lavt bankene vil sette innskuddsrenten, og derav hvor høy innskuddsmarginen kan være i perioder med lave renter.

Bankene er det finansielle mellomleddet som bedrifter og husholdninger oftest samhandler med. Bedrifter og husholdninger holder en stor andel av sin finansielle formue i bankene i form av ulike typer bankinnskudd (Mishkin et al., 2013). Dette er en av årsakene til at bankenes finansielle stabilitet er svært viktig for økonomien generelt. Ved utgangen av januar 2017 var 80 prosent av publikums (husholdninger, kommuneforvaltning, ikke-finansielle foretak) innenlandske bruttogjeld lån fra banker og kredittforetak. Dette utgjorde 4133 milliarder kroner (Statistisk Sentralbyrå, 2017). Eksempelvis er husholdningenes gjeld

hovedsakelig boliglån med flytende rente (Finanstilsynet, 2016b). Derav kan selv små endringer i bankenes utlånsrenter potensielt føre til realøkonomiske ringvirkninger.

3.1 Finansnæringens betydning for økonomisk vekst

På kort sikt er bankers bidrag til økonomisk vekst blant annet allokeringen av kapital fra sparere til virksomheter som utfører realinvesteringer. Sparingens bidrag til økonomisk vekst er større jo mer effektivt banken kan utføre formidlingen i form av lavere transaksjonskostnader, men også i form av at midlene allokeres til det mest effektive investeringsformålet (Finansdepartementet, 2000).

Finansnæringens bidrag til økonomisk vekst på kort sikt har videre sammenheng med risikohåndtering. Dersom investeringer skal kunne legge grunnlag for økonomisk vekst, vil elementer av risiko ofte være involvert. Finansnæringens evne til å omfordele risiko har betydning for i hvilken grad risikoaverse aktører velger å utføre investeringer med elementer av risiko. Dels gjelder dette sparernes muligheter til å diversifisere risikoen direkte gjennom et velfungerende verdipapirmarked, eller via verdipapirfond eller livsforsikringsselskap. Ved å plassere kunders innskudd i en diversifisert utlånsportefølje har også bankene en funksjon for å fordele risiko på flere aktører.

Teknologisk utvikling er viktig for et lands økonomiske vekst. Som regel er teknologisk utvikling relatert til realinvesteringer i produksjons- og humankapital. Foretak er i stor grad avhengig av ekstern finansiering for å kunne utføre investeringer som resulterer i vekstskapende teknologisk utvikling. Ekstern finansiering vil hovedsakelig innebære banklån eller ny aksjekapital. Vanligvis innebærer investeringer i teknologisk nyskaping en vesentlig usikkerhet. Bankers evne til å evaluere låntakers mulighet til å gjennomføre denne typen prosjekter er av betydning for at kapital allokeres til prosjekter som har høy sannsynlighet for å lykkes. Derav er et velfungerende bankvesen viktig for teknologisk utvikling og økonomisk vekst (Finansdepartementet, 2000).

3.2 Markedsimperfeksjoner i banknæringen

Markedsimperfeksjoner i banknæringen er en viktig årsak for at finansnæringen er underlagt strengere tilsyn og regulering enn andre næringer (Gjedrem, 1999).

Et generelt problem i finansnæringen er tilstedeværelsen av asymmetrisk informasjon, i kombinasjon med begrenset ansvar. Aktører som opererer under begrenset ansvar internaliserer ikke tapene de påfører andre aktører i økonomien, noe som kan føre til at førstnevnte tar mer risiko enn det som er optimalt for begge parter (De Nicolo et al., 2010). Eierne av en forretnings- eller sparebank har begrenset ansvar, de kan ikke tape mer enn verdien av bankens egenkapital selv om store deler av bankens utlånsportefølje skulle gå tapt, samtidig vil all ekstra profitt som genereres i banken tilfalle eierne (Finansdepartementet, 2000). Således er det en asymmetrisk avlønningsstruktur som gjør at eierne har insentiver til å ta ekstra risiko så lenge kreditorene ikke krever en risikopremie for den ekstra risikoen som tas. Dette vil være tilfelle dersom kreditorene ikke kan observere den ekstra risikotakingen, eller hvis det finnes garantier for kreditors fordringer. Videre er dette en av årsakene for at myndighetene ønsker tilsyn og regulering av banker, ettersom banker har et stort antall ikke-profesjonelle kunder, som ikke kan forventes å være i stand til å foreta en forsvarlig vurdering av bankens risiko.

Ifølge Sinn (2001) vil problemet med begrenset ansvar være tilstede grunnet asymmetrisk informasjon. Asymmetrisk informasjon kan føre til at partenes kompensasjon for risikoen som tas er suboptimal. Dersom partene hadde hatt mulighet til å komme frem til den optimale kompensasjonen, ville dette ha redusert aktørenes insentiver til å ta ekstra risiko, ettersom gevinsten av å ta mer risiko ville blitt kompensert med høyere risikopremie. Dette er beskrevet i Leeper og Nason (2015); «incomplete markets create financial market frictions that prevent economic agents from perfectly sharing risk; in the absence of frictions, financial (in)stability would be of no concern».

Problemer med atferdsrisiko, som følger av asymmetrisk informasjon og begrenset ansvar, er antakeligvis mest aktuelt når en bank allerede befinner seg i betydelige problemer. Ledelsen og eierne av banken har da lite å tape på å ta mer risikable aktiva inn i bankens portefølje. I denne situasjonen øker sannsynligheten for at investeringer blir rettet mot produkter som kan gi høy avkastning, men som samtidig innehar en risiko for betydelige tap i banken. Fra eiernes og ledelsens ståsted er problemet med sikre investeringer i denne sammenheng at man ikke oppnår avkastningen som mer risikable investeringer potensielt kan gi, som potensielt kan forbedre bankens økonomiske situasjon. Ettersom det ikke antas at atferdsrisiko er et utbredt problem i normale tider peker dette på at banker spesielt bør overvåkes i perioder hvor bankenes økonomiske situasjon er forverret.

Banker transformerer kortsiktige likvide innskudd til ikke-likvide langsiktige utlån, og har en sentral rolle i oppgjørs- og betalingssystemet. Dette gir opphav til omfattende mellomværender mellom banker, herunder at banker har store fordrings- og gjeldsposter seg imellom, både nasjonalt og over landegrenser. Dette medfører at problemer i én eller flere banker raskt kan spre seg via interbankmarkedet. Det oppstår et problem knyttet til slik systemrisiko ettersom ingen enkeltaktør har en helhetlig oversikt over alle gjensidige gjelds- og fordringsforhold idet problemer oppstår i én eller flere banker. Denne informasjonsmangelen kan utløse en overreaksjon blant aktørene i interbankmarkedet, som videre kan føre til at markedene stopper opp, og man kan få en likviditetskrise (Finansdepartementet, 2000). Under finanskrisen i 2008 opplevde banker internasjonalt en likviditetskrise. Likviditetskrisen rammet også norske banker ettersom en betydelig del av deres finansiering består av kortsiktig markedsfinansiering (Finanstilsynet, 2016a). I enkelte tilfeller løses denne markedsimperfeksjonen ved at sentralbanken opptrer som “lender of last resort”, samtidig som imperfeksjonen er bakgrunnen for at myndigheter ønsker tilsyn og regulering av banker (Finansdepartementet, 2000).

3.3 Regulatoriske rammebetingelser

Som argumentert for over er det ønskelig med regulering av og tilsyn med banker, for å korrigere for markedsimperfeksjoner som kan bidra til oppbygging av systemrisiko. Banker er det sentrale mellomleddet mellom netto sparere og netto låntakere, og den sentrale aktøren i betalingsformidlingen. Dersom bankenes mulighet til å utføre disse funksjonene svekkes er det en fare for at også realøkonomien påvirkes. Ytterligere opptrer banker generelt prosyklisk, og på denne måten kan de bidra til å forsterke konjunkturbevegelser. Derfor er det viktig at banker reguleres slik at de er i stand til å vurdere og håndtere risiko på en effektiv og hensiktsmessig måte, samtidig som de blir solide og robuste overfor svingninger og sjokk i økonomien.

Baselkomitéen, underlagt Bank of International Settlements, utarbeider internasjonale standarder for banktilsyn og -reguleringer. Baselkomitéens standarder er gjort gjeldende for norske kredittinstitusjoner og verdipapirforetak gjennom EØS-avtalen. Hovedformålet med Basel I, og de påfølgende standardene Basel II og III, er å sørge for at banker har en viss mengde kapital for å være mer robust i møte med nedgangsperioder. Den gjeldende standarden for kredittinstitusjoner og verdipapirforetak er Basel III, som ble vedtatt i 2010.

Basel III innebærer blant annet skjerpede krav til ansvarlig kapital, krav om kapitalbuffer, krav til uvektet egenkapitalandel og kvantitative likviditetskrav (Finanstilsynet, 2010).

Finanskrisen i 2008 var med på å sette fokus på at stabilitet i finansmarkedene og stabilitet i realøkonomien må sees i sammenheng med hverandre. En rekke makrotilsynsvirkemidler ble utviklet for å dempe risikoen for finansiell ustabilitet, herunder virkemidler for å redusere svingningene i gjeld og formuespriser (Haare et al., 2015). Den motsykliske kapitalbufferen, som ble vedtatt under standarden Basel III, inngår som ett av disse virkemidlene. Krav om en motsyklisk kapitalbuffer innebærer at bankene kan pålegges et tilleggskrav til egenkapitalen dersom systemrisikoen i økonomien stiger. Kravet om den motsykliske kapitalbufferen kan bidra til å begrense den delen av gjeldsveksten som kommer fra bankene. Den viktigste effekten av den motsykliske kapitalbufferen er at bankene blir bedre rustet til å dekke eventuelle tap, og derav dempes systemrisikoen (Norges Bank, 2017b). Fastsettelsen av nivået på den motsykliske kapitalbufferen vil som en hovedregel ta utgangspunkt i fire nøkkellindikatorer⁵. De tre første indikatorene er knyttet til utviklingen i kreditt og aktivapriser, mens den fjerde indikatoren ser på andelen markedsfinansiering i norske kredittinstitusjoner. Samlet gir indikatorene signaler om sårbarhet og oppbygging av finansielle ubalanser (Norges Bank, 2016b).

Kravene til kapitaldekning er blitt skjerpet over tid, som betyr økte totale finansieringskostnader for den enkelte bank. Alt annet likt vil økte kapitalkrav kunne føre til at bankens ledelse legger større vekt på høyere avkastning i bankens portefølje (Finansdepartementet, 2000). Vanligvis vil høyere avkastning på et aktiva også medføre høyere risiko.

⁵ De fire nøkkellindikatorene det som hovedregel tas utgangspunkt i, er: (i) Samlet kreditt (K2 husholdninger og K3 foretak Fastlands-Norge) som andel av BNP for Fastlands-Norge, (ii) Boligpriser i forhold til husholdningenes disponible inntekt, (iii) Salgspriser på næringsseiendom, og (iv) Andelen markedsfinansiering i norske kredittinstitusjoner (Norges Bank, 2013).

4. Kilder til finansiell ustabilitet

Pengepolitikken påvirker økonomien gjennom flere kanaler, et samlebegrep for disse er pengepolitikens transmisjonsmekanisme. Den empiriske og teoretiske litteraturen har identifisert en rekke kanaler hvorigjennom styringsrenten kan påvirke økonomiske beslutninger, og øke risikoen for finansiell ustabilitet. Neste del av utredningen legger frem fem kanaler som IMF (2013) anser som relevant for den finansielle stabiliteten, herunder risikotakingskanalen. Figur 1 gir en oversikt over de fem kanalene, samt kanalenes effekt på finansiell stabilitet.

Kilde til finansiell ustabilitet	Kanal	Forventet effekt (↑ forbedrer finansiell stabilitet)		Empirisk bevis	
		↓ r	↑ r		
Endring i kredittbetingelser	Balansekanalen	↑	↓	Jiménez et al. (2008)	↑r, ↓
Eksternaliteter gjennom aggregerte priser	Aktivapris-kanalen	↓	↑	IMF (2009)	Ingen påvist sammenheng
	Valutakurs-kanalen	↑	↓	Merrouche og Nier (2010)	↑r, ↓
Risikabel atferd i finansinstitusjoner	"Risk-shifting"-kanalen	↑	↓	Dell'Ariccia et al. (2017)	↑r, ↓
	Risikotakings-kanalen	↓	↑	Jiménez et al. (2008) Altunbas et al. (2010) Karapetyan (2016) Dell'Ariccia et al. (2017) Ioannidou et al. (2009)	↓r, ↓ ↓r, ↓ ↓r, ↓ ↓r, ↓ ↓r, ↓

Figur 1 - Kilder til finansiell ustabilitet gjennom fem kanaler identifisert av IMF (2013).

↓r betyr en reduksjon i styringsrenten, ↑r betyr en økning i styringsrenten, ↓ betyr redusert finansiell stabilitet, ↑ betyr forbedret finansiell stabilitet.

De ulike kanalene kan være operative samtidig, og styrken til kanalene vil variere med stadiene i konjunktursyklusen, den generelle tilstanden i finansnæringen og den finansielle strukturen. I en liten åpen økonomi, som Norge, har pengepolitikken svakere virkning på innenlandske langsiktige renter og aktivapriser, mens valutakurseksternaliteter vil være av større betydning (IMF, 2013). I det følgende gjennomgås de fem kanalene som IMF anser som relevant for den finansielle stabiliteten i økonomien, med en særlig vektlegging av risikotakingskanalens effekter.

4.1 Balansekanalen

Pengepolitikken kan bidra til finansiell ustabilitet gjennom endringer i kredittbetingelsene overfor bedrifter og husholdninger, og ved å øke risikoen for mislighold blant låntakere. Balansekanalen beskriver hvordan låntakernes finansielle stilling kan påvirke tilbudet av kreditt, og videre gi opphav til og/eller forsterke sjokk i realøkonomien (Hall, 2001). Kanalens effekter indikerer at det er en positiv sammenheng mellom rentenivået og risikoen for finansiell ustabilitet; når rentenivået øker, øker risikoen for finansiell ustabilitet.

Balansekanalen har sitt opphav i långivers manglende evne til å (i) fullt ut vurdere låntakers risiko og solvens, (ii) optimalt overvåke investeringer, og/eller (iii) fullstendig håndheve låntakers tilbakebetaling av gjeld (Foglia og Hancock, 2011). Denne usikkerheten er knyttet til problemer med ugunstig utvalg⁶ og asymmetrisk informasjon i kredittmarkedene som gjør at långiver krever sikkerhet for utlån. Problemet med asymmetrisk informasjon fører videre til at låntaker står overfor en ekstern finansieringspremie, hvilket betyr at det er et positivt avvik mellom kostnaden av eksternt og internt genererte midler (Bernanke og Gertler, 1995). Den eksterne finansieringspremien oppstår grunnet låntakers insentiv til å påta seg mer risiko enn det som er ønskelig sett fra långivers side, og långiver har begrensede midler til å begrense låntakers risikotaking (Foglia og Hancock, 2011).

Størrelsen på den eksterne finansieringspremien avhenger av låntakers kredittverdighet, som videre er knyttet til låntakers nettoformue. Dette betyr at pengepolitiske endringer som påvirker nettoformue vil påvirke låntakers finansieringskostnad. En strammere pengepolitikk

⁶ Problemer med ugunstig utvalg oppstår før transaksjoner gjennomføres, ved at relevant informasjon holdes skjult av en av kontraktspartene. Det er en tendens til at aktører som innehar en høy kredittrisiko er de som oftest ønsker å ta opp lån ettersom de vet at sannsynligheten for at de vil tilbakebetale lånet er liten (Mishkin et al., 2013).

kan redusere verdien av aktiva- og panteverdier, samt svekke bedrifters kontantstrømmer og husholdningers inntekt, og derav redusere nettoformue. Endringer i nettoformue vil således påvirke tilbudet av kreditt. Ytterligere vil en strammere pengepolitikk øke gjeldskostnaden for låntakere som har lån med flytende rente. Strammere pengepolitikk kan på denne måten føre til en større andel misligholdte lån, som gir høyere tapsgrad og lavere overskudd i bankene. Dette kan gi opphav til og/eller forsterke sjokk i realøkonomien, som potensielt kan kulminere i en finansiell krise (IMF, 2013).

Jiménez et al. (2008) finner robuste bevis på at en renteøkning øker misligholdsandelen blant låntakere, og reduserer kvaliteten av bankers porteføljer. Når det er stilt sikkerhet for gjelden kan en økning i andelen misligholdte lån føre til et fall i aktivapriser, som potensielt fører til panikksalg som forsterker fallet ytterligere (Shin, 2005).

4.2 Valutakurskanalen

I en åpen økonomi kan pengepolitikken ha en innvirkning på valutakursen og kapitalstrømmer. Valutakurskanalens effekter indikerer at det er en positiv sammenheng mellom rentenivået og risikoen for finansiell ustabilitet; når rentenivået øker, øker risikoen for finansiell ustabilitet.

Det eksisterer solide bevis på at forskjeller i rentenivået mellom land, gjennom carry trades⁷, fører til kapitalinnstrømminger spesielt i fremvoksende økonomier og små åpne økonomier (Merrouche og Nier, 2010). Eksempelvis vil et høyere rentenivå i Norge føre til at avkastningen av å spare i kroner isolert sett øker, som normalt gir en høyere etterspørsel etter norske kroner. Økt handel i norsk valuta fører således til en netto kapitalinnstrømming, som i sin tur fører til en appresiering av kronen.

I bankbaserte økonomier kan store kapitalinnstrømminger føre til kredittvekst, samt økt belåning grunnet valutakurseksternaliteter. Dette fører til et dilemma i den forstand at en økning i styringsrenten kan føre til utstrakte kapitalinnstrømminger og kredittvekst. Eksempelvis opplevde den islandske økonomien effekten av denne kanalen før finanskrisen i 2008. På Island førte et høyere rentenivå enn utlandet til store kapitalinnstrømminger via

⁷ Carry trade er en finansiell strategi der man låner penger i en valuta med lav rente, og foretar en usikret plassering i en høyrentevaluta (Chinn og Frankel, 2016). Denne strategien bygger eksplisitt på at udekket renteparitet ikke holder.

banksektoren. Dette ga en sterk appresiering av valutaen, samt overoppheting av økonomien. Grunnet inflasjonsmålet måtte sentralbanken øke styringsrenten, noe som førte til enda høyere kapitalinnstrømminger (IMF, 2013).

Merrouche og Nier (2010) beskriver flere konsekvenser som følge av store kapitalinnstrømminger, som potensielt kan øke risikoen for finansiell ustabilitet. Store kapitalinnstrømninger kan, gjennom en appresiering av valutaen, redusere innenlandske bankers markedsfinansieringskostnader. Merrouche og Nier (2010) finner robuste bevis på at dette gir opphav til utstrakt belåning i utenlandske finansmarkeder og økt belåningsgrad i bankene. Som et resultat kan det finansielle systemet bli mer sårbart, ettersom både nasjonale og internasjonale sjokk kan svekke finansielle institusjoners tilbakebetalingsevne. Ytterligere kan høye kapitalinnstrømninger øke tilbudet av kreditt i den innenlandske økonomien, som kan gi økende aktivapriser. Dermed kan en økning i styringsrenten, gjennom valutakurskanalen, føre til en økt risiko for finansiell ustabilitet i den innenlandske økonomien.

4.3 Aktivapris-kanaler

Aktivapris-kanalene er vesentlige i overføringen av renteendringer på aktivapriser. En lettelse i pengepolitikken øker låntakers aktiva- og panteverdier, hvilket øker låntakers nettoformue (IMF, 2013). Til gjengjeld øker tilbudet og etterspørselen etter kreditt, som fører til en ytterligere økning i aktivaprisene gjennom en "finansiell akselerator"-mekanisme (Bernanke og Gertler, 1995). Kanalenes effekter indikerer således at det er en negativ sammenheng mellom rentenivået og risikoen for finansiell ustabilitet; når rentenivået reduseres, øker risikoen for finansiell ustabilitet.

Økte aktivapriser kan påvirke investeringsnivået i økonomien ved å endre forholdet mellom kostnaden av kapitalvarer og aksjemarkedets verdsettelse av kapital. Denne mekanismen er beskrevet av Tobins Q, som forklarer hvordan pengepolitikken kan påvirke økonomien gjennom dens effekter på verddivurderinger av bedrifter (Mishkin et al., 2013). Aksjekurser har en tendens til være høye når bedrifter har mange lønnsomme investeringsmuligheter, ettersom disse profittmulighetene betyr høyere fremtidig inntekt for aksjonærene. Dermed kan aksjekurser gjenspeile insentiver til å investere. Fordelen med Tobins Q som et mål på

insentivene til å investere er at den reflekterer både nåværende lønnsomhet av kapitalen, og forventet fremtidig lønnsomhet av kapitalen.

Tobins Q er definert som markedsverdien av en bedrift og dens kapitalbeholdning over gjenanskaffelseskostnaden av kapitalbeholdningen (Mishkin et al., 2013):

$$Tobins\ Q = \frac{Markedsverdi}{Gjenanskaffelseskostnad}$$

Dersom Q er høyere enn 1, er markedsverdien høy relativt til gjenanskaffelseskostnaden av kapitalbeholdningen. Markedet er altså optimistisk til produktiviteten og veksten i bedriften, som gjør det mer attraktivt å eie aksjer i bedriften. Bedrifter kan da utstede aksjer og potensielt motta en høy pris relativt til kostnaden de betaler for nye anlegg og utstyr. Motsatt, dersom Q er lavere enn 1, vil ikke bedriften kjøpe nye kapitalvarer fordi bedriftens markedsverdi er lav relativt til gjenanskaffelseskostnaden av kapitalbeholdningen. I dette tilfellet taper bedriften penger på den installerte kapitalen, og bedriften vil ikke tjene på å investere i kapital etter hvert som nåværende kapital slites ut.

Pengepolitikken kan påvirke markedsverdien av kapital og kapitalkostnaden. Renteendringer har en tendens til å virke raskere på markedsverdien enn på kapitalkostnaden, ettersom finansmarkedene reagerer raskere på renteendringer enn varemarkedene. Således vil en ekspansiv pengepolitikk på kort sikt gi en høyere Q. Ytterligere vil en ekspansiv pengepolitikk øke tilbudet og etterspørselen etter kreditt. Overflødig kreditt kan plasseres i aktivamarkedene, og øke etterspørselen etter aksjer, som igjen øker aksjekursene. Økte aksjekurser vil føre til at Q øker, dermed vil investeringsnivået i økonomien øke.

En økning i aktivapriser vil også påvirke husholdningenes konsum via formueseffekten. Modigliani har studert hvordan individers konsumbeslutninger kan påvirkes av deres formue. I Modiglianis livssyklushypotese (1966) antas det at konsumenter glatter konsum over livssyklusen. Dette impliserer at det er de ressursene individet har tilgjengelig over livssyklusen som er relevant for konsum, ikke dagens inntekt. En viktig del av konsumenters ressurser over livssyklusen er deres finansielle formue, der en betydelig andel er aksjer. Når aksjekursene stiger vil verdien av den finansielle formuen øke, dermed øker ressursene

konsumenter har tilgjengelig over livssyklusen, og derav øker også konsumet. Modigliani fant at denne sammenhengen bidrar vesentlig til pengepolitikken styrke (Mishkin et al., 2013).

Formueseffekten og Tobins Q kan også anvendes på boligmarkedet (Mishkin et al., 2013). En økning i boligpriser relativt til gjenanskaffelseskostnaden fører til at Q øker, som videre stimulerer produksjon av nye boliger. Boliger er en viktig del av konsumenters formue, og derav vil en økning i boligprisene øke formuen, som igjen øker konsumet over livsløpet. En ekspansiv pengepolitikk, som fører til en økning i boligpriser gjennom Tobins Q og formueseffekten, fører dermed til en økning i aggregert etterspørsel.

Aktivapris-kanalene kan bidra til finansiell ustabilitet grunnet priseksternaliteter.

Eksternalitetene oppstår når aktører ikke internaliserer at deres individuelle handlinger kan føre til relative prisendringer, som i sin tur kan forsterke sjokk i den aggregerte økonomien (Jeanne og Korinek, 2013). Dette kan resultere i et mer sårbart finansielt system som er mer eksponert overfor sjokk i aktivapriser.

De empiriske bevisene for hvorvidt lave renter forårsaker en boom i aktivapriser er imidlertid ofte tvetydige (IMF, 2013). Eksempelvis finner IMF (2009) at i mange avanserte økonomier var det en liten sammenheng mellom lave renter og økningen i boligpriser i perioden 2002 til 2006. Resultatene viser en sammenheng mellom lave kortsiktige realrenter og høye boligpriser i Irland og Spania. I samme periode hadde også Australia, New Zealand og Storbritannia høye boligpriser, imidlertid var realrentene relativt høye i disse landene.

4.4 “Risk-shifting”-kanalen

Virkningen av “risk-shifting”-kanalen indikerer at det kan være en positiv sammenheng mellom rentenivået og risikoen for finansiell ustabilitet. Kanalens effekt indikerer at en økning i styringsrenten, og derav i bankenes innskuddsrenter, vil øke risikotaking (Dell'Ariccia et al., 2017).

“Risk-shifting”-effekten kommer inn via passivasiden av bankenes balanser. Eksempelvis vil en økning i styringsrenten øke kostnaden av bankens forpliktelser, ettersom rentene på gjeld og kundeinnskudd vil øke. Alt annet likt vil dette redusere bankens forventede fortjeneste, som gir insentiver til å øke risikoen i dens portefølje for å opprettholde avkastningen

(Dell'Ariccia et al., 2017). Omfanget av denne effekten avhenger imidlertid kritisk av graden av begrenset ansvar. En bank som er fullt ut egenkapitalfinansiert er i mindre grad influert av problemet med begrenset ansvar, ettersom potensielle tap vil ramme bankens eiere. På den annen side vil en bank som i sin helhet er finansiert av gjeld ha sterkere insentiver til å ta risiko, derav at “risk-shifting”-effekten er sterkere.

“Risk-shifting”-effekten er særlig relevant for banker som hovedsakelig finansierer seg kortsiktig til flytende rente, og som samtidig hovedsakelig låner ut langsiktig til fast rente. For en slik bank vil marginene falle etter en pengepolitisk innstramming, noe som kan føre til økt risikotaking i bankene, og økt belåning for å opprettholde avkastningen (IMF, 2013). Således vil styrken av “risk-shifting”-kanalen avhenge av bankenes belåningsgrad. Problemet med risikotaking er større i mindre kapitaliserte banker, og vil være mer utbredt når rentenivået er høyt og deres marginer innskrenkes (Dell'Ariccia et al., 2017). Av denne grunn vil mindre kapitaliserte banker være mer sensitiv overfor renteendringer.

Dell'Ariccia et al. (2017) finner bevis for en “risk-shifting”-kanal i det amerikanske banksystemet. Kanalen identifiseres ved å undersøke hvilken effekt en endring i Federal Funds rate har på bankenes risikovurdering av utlån. En reduksjon i Federal Funds rate fører til at banker med en relativt høy egenkapitalandel øker risikovurderingen av utlån mer enn banker med en relativt lav egenkapitalandel. Bevisene er i samsvar med den teoretiske litteraturen på “risk-shifting”-effekten, som fremstiller risikotaking som en funksjon av bankers finansieringsstruktur.

4.5 Risikotakingskanalen

De siste årene er det i økende grad blitt viet oppmerksomhet til sammenhengen mellom pengepolitikken og aktørers oppfatning og prising av risiko – den såkalte risikotakingskanalen. Risikotakingskanalen i transmisjonsmekanismen er definert som virkningen av endringer i styringsrenten på risikooppfatninger og/eller -toleranse og dermed på graden av risiko i porteføljer og på prisingen av aktiva og finansiering (Altunbas et al., 2010). Isolert sett for banker betyr dette at endringer i styringsrenten ikke utelukkende påvirker kvantiteten, men også kvaliteten av bankers balanser (De Nicolo et al., 2010).

Målt risiko har en naturlig tendens til å variere prosyklisk, det vil si at målt risiko er relativt lavere i perioder med ekspansjon i økonomien, og relativt høyere i perioder med økonomisk kontraksjon (Borio og Zhu, 2008). Dette kommer av at sannsynligheten for mislighold av forpliktelser, tap gitt mislighold, samt volatiliteter, har en tendens til å avta i oppgangsperioder og stige i nedgangsperioder (Altunbas et al., 2010). Ytterligere kan lettelsers i pengepolitikken, ved å øke reell økonomisk aktivitet, redusere graden av investorers risikoaversjon. Dette er i samsvar med Campbell og Cochranes (1999) studie av forholdet mellom risikopremier på aksjer og investorers risikoaversjon; investorer blir mindre risikoaverse i perioder med ekspansjon i økonomien fordi deres konsum øker relativt til normale nivåer.

Et lavt rentenivå kan hovedsakelig påvirke bankenes risikotaking på to måter. For det første vil lave renter påvirke verdivurderinger, inntekter og kontantstrømmer, som igjen kan påvirke hvordan bankene måler risiko (Borio og Zhu, 2008). For det andre vil lav avkastning på investeringer kunne øke bankers og forvalteres insentiver til å opptre mer risikabelt, for eksempel grunnet kontraktuelle krav om å oppnå et gitt mål på nominell avkastning (Rajan, 2005). De to ovenstående mekanismene refererer til effekter av en renteendring, men bankenes insentiver til å ta risiko kan også påvirkes gjennom forventninger om at det vil komme lettelsers i pengepolitikken ved en eventuell nedgangsperiode. Den neste delen av utredningen går inn på mekanismene som risikokanalen virker gjennom, i lys av både teoretisk og empirisk litteratur.

4.5.1 Økte aktiva- og panteverdier

Et lavt rentenivå påvirker aktørers inntekt og profitt, samt verdivurderinger og kontantstrømmer gjennom lavere diskonteringsfaktor, som igjen kan påvirke hvordan banker måler risiko. Disse effektene er nært relatert til, og bidrar til å styrke effektene som virker gjennom kredittkanalen. Kredittkanalen virker blant annet ved at rentesettingen påvirker private aktørers tilgang til kreditt ved å endre nåverdien av aktiva som aktørene kan stille som sikkerhet for lån. Alt annet likt fører lave renter til høyere etterspørsel etter aktiva, og derav økende aktivapriser og panteverdier. Dette kan igjen påvirke bankers beregning av sannsynlighet for mislighold, tapsgrad og volatilitet. Eksempelvis kan banker anse potensielle låntakeres sannsynlighet for mislighold som relativt lavere, ettersom deres panteverdier har økt. Konsekvensen av at målt risiko tenderer til å falle i oppgangsperioder, er dermed at

foretak setter opp mer risikofylte budsjetter og/eller tar inn større risiko i sine porteføljer (Altunbas et al., 2010).

En annen konsekvens av økende aktivapriser er en økt verdi av bankens egenkapital, som alt annet likt reduserer bankens belåningsgrad. Adrian og Shin (2008) argumenterer for at det er en sterk sammenheng mellom endringer i belåningsgrad og endringer i finansielle foretaks balanser. Som en konsekvens av en reduksjon i styringsrenten vil banker kunne reagere på fallet i belåningsgraden med å øke etterspørselen etter aktiva, som kan gjøre banksystemet mer sårbart overfor negative sjokk i aktivapriser (De Nicolo et al., 2010).

4.5.2 “Search for yield”

Et lavt rentenivå kan øke bankers og forvalteres insentiver til å ta mer risiko for å oppnå en gitt avkastning. “Search for yield”-motiver oppstår når bankers og investorers profittmarginer presses vesentlig på grunn av et lavt rentenivå (Rajan, 2005). Dette kan videre føre til at banker og andre investorer øker sin risikotaking i håp om å generere avkastningen som behøves for å opprettholde lønnsomheten i perioder med svært lave renter.

En faktor som kan føre til økt risikotaking er institusjonelle forpliktelser. For eksempel er de fleste livsforsikringsselskaper og pensjonsfond underlagt forpliktelser om et minimum avkastningsnivå på sine aktiva. I en periode med fallende renter kan forpliktelsene overgå avkastning tilgjengelig i sikre obligasjoner. Gapet kan føre til “search for yield” ved at institusjoner investerer i aktiva med høyere avkastning og risiko (Rajan, 2005). Mer generelt kan en lavrentepolitikk gjøre at risikofrie aktiva blir mindre attraktive, som kan føre til “search for yield”-motiver blant finansielle formidlere.

De Nicolo et al. (2010) hevder at lavere rente på sikre aktiva kan øke risikonøytrale bankers etterspørsel etter usikre aktiva. Dette vil aggregert sett redusere avkastningen på usikre aktiva, inntil avkastningen på både sikre og usikre aktiva igjen er utjevnet i likevekt. På denne måten kan et lavere rentenivå føre til en reallokering i bankenes porteføljer mot mer risikoeksponering. Effekten av “search for yield” kan bety at risikotakingskanalen har sterkere gjennomslag når det er en betydelig differanse mellom markedsrentene og et gitt avkastningskrav.

Forholdet mellom et lavt rentenivå og høy risikotaking påvirkes også av konkurranse og avslappet reguleringspraksis (Altunbas et al., 2010). Sterk konkurranse i banknæringen kan øke bankers insentiver til å ta risiko for å oppnå høyere markedsandeler. Dette kan eksemplifiseres med endringen i bankenes atferd da prosessen med liberalisering av det norske finansmarkedet startet på begynnelsen av 1980-tallet. Finansmarkedet gjennomgikk store strukturelle endringer som førte til økt konkurranse, kredittekspsjon og økt risikotaking. De strukturelle endringene var knyttet til reduksjon i etableringshindringer, deregulering, finansielle innovasjoner, ekspansjon til nye markeder og teknologisk fremgang (Knutsen og Lie, 2002). Selv om perioden var preget av høye nominelle renter var inflasjonen stigende, noe som førte til realrenter rundt eller under null. Dermed hadde husholdningene sterke insentiver til å ta opp lån. Det er vist at det var en sterk sammenheng mellom ønsket om vekst og ekspansjon i bankene, og frekvensen av tap på utlån da bankkrisen inntraff økonomien i 1987 (Knutsen og Lie, 2002).

4.5.3 “The Greenspan Put”

Den siste effekten av pengepolitikken på bankenes risikotaking er omtalt som “The Greenspan Put” (De Nicolo et al., 2010). Denne effekten er relatert til sentralbankens kommunikasjonspolitikk og egenskapene til sentralbankens reaksjonsfunksjon, og er ikke en direkte effekt fra endringer i styringsrenten. Graden av sentralbankens transparens og forpliktelse til fremtidige pengepolitiske avgjørelser påvirker atferden til aktørene i økonomien.

Pengepolitikken i Norge er i stor grad basert på regler gjennom et eksplisitt inflasjonsmål. Den moderne oppfatningen er at sentralbankens utøvelse av pengepolitikken bør være forutsigbar og transparent. Dersom sentralbanken lykkes i sin kommunikasjon skal det være slik at relevante økonomiske aktører skal kunne internalisere sentralbankens reaksjonsfunksjon. På den ene siden vil dette kunne bidra til måloppnåelse gjennom å forankre forventningene til aktørene i økonomien. På den annen side vil en høy grad av forutsigbarhet til sentralbankens fremtidige beslutninger redusere usikkerheten i markedet, som kan føre til at banker og andre aktører tar mer risiko. Dette kommer av at aktørene kan oppfatte et sikkerhetsnett, fordi man forventer at en pliktoppfyllende sentralbank vil lette pengepolitikken i nedgangsperioder, som kan redusere nedsiderisikoen i bankene (De Nicolo et al., 2010). Oppfattelsen av at det eksisterer et sikkerhetsnett er et klassisk moralsk hasard problem (Gjedrem, 1999).

Oppfattelsen av et sikkerhetsnett som reduserer risikoaversjon i finansielle institusjoner kan føre til et tidsinkonsistensproblem for sentralbanken. Ex-ante vil sentralbanken ønske å forplikte seg til mindre enn den (ex-ante) optimale responsen for å redusere problemet med ekstra risikotaking i bankene. Imidlertid vil sentralbanken ex-post, i forbindelse med negative sjokk i økonomien, ønske å utspille den optimale responsen (Jeanne og Korinek, 2013). Imidlertid er omfanget av denne mekanismen kritisk avhengig av rentenivået. Et høyere rentenivå medfører at det er større rom for pengepolitisk stimuli, enn hva det er ved et lavt rentenivå. Eksempelvis er relevante aktører i økonomien trolig klar over at dagens lave rentenivå kan legge begrensinger på muligheten for å senke styringsrenten ytterligere. Dette betyr at økt risikotaking grunnet oppfattelsen av et sikkerhetsnett vil være høyere ved et høyere rentenivå.

Oppsummert indikerer risikotakingskanalens effekter en potensiell negativ sammenheng mellom kortsiktige renter og bankers risikotaking. Imidlertid, i det minste for mekanismene “search for yield” og økte aktivaverdier, avhenger effektene av et positivt gjennomslag fra styringsrenten på avkastningen av bankenes aktiva.

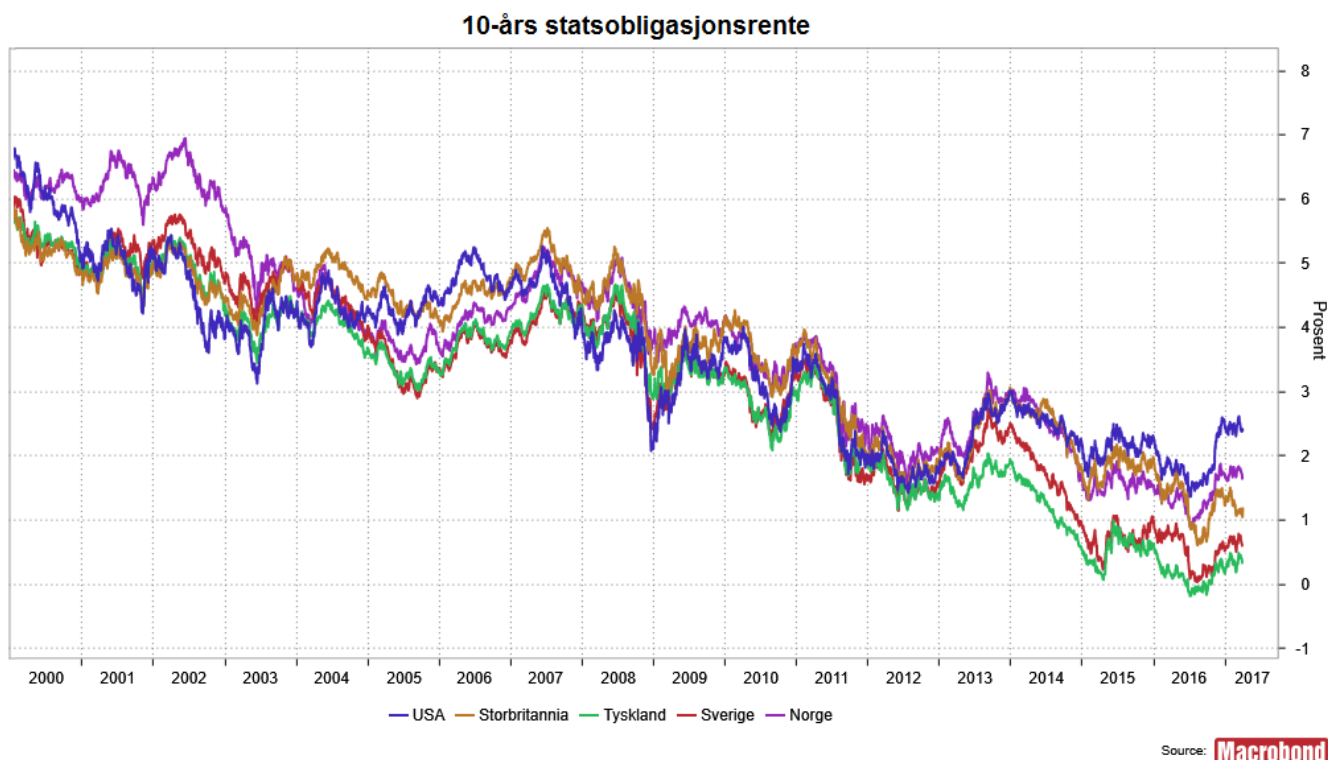
5. Risikotakingskanalens gjennomslag

Under normale forhold forventes det at risikotakingskanalen kun fungerer som en forsterkende mekanisme av pengepolitikken. Under visse forhold, spesielt hvis risiko underestimeres og individuelle insentiver ikke er forenlig med utfall som er foretrukket av den aggregerte økonomien, kan kanalen være en medvirkende faktor for en eventuell oppbygging av finansiell ustabilitet (Borio og Zhu, 2008). Hvis risikotakingskanalen har en slik effekt, er en potensiell bekymring at sentralbanken ikke fullt ut tar hensyn til økt risikotaking i det finansielle systemet.

Det er en liten sannsynlighet for at risikotakingskanalen i seg selv kan skape dyptgripende effekter. Imidlertid kan en langvarig økning i risikotaking, kombinert med andre faremomenter som sterkt økende aktivapriser og kredittvekst, gi alvorlige følger for den finansielle stabiliteten. Rentenivået internasjonalt har vært uvanlig lavt over en lengre periode, og de senere årene har enkelte sentralbanker valgt å sette en negativ styringsrente. Risikotakingskanalens effekter medfører at et lavt rentenivå over en lengre periode kan være foruroligende, ettersom dette kan ha bidratt til en oppbygging av sårbare finansielle system. Neste del av utredningen tar for seg en nærmere diskusjon av driverne bak det historisk lave rentenivået.

5.1 Historisk lave renter - bakgrunn og drivere

I avanserte økonomier har den nominelle renten på obligasjoner med lang løpetid vært fallende i flere tiår. Noe av dette fallet kan forklares som følger av fallende inflasjonsforventninger etter innføring av inflasjonsmål i mange sentralbanker på 1990-tallet. Imidlertid er det nedgangen i realrentene som har gitt det mer vedvarende presset nedover på de nominelle rentene. Figur 2 viser den fallende trenden i nominelle renter på europeiske og amerikanske 10-års statsobligasjoner gjennom 2000-tallet. Det nivået på realrenten som er konsistent med et lukket produksjonsgap, den nøytrale realrenten, har falt i takt med økt sparing og redusert etterspørsel etter kapital (Norges Bank, 2017a).



Figur 2 - Renten på statsobligasjoner med 10-års løpetid i perioden 2000-2017. Kilde: Macrobond

Den nøytrale realrenten er i stor grad determinert av forventninger om global trendvekst, og andre faktorer som former preferansene for sparing og etterspørsel etter investeringer. Den nøytrale realrenten er ikke observerbar og vanskelig å estimere. Ifølge en enkel modell for økonomisk vekst er den nøytrale realrenten (r^{**}) bestemt av produktivitetsvekst (g), vekst i arbeidsstyrken (n) og husholdningenes spareatferd relatert til deres tidspreferanserate (ρ) (Bernhardsen og Gerdrup, 2007). Husholdningenes tidspreferanserate ($\rho > 0$) reflekterer preferansen av konsum i dag relativt til konsum i fremtiden; jo høyere tidspreferanserate, jo høyere preferanse for konsum i dag. Under forutsetning om fleksible priser og mobile innsatsfaktorer kan det vises at:

$$r^{**} = g + n + \rho$$

Svakere produktivitetsvekst kan føre til skift i både sparing og investeringer. Produktivitetsveksten er positivt relatert til den nøytrale realrenten i denne modellen. Begrunnelsen er at svakere produktivitetsvekst reduserer husholdningenes forventede fremtidige inntekt, noe som betyr at husholdningene må spare mer for å opprettholde konsumet i fremtiden. Høyere sparing gir høyere kapitalakkumulasjon, som på lang sikt fører til lavere utbytte av kapital grunnet avtakende marginalnytte. Ettersom realrenten er lik marginalproduktet av kapital vil realrenten også falle. Forholdet mellom produktivitetsvekst

og den nøytrale realrenten avhenger også av bedriftenes investeringsavgjørelser. Svakere produktivitetsvekst betyr lavere utbytte av investeringer, som gjør at bedrifter er mindre villig til å investere ved en gitt rente.

Rachel og Smith (2015) har utført en empirisk studie ved bruk av globale data for å identifisere de viktigste sekulære trendene som kan ha drevet den globale nøytrale realrenten nedover. Resultatene tyder på at den nøytrale realrenten har falt i hele verden, med rundt 4,5 prosent de siste 20 årene. Til tross for betydelige usikkerhetsmarginer kan Smith og Rachel gjøre rede for driverne bak fire prosent av det estimerte fallet på 4,5 prosent.

Trendveksten i den globale økonomien ser ut til å være lavere grunnet lavere befolkningsvekst, lavere vekst i arbeidsstyrken og lavere produktivitetsvekst. Studien til Smith og Rachel viser at én prosent av fallet i den nøytrale realrenten etter finanskrisen i 2008 trolig kommer av endringer i trendvekst. Påvirkningen på den nøytrale realrenten er imidlertid sterkere fra endringer i tilbøyeligheten til å spare og investere, enn fra endringer i vekstraten. Smith og Rachel påpeker at man ikke kan gjøre rede for fallet i realrentene før finanskrisen bare ved å se på endringer i global vekst – den globale veksten var faktisk ganske jevn i tiårene før finanskrisen. Imidlertid kan finanskrisen ha trigget en større revurdering av vekstutsiktene fremover, og en økt pessimisme om fremtiden kan spille en viktig rolle i nedgangen i den nøytrale realrenten. Spesielt er det observert et skift i etterspørselen etter sikre aktiva, som statsobligasjoner, som har gitt et press nedover på den nøytrale realrenten, særlig under og etter finanskrisen. Bruk av kvantitative lettelsers har også bidratt til økt etterspørsel etter sikre aktiva (Bean et al., 2015).

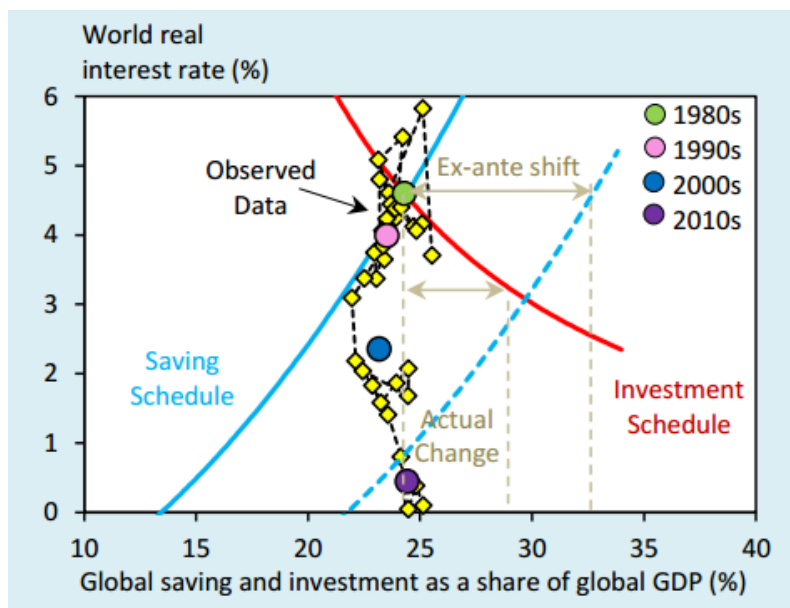
Studien til Rachel og Smith viser at økt preferanse for sparing kan redegjøre for 1,6 prosent av fallet i den nøytrale realrenten. Hvis dette hadde vært hele historien skulle man forvente å se en stabil økning i faktiske sparerater verden over. Imidlertid har andelen sparing i forhold til investeringer vært relativt stabil de siste 30 årene, noe som betyr at preferansen for investeringer må ha falt (Rachel og Smith, 2015). Lavere offentlige investeringer har bidratt til å redusere det globale investeringsnivået. Ytterligere har den relative prisen på kapitalvarer falt, derav har også investeringsnivået som andel av BNP falt. Studien viser videre at realavkastningen på kapital ikke har falt like mye som risikofrie renter. Økningen i denne spreaden har ført til redusert preferanse for investeringer, som videre har redusert risikofrie

renter. Sammen svarer effektene fra endrede preferanser for sparing og investering til tre prosent av fallet i den nøytrale realrenten.

Den vedvarende rentenedgangen globalt har konsekvenser for pengepolitikken. Det er forventet at effekten fra lavere vekst, lavere preferanse for investeringer og økt sparing vil fortsette å påvirke rentene fremover, slik at rentenivået globalt vil være lavt på mellomlang til lang sikt (Rachel og Smith, 2015). Nedgangen i realrentene har kommet godt med på enkelte områder, spesielt ved å redusere gjeldsbyrden for mange land. Derimot har nedgangen skapt en utfordring for pengepolitikken. En reell utfordring for mange sentralbanker er at effekten av en ekspansiv pengepolitikk ved fremtidige resesjoner kan være begrenset når rentenivået er uvanlig lavt.

Generelt er det slik at investeringsetterspørsel som andel av BNP vil øke dersom realrenten faller, alt annet likt. En lavere rente vil videre redusere spareren, alt annet likt. Som argumentert for over er preferansen for investeringer ved en gitt realrente redusert, mens sparing har økt ved en gitt realrente. Resultatet er at likevekten mellom husholdningenes sparing og bedriftenes investeringsetterspørsel er ved en svært lav realrente. Dette følger Bernanke et al. (2011) som tar utgangspunkt i at renten er den prisen som skaper likevekt mellom sparing og investering.

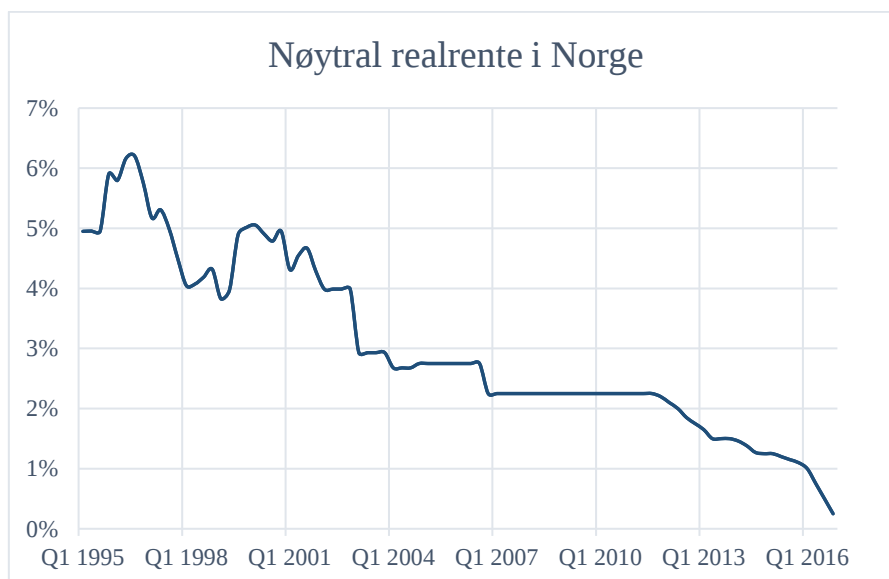
Figur 3 viser de observerte globale likevekts-realrentene på 1980-, 1990-, 2000- og 2010-tallet, samt skiftet i spare- og investeringsfunksjonen. Den økte preferansen for sparing har skiftet sparefunksjonen utover, for en gitt realrente. Ettersom etterspørselen etter investeringer som andel av BNP er uendret, har dette presset realrenten ned slik at etterspørselen etter investeringer og tilbudet av kapital igjen er i likevekt. Resultatet er en likevekt ved en svært lav realrente (Rachel og Smith, 2015). Sammenlignet med realrenten i likevekt på 1980- og 1990-tallet, fremkommer det av grafen at realrenten var betydelig lavere på 2000-tallet, og ytterligere redusert fra 2010.



Figur 3 – Utvikling i den nøytrale likevekts-realrenten, og skift i spare- og investeringsfunksjonen (Rachel og Smith, 2015, s.32).

Konsekvensen av den lave realrenten i likevekt er at den faktiske økningen i sparerater er mindre enn det (ex-ante) skiftet i funksjonen tilsier. Dette kommer av at preferansen for å spare har falt ettersom avkastningen på kapital er lavere. Investeringsnivået som andel av globalt BNP er fortsatt relativt uendret.

Den fallende trenden i den globale nøytrale realrenten er også gjeldende for den norske økonomien isolert sett. Figur 4 viser utviklingen i den nøytrale realrenten i Norge fra 1995 til 2016.



Figur 4 - Nøytral realrente i Norge i perioden 1995 – 2016 (Stensland, 2017)⁸.

⁸ Datagrunnlaget for den nøytrale realrenten i Norge er blitt tilsendt via e-post fra Njål Stensland ved Norges Bank.

Den nøytrale realrenten er som nevnt ikke observerbar og vanskelig å estimere. Norges Bank anslår imidlertid at den nøytrale realrenten har falt med 4,8 prosent siden 2000, og var ved utgangen av 2016 anslått til å være 0,25 prosent (Stensland, 2017). Dette viser at den norske økonomien påvirkes av strukturelle utviklingstrekk i den globale økonomien.

5.2 Risikotakingskanalen: Empiriske bevis

Det er et begrenset antall empiriske studier som direkte har forsøkt å teste eksistensen av en risikotakingskanal i pengepolitikens transmisjonsmekanisme. Imidlertid har det vært en økning i empiriske studier på risikotakingskanalen i perioden etter finanskrisen i 2008. I denne delen av utredningen presenteres fem av disse studiene.

5.2.1 Spania

Jiménez et al. (2008) utførte den første empiriske studien på eksistensen av en risikotakingskanal i pengepolitikens transmisjonsmekanisme. Jiménez et al. (2008) undersøker hvorvidt pengepolitiske forhold har en innvirkning på risiko i bankers utlånsporteføljer. Datasettet tar utgangspunkt i mikrodata fra det spanske kredittregisteret, og inneholder majoriteten av spanske virksomheters låneavtaler i perioden 1984 til 2006.

Resultatene viser at et lavt rentenivå påvirker risikoen i spanske bankers utlånsporteføljer på to motstridende måter. For det første gir studien robuste bevis på at økte aktiva- og panteverdier, samt “search for yield” fører til at bankene har en tendens til å lette sine utlånsstandarder; bankene låner mer til låntakere med dårlig kreditthistorie og til mer usikre prosjekter. Således innvilger banker lån med høyere sannsynlighet for mislighold når rentenivået er lavt. På den annen side fører et lavt rentenivå til redusert sannsynlighet for at utestående lån med flytende rente misligholdes, ettersom rentebyrden reduseres.

Videre finner Jiménez et al. (2008) at effekten av pengepolitikken på bankenes risikotaking avhenger av bankens størrelse og likviditetsgrad. Eksempelvis tar små banker på seg ekstra kredittrisiko når rentenivået er lavt. I tillegg vil små banker endre sin risikotaking mer i respons til pengepolitiske endringer, enn det større banker vil. Ifølge Jiménez et al. (2008) er årsakene til dette at små banker har en lavere nettoverdi, manglende diversifisering, og større vanskeligheter med å få tilgang på likviditet.

5.2.2 USA

Dell’Ariccia et al. (2017) undersøker eksistensen av en risikotakingskanal i det amerikanske banksystemet. Studien anvender data på forretningsbankers interne rating av utlån til bedrifter i perioden 1997 til 2011. Utlån blir rangert på en skala fra 1 (minimal risiko) til 5 (høy risiko).

Resultatene indikerer at det er en negativ sammenheng mellom bankenes risikotaking og en økning i kortsiktige renter. Dette impliserer at kvaliteten på utlån, målt ved risikoen på nye utlån, reduseres når den kortsiktige renten reduseres. Videre finner Dell’Ariccia et al. (2017) bevis for at styrken av sammenhengen mellom ex-ante risikotaking i bankene og kortsiktige renter er sterkere når rentenivået er blitt holdt lavt over en lengre periode.

Konsistent med en “risk-shifting”-kanal finner Dell’Ariccia et al. (2017) også at effekten avhenger av graden av kapitalisering i bankene; effekten av rentenivået på bankenes risikotaking er mindre markant for banker med en høyere egenkapitalandel. Ytterligere er påvirkningen på bankenes risikotaking mer markant i regioner som er mindre synkronisert med nasjonale konjunkturer, og mindre markant i perioder der bankenes økonomiske stilling er forverret. Samlet sett viser resultatene at renten har en liten, men økonomisk relevant, effekt på bankenes risikotaking.

5.2.3 Bolivia

Ioannidou et al. (2009) analyserer pengepolitikkenes effekt på bankers risikotaking og prising av nye lån ved å benytte data på registrerte utlån i Bolivia fra 1999 til 2003. I denne perioden var den lokale valutaen, boliviansk peso, knyttet til amerikanske dollar og banksystemet var omtrent fullt ut dollarisert. Som en konsekvens var pengepolitikken i Bolivia nært knyttet til den amerikanske pengepolitikken. Studien viser at det er en årsakssammenheng mellom lave styringsrenter og overdreven risikotaking.

I denne studien er flere utlånsspesifikke mål på bankrisiko undersøkt, herunder sannsynligheten for mislighold av lån både ex-ante og ex-post, og prising av kredittrisiko. Resultatene viser at lavere styringsrente øker bankers villighet til å ta risiko. En reduksjon i Federal Funds rate øker sannsynligheten for at en bank gir lån til ex-ante mer risikable låntakere. Imidlertid fører en reduksjon i Federal Funds rate til at sannsynligheten for mislighold reduseres for allerede inngåtte lån. Kredittrisikoen er derav høyest når styringsrenten er lav ved inngåelse av lån, og øker vesentlig utover i lånets løpetid.

Resultatene viser videre at når rentenivået er lavt øker ikke bare antall nye risikofylte lån, men bankene reduserer også rentene mer på lån til mer risikable låntakere relativt til rentene på lån til mindre risikable låntakere. Ioannidou et al. (2009) finner også at banker med mer likvide eiendeler, færre lån fra utenlandske finansinstitusjoner, lavere kapitaldekning og flere misligholdte lån tenderer til å ta mer risiko når rentenivået er lavt, og priser denne risikoen i mindre grad enn andre banker.

5.2.4 Norge

Karapetyan (2016) har utført en empirisk studie på eksistensen av en risikotakingskanal i Norge. I studien identifiseres effektene av pengepolitikken på bankers risikotaking ved å anvende et datasett som dekker utlån til det norske bedriftsmarkedet i perioden 1997 til 2010. Datasettet omfatter norske spare- og forretningsbanker.

Karapetyan (2016) finner at lavere kortsiktige renter (interbank- eller overnattenrenter) fører til at bankene gir mer lån til mer risikable bedrifter. Videre finner Karapetyan (2016) at for en gitt bedrift vil ulike bankers vilje til å yte kreditt til enhver tid variere, og at en banks respons avhenger av dens kapitaldekning. Det er mer sannsynlig at banker med lavere egenkapitalandel øker utlånsvolumet til ex-ante risikable bedrifter, sammenlignet med banker med høyere egenkapitalandel. Samtidig øker lokale banker sin risikotaking mer i perioder med ekspansiv pengepolitikk, enn det regionale banker gjør.

5.2.5 EU og USA

Altunbas et al. (2010) undersøker forholdet mellom kortsiktige renter og bankrisiko i EU og USA. I studien benyttes en database bestående av kvartalsvise balansetall for 643 børsnoterte banker i perioden 1998 til 2008. I studien blir det særlig lagt vekt på de mulige determinantene for bankenes risikotaking før og under finanskrisen i 2008.

Variabelen som redegjør for bankrisiko er Expected Default Frequency ("EDF"). EDF er en fremtidsrettet indikator på risiko i banker og ikke-finansielle foretak. Indikatoren er beregnet av Moodys KMV, og bygger på Mertons modell for prising av selskapers obligasjonsgjeld. Økt EDF samsvarer med økt sannsynlighet for mislighold, og derav økt risiko.

For å isolere effektene av pengepolitikken kontrolleres det for alternative faktorer som kan påvirke bankers risikotaking; bankspesifikke egenskaper, makroøkonomiske forhold,

forskjeller i intensiteten av bankreguleringer på tvers av landene, investorenes risikoaversjon, endringer i persepsjon av bankkonkurranse, utviklingen i boligpriser før og under finanskrisen, samt overdreven utlånsvekst.

Resultatene gir robuste bevis for at uvanlig lave renter bidrar til en økning i bankenes risikotaking. Altunbas et al. (2010) finner at effekten avhenger av bankenes kapitalstruktur, likviditet og utlånspraksis. Banker som tar mer risiko tenderer til å være mindre kapitaliserte og ha svakere likviditet, sammenlignet med banker som tar mindre risiko. Ytterligere finner de at banker som gir ut relativt færre lån tar mindre risiko, enn banker som gir ut relativt flere lån, men forskjellen er ikke stor.

6. Empirisk studie av risikotakingskanalen i Norge

Vår studie av pengepolitikens påvirkning på bankers risikotaking i Norge følger i stor grad Altunbas et al. (2010). Studien er nyskapende i den grad at Altunbas et al. (2010) anvender data på banker i USA og EU, der norske banker ikke er representert.

Den empiriske litteraturen i avsnitt 5.2 foreslår at det er en negativ sammenheng mellom bankenes risikotaking og rentenivået, men at styrken av dette forholdet avhenger av kapitalstrukturen i den respektive bank. I denne delen av utredningen presenteres fremgangsmåten for å teste bankenes atferdsmessige respons knyttet til risikotaking ved endringer i styringsrenten. For å skille økt risikotaking i perioder med lave renter, fra økt risiko på utestående lån i bankene, anvendes to mål. Endringer i styringsrenten anvendes som mål på risikoen av den eksisterende utlånsporteføljen, mens en reduksjon av styringsrenten under renten gitt av en standard taylor-regel anvendes som mål på økt risikotaking. Ytterligere redegjøres det for hvorvidt risikotakingen avhenger av størrelsen på bankenes forvaltningskapital og kapitalstruktur.

I studien benyttes kvartalsvise data på norske sparebanker, som er offentlig tilgjengelig. Som andel av BNP er banksektoren i Norge relativt liten sammenlignet med andre land. Imidlertid dominerer bankene det norske finansielle systemet (Finansdepartementet, 2011), noe som gir et utmerket utgangspunkt for å teste eksistensen av en risikotakingskanal i det norske banksystemet.

6.1 Variabler

Sannsynligheten for at en bank tar mer risiko når den står overfor en lavere styringsrente, er en funksjon av faktorer i den aggregerte økonomien og relatert til den enkelte bank. På den ene siden er denne sannsynligheten bestemt av makroøkonomiske forhold, som eksempelvis stadiet i konjunktursyklusen, utviklingen i aktivapriser, rentenivået og strukturen til rentekurven. På den annen side er sannsynligheten også bestemt av bankspesifikke egenskaper, som bankens størrelse, likviditet, kapitalstruktur, bruk av verdipapirinstrumenter og utlånsvirksomhet.

For å isolere effektene av pengepolitikken kontrolleres det for et bredt spekter av alternative faktorer som potensielt har en effekt på bankenes risikotaking; bankspesifikke faktorer (forvaltningskapital, capitalization-ratio), makroøkonomiske faktorer (produksjonsgapet, helningen til rentekurven, bolig- og aksjepriser), og markedsaktørers oppfatning av usikkerhet i markedet (VIX-indeksen).

I studien benyttes kvartalsvise data, som er bedre egnet til å måle den kortsiktige effekten av pengepolitiske endringer på bankrisiko, enn det eksempelvis årlige data er (Altunbas et al., 2010). Ved å inkludere kvartalsvise dummy-variabler kontrolleres det for kvartalsvise effekter som er korrelert med de uavhengige variablene, og påvirker alle bankene likt. Kvartalsvise effekter kan eksempelvis reflektere endringer i aktivitetsnivået i bankene over kalenderåret, blant annet er det kjent at aktivitetsnivået har en tendens til å være lavere i sommermånedene.

6.1.1 Risikomålet

I likhet med Altunbas et al. (2010) anvendes en konstruert indikator på bankrisiko. Variabelen som redegjør for bankrisiko i denne studien er Bloombergs indikator “1-Year Default Probability”, som uttrykker sannsynligheten for mislighold i løpet av de neste 12 månedene. Høyere verdi tilsvarer høyere sannsynlighet for mislighold. I denne sammenheng defineres mislighold som sannsynligheten for at verdien av et selskaps eiendeler faller under verdien av gjelden og egenkapitalen (Noma og Singenellore, 2013). “1-Year Default Probability” kalkulerer sannsynlighet for mislighold ved å ta hensyn til markedets oppfatninger av virksomhetens risiko for mislighold basert på informasjon fra finansmarkedet, samt informasjon fra virksomhetens resultatregnskap⁹.

“1-Year Default Probability” er del av Bloombergs kvantitative modell, Default Risk (“DRSK”), som estimerer risikoen i banker og ikke-finansielle foretak. Fordelen med kvantitative modeller er at de kan respondere raskere til endringer i markedet og fundamentalverdier, enn kvalitative modeller (Noma og Singenellore, 2013).

⁹ Komponentene som inngår i indikatoren er netto inntekt, andel misligholdte lån, reservebeholdning for utlånstap, total gjeld, nyeste langsiktig gjeld, kortsiktig lån og verdipapir solgt under Repo, prisvolatilitet over en periode på 260 dager, siste sluttkurs, gjeldende aggregert verdsettelse av selskapet basert på aksjekursen og antall utestående aksjer (Bloomberg).

DRSK er basert på Mertons opsjonspriseringsmodell (1974). Mertons modell bygger på at aksjonærene har en kjøpsopsjon på verdien av bedriftens underliggende verdier, som gjør at aksjonærene har rett til å ta over kontrollen av virksomheten ved å løse ut kreditorene. Ut fra opsjonspriseringsmodellen kan forventet misligholdssannsynlighet estimeres ved å sette verdien av selskapets eiendeler som den underliggende verdien og selskapets gjeld og egenkapital som innløsningskursen. Mislighold inntreffer dersom selskapets eiendeler er verdt mindre enn selskapets egenkapital og gjeld ved kjøpsopsjonens forfall. I modellen øker sannsynlighet for mislighold når volatiliteten i de underliggende verdiene, eiendelene, øker (Berg et al., 2014).

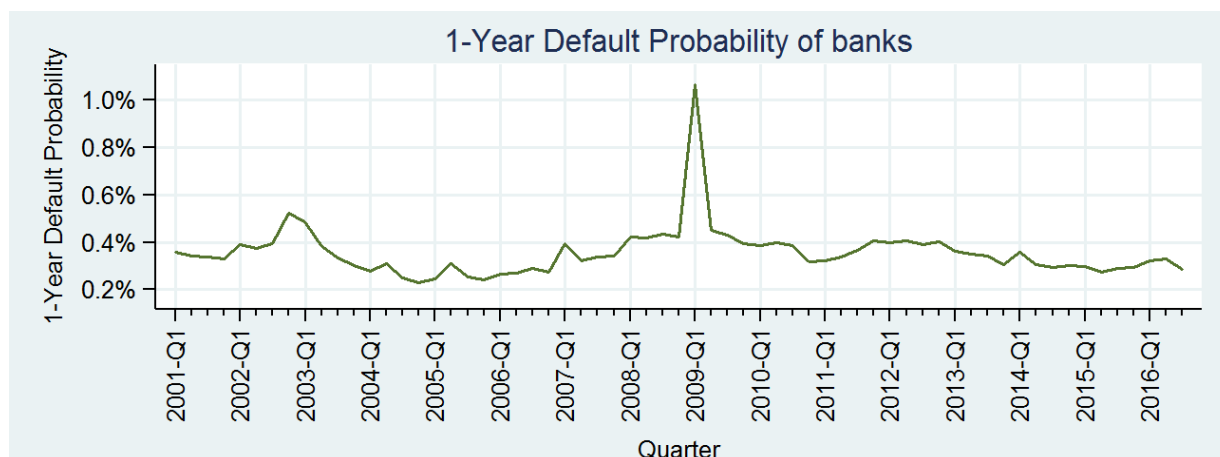
I studien anvendes “1-Year Default Probability” som avhengig variabel ($\Delta DFLT_t$), og lagget med ett kvartal som uavhengig variabel ($\Delta DFLT_{t-1}$). Den uavhengige variabelen er lagget med ett kvartal for å redegjøre for justeringshastigheten i variabelen, tilbake til en hypotetisk likevekt. Ved å anvende den avhengige variabelen som uavhengig variabel impliserer det at modellen som estimeres er dynamisk. Potensielle problemer ved å estimere en dynamisk modell diskuteres i avsnitt 6.2.2.

En svakhet ved å anvende “1-Year Default Probability”¹⁰ i studien av norske banker er at verdipapir solgt i repomarkedet inngår som en av komponentene i indikatoren. Repomarkedet i Norge er relativt lite. Dette kan svekke indikatorens relevans i denne studien, men ettersom denne begrensningen gjelder alle bankene i utvalget er vi av den oppfatning at studien uansett er valid.

¹⁰ Heretter vil “1-Year Default Probability” benevnes som bankrisiko.

6.1.1.1 Utvikling i bankrisiko

Figur 5 viser utviklingen i gjennomsnittlig "1-Year Default Probability" for de 18 bankene i utvalget, i perioden første kvartal 2001 til tredje kvartal 2016.



Figur 5 - Utvikling i gjennomsnittlig "1-Year Default Probability" for bankene i utvalget. 1 kv. 2001 - 3 kv. 2016.

Figuren gjenspeiler at sannsynligheten for mislighold blant bankene er gjennomgående lav. Imidlertid observeres en klar økning i bankrisiko under nedgangskonjunktoren i 2001 til 2003, samt under finanskrisen som for alvor hadde innvirkning på den internasjonale økonomien fra høsten 2008, i sammenheng med konkursen av Lehman Brothers Holdings Inc. og sammenbruddet av Repomarkedet.

Konjunkturedgangen i 2001 til 2003 hadde sammenheng med IT-boblen som sprakk rundt tusenårsskiftet. Da boblen sprakk falt de internasjonale børsene markant, noe som bidro til en reduksjon i den økonomiske veksten i OECD-landene. Fra 1993 til 2001 var den norske økonomien i en høykonjunktur, noe som hadde bidratt til en kraftigere økning i det innenlandske lønnsnivået enn hos de viktigste handelspartnerne (Eika, 2008). For å motvirke en potensiell økning i inflasjonen satt Norges Bank opp styringsrenten våren 2002, mens sentralbanker internasjonalt reduserte sine styringsrenter. Dette førte til en kraftig appresiering av kronen. Dermed ble den norske konkurransekraften svekket fra to retninger; sterk krone og høye lønninger. Sammen med en markant konjunkturedgang i utlandet ble det en krevende periode for norsk konkurranseutsatt sektor, og man fikk en reduksjon i eksporten i 2002 til 2003 (Eika, 2008).

I samme periode steg oljeprisen markant, fra en pris på 10 dollar fatet i 1998-1999, til over 30 dollar fatet høsten 2000. Imidlertid ga ikke de høye oljeprisene økte investeringer i

petroleumssektoren, investeringene hadde vært fallende fra 1999, og fallet fortsatte til og med 2002 (Eika, 2008). De negative vekstimpulsene fra både petroleumsvirksomheten og konkurranseutsatt sektor bidro til en konjunkturedgang. Konjunkturbunnen ble nådd tidlig i 2003 (Eika, 2008). Av figuren kan man observere at bankrisikoen begynte å øke i slutten av 2001, for så å falle fra slutten av 2002. Økningen i bankrisiko var en funksjon av både høyere tap på bankenes utlån til næringslivet, samt en generell nedgang i økonomisk aktivitet.

Sammenlignet med konjunkturedgangen i 2001 til 2003, viser grafen at økningen i bankrisiko var langt sterkere under finanskrisen i 2008. I perioden før finanskrisen i 2008 var pengepolitikken preget av lave kortsiktige renter, noe som medførte en høy gjeldsvekst, svært lave risikopremier og sterkt økende aktivapriser. Dette gjorde at den finansielle sårbarheten økte. Finanskrisen hadde sitt opphav i USA, og etter hvert ble det en betydelig spredning til den globale økonomien.

Bankkrisen rammet først investeringsbankene i USA. Investeringsbankenes finansiering besto i stor grad av kortsiktig finansiering i repomarkedet, som medførte at disse bankene var avhengig av å fornye deres finansiering kontinuerlig (Adrian og Shin, 2009b). Så lenge det var full tillit i markedet og ingen uro kunne investeringsbankene enkelt finansiere virksomheten sin. Når haircutten¹¹ steg markant under finanskrisen fikk investeringsbankene problemer med å refinansiere sine lån, som gjorde at disse bankene måtte redusere balansene sine dramatisk. Dette førte til panikksalg av verdipapir og en kamp om å få likviditet, som spredte seg til hele banksystemet. Denne prosessen kan sees på som akutt «shortage of financial intermediary balance sheet capacity» (Adrian og Shin, 2009b, s. 5). Spredning til det tradisjonelle banksystemet ble redusert grunnet omfattende støttetiltak fra Federal Reserve.

Lenge gikk det bra i realøkonomien, og det var i hovedsak banksystemet som etter hvert skapte problemer for realøkonomien, gjennom den betydelige svikten i markedslividitet for verdipapir og finansieringslikviditet for finansinstitusjoner og bedrifter. Spredningen til ikke-finansielle aktører var en konsekvens av en omfattende innstramming av kredittgivning grunnet strengere kredittvurderinger i bankene.

¹¹ Haircut er det prosentvise avviket mellom markedsverdien av et aktiva og belåningsverdien av aktivumet.

Sammenlignet med en rekke andre land, ble ikke Norge særlig hardt rammet av finanskrisen. Lavkonjunktoren i Norge var kortvarig og moderat. Ifølge Grytten og Hunnes (2016) var det flere årsaker til dette. Én årsak var at oljeprisene raskt steg tilbake til sitt opprinnelige nivå, etter at prisene hadde falt under krisen. I tillegg reduserte Norges Bank styringsrenten vesentlig før krisen rammet den norske økonomien. Videre var etterspørselen etter norske produkter opprettholdt på et høyt nivå under krisen, noe som førte til ny vekstkraft i den norske økonomien. Ytterligere ble finanspolitikken lagt om i en mer ekspansiv retning, med formål om å stimulere næringslivet. Staten lettet også bankenes tilgang på likviditet gjennom bytteordningen, som gikk ut på at bankene kunne bytte sikre obligasjoner mot statskasseveksler. På denne måten kunne bankene sette statskasseveksler som sikkerhet for lån, som medførte at de ble ansett som kredittverdige av markedet.

Samlet sett bidro disse forholdene til at finanskrisen ikke forplantet seg i den norske økonomien. Figur 5 viser at bankrisikoen steg markant mot slutten av 2008, for så å falle betydelig i begynnelsen av 2009. Økningen i bankenes misligholdssannsynlighet var ikke langvarig, som kan gjenspeile den begrensede forplantningen av finanskrisen til den norske økonomien.

Oppsummert viser den enkle grafiske fremstillingen at indikatoren “1-Year Default Probability” fanger opp de mest betydelige nedgangskonjunktorene og reverseringen av disse, gjennom utslag i bankrisiko. Selv om verdiene på bankenes misligholdssannsynlighet er marginale, er det viktigste momentet for anvendelsen av indikatoren i analysen at indikatoren responderer på utviklingen i den aggregerte økonomien.

6.1.2 Makroøkonomiske faktorer

6.1.2.1 Produksjonsgap

Kvartalsvis produksjonsgap ($PGAP_t$) er inkludert som uavhengig variabel for å redegjøre for om økonomien er i en høy- eller lavkonjunktur, og om dette har påvirkning på bankrisiko. Data på produksjonsgapet er beregnet av Norges Bank¹². Produksjonsgapet er beregnet som den prosentvise differansen mellom BNP for Fastlands-Norge og anslått potensielt BNP for Fastlands-Norge. Potensielt BNP kan ikke observeres, og må derav anslås.

¹² Datagrunnlaget på produksjonsgapet i Norge er blitt tilsendt via e-post fra Njål Stensland ved Norges Bank.

Bankenes utlånsvirksomhet har en tendens til å variere prosyklisk, i den forstand at banker øker kredittgivning i oppgangskonjunkturer og strammer inn i nedgangskonjunkturer. I perioder med ekspansjon og optimisme i økonomien øker konsum- og investeringsnivået, alt annet likt, som øker etterspørselen etter kreditt. Forventningen er derved at koeffisienten til $PGAP_t$ vil være negativ. Dette er basert på at økt etterspørsel etter kreditt øker bankenes lønnsomhet. Ytterligere vil bedre økonomiske forhold øke antall prosjekter som forventes å være lønnsomme i forhold til forventet nåverdi, som da reduserer den totale kredittrisikoen i en bank (Kashyap et al., 1993).

Altunbas et al. (2010) benytter kvartalsvis endring i BNP som indikator for hvordan den økonomiske utviklingen påvirker bankrisiko. I denne studien erstattes denne indikatoren med kvartalsvis produksjonsgap. Begrunnelsen for dette er at det kan være midlertidige svingninger i BNP fra ett kvartal til neste, selv ved en jevn utvikling i den aggregerte økonomien. Det er ikke nødvendigvis slik at midlertidige svingninger i BNP vil være utslagsgivende for bankenes atferd. Produksjonsgapet indikerer om økonomien er i en høy- eller lavkonjunktur, som i større grad vil være utslagsgivende for bankenes atferd, spesielt fordi bankers utlånsvirksomhet har en tendens til å variere prosyklisk.

6.1.2.2 Den pengepolitiske indikatoren

I studien benyttes tremåneders Nibor-rente som en proxy for styringsrenten i den norske økonomien. Denne tilnærmingen er utbredt i empiriske studier av risikotakingskanalen¹³. En effektiv pengepolitikk karakteriseres av at endringer i styringsrenten blir reflektert i de kortsiktige pengemarkedsrentene, mens effekten på de langsiktige rentene vil avhenge av i hvilken grad utøvelsen av pengepolitikken påvirker inflasjonsforventninger, og forventninger til fremtidige pengepolitiske beslutninger.

Nibor-renten er ansett som det beste estimatet for markedsrenten, og gjenspeiler renten en bank vil kreve for et usikret utlån i norske kroner til en annen bank som er aktiv i det norske pengemarkedet (Norges Bank, 2014b). Bernhardsen (2012) utfører en empirisk studie av det norske pengemarkedet i perioden 2007 til 2012 og finner at styringsrenten har en bred innvirkning på kortsiktige renter. Studien indikerer derved at Nibor-renten er et relevant mål på styringsrenten.

¹³ Se for eksempel Karapetyan (2016) og Altunbas et al. (2010).

Kvartalsvise data på tremåneders Nibor-rente er hentet fra Datastream. Variabelen $\Delta \text{Nibor3M}_t$ inkluderes for å undersøke sammenhengen mellom rentenivået og bankrisiko. Det forventes at sammenhengen mellom tremåneders Nibor-rente og bankrisiko er positiv. Begrunnelsen for dette er at et lavere rentenivå antas å redusere kredittrisikoen på utestående lån. Ytterligere er det forventet en positiv sammenheng ettersom bankenes finansieringskostnad reduseres, som følger av nedgangen i kortsiktige pengemarkedsrenter (Adrian og Shin, 2009a).

6.1.2.3 Taylor-gapet

Empirisk er den største utfordringen å separere effektene av endringer i styringsrenten på risikoen av utestående lån, og på bankenes insentiver til å øke sin risikotaking. En reduksjon i styringsrenten fører til en positiv direkte effekt på eksisterende utlånsporteføljer, ettersom husholdninger og bedrifter som har lån med flytende rente får en lavere rentebelastning. En lavere rentebelastning reduserer sannsynligheten for at gjeldsforpliktelser misligholdes. Imidlertid kan en reduksjon av styringsrenten under et referansenivå (renten gitt av taylor-regelen¹⁴) øke sannsynligheten for at institusjoner søker høyere avkastning i mer risikable aktiva, eksempelvis gjennom mekanismen “search for yield”.

Taylor-renten kan betraktes som en indikator for en robust pengepolitikk som bidrar til å stabilisere inflasjon og produksjon basert på begrenset informasjon (Norges Bank, 2017a). Taylor-regelen er robust i den forstand at den ikke vil være gjenstand for feilaktige forutsetninger som kan inngå i den praktiske utførelsen av pengepolitikken. Ettersom pengepolitiske avgjørelser baseres på betraktelig mer informasjon og forutsetninger enn taylor-regelen, vil det normalt være et avvik mellom styringsrenten og taylor-renten. Dersom avviket mellom styringsrenten og taylor-renten er store og langvarige, kan dette imidlertid være en indikasjon på at styringsrenten ikke er tilstrekkelig i samsvar med den innenlandske økonomiske situasjonen (Norges Bank, 2017a).

Det er mulig å argumentere for at det som er viktig for bankenes risikobeslutninger ikke er det absolutte rentenivået, men et relativt mål (Bonfim og Soares, 2014). Hvis pengepolitikken er

¹⁴ Taylor-renten er gitt ved: $i_t = \pi_t + r_t^* + \alpha_\pi(\pi_t - \pi_t^*) + \alpha_y(y_t - \bar{y}_t)$, hvor i_t er taylor-renten, π_t er det faktiske inflasjonsnivået, r_t^* er den nøytrale realrenten, α_π er vektleggingen av inflasjonsgapet ($\pi_t - \pi_t^*$), og α_y er vektleggingen av produksjonsgapet ($y_t - \bar{y}_t$).

for ekspansiv, kan bankene ha insentiver til å engasjere seg i mer risikofylte aktiviteter. Lave renter over en lengre periode kan indusere en oppfatning i bankene av at dette er “den nye normalen”. Gitt den lave kostnaden av gjeldsforpliktelser kan et svært lavt rentenivå skjule underliggende kredittsvakheter i bankenes utlånsporteføljer.

Den tradisjonelle effekten av pengepolitiske sjokk er vanligvis identifisert ved kvartalsvise endringer i en sentral kortsiktig pengemarkedsrente. Dersom den kortsiktige renten reduseres reflekterer det ikke nødvendigvis at den reduseres fra et allerede lavt nivå, imidlertid vil anvendelsen av et mål på taylor-gapet i den empiriske studien indikere hvorvidt renten faktisk settes for lavt relativt til et referansenivå. Dersom styringsrenten er lavere enn taylor-renten, kan taylor-gapet være et mål på en for ekspansiv pengepolitikk, sett i forhold til fundamentale forhold i økonomien.

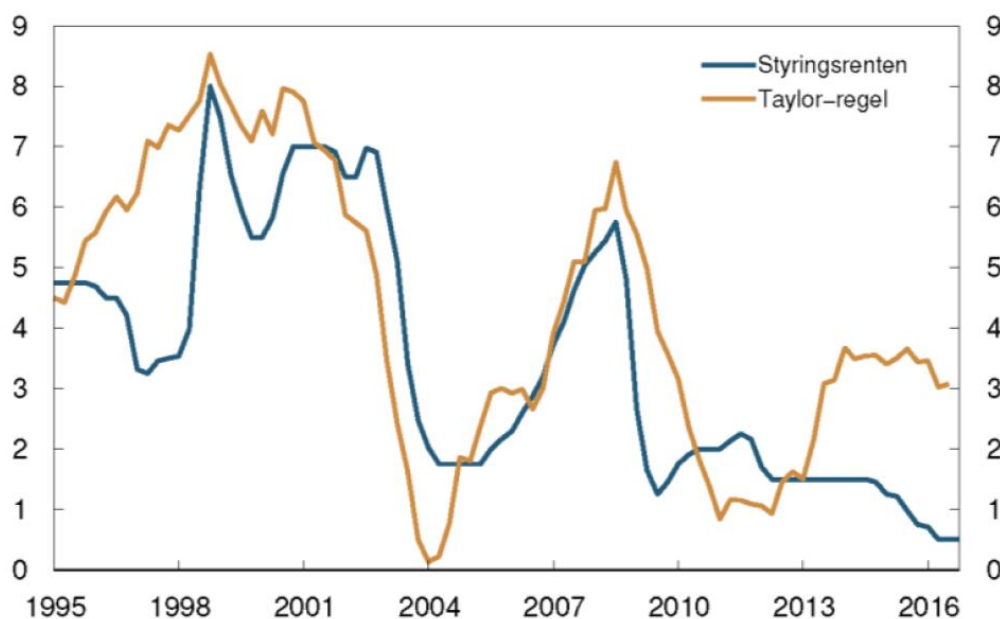
Historisk har sentralbanker ofte satt styringsrenten til et nivå som har vært relativt i samsvar med renten beregnet av en standard taylor-regel (Ahrend, 2010). Det å anvende taylor-renten som et referansenivå er dermed en enkel måte å identifisere perioder der pengepolitikken har vært uvanlig, i den forstand at rentesettingen avviker fra sentralbankens normale atferd (Ahrend, 2010). I en rekke studier¹⁵ som anvender avviket mellom kortsiktig rente og taylor-renten, er det funnet at risikotaking øker dersom de kortsiktige rentene er lavere enn taylor-renten.

I den empiriske studien separeres dermed effekten av endret styringsrente på risikoen av utestående lån, ved å inkludere den kvartalsvise endringen i Nibor-renten, og bankers insentiver til å øke sin risikotaking ved å inkludere taylor-gapet ($TGAP_t$). I den empiriske studien beregnes taylor-gapet som avviket mellom Nibor-renten (som proxy for styringsrenten) og renten gitt av taylor-regelen. Inkludering av taylor-gapet vil kunne gi en indikasjon på økt risikotaking i perioder hvor styringsrenten er under referansenivået; et svært lavt rentenivå legger begrensninger på bankenes marginer, som kan gjøre at bankene øker sin risikotaking for å opprettholde lønnsomheten. Derved forventes det at koeffisienten knyttet til

¹⁵ Se for eksempel Bekaert et al. (2010), Gaggli og Valderrama (2010), Luo et al. (2011), Maddaloni og Peydró (2011), Michalak (2010), Altunbas et al. (2010).

variabelen $TGAP_t$ vil være negativ. Data på Taylor-renten¹⁶ i den norske økonomien er beregnet av Norges Bank.

Figur 6 viser utviklingen i taylor-renten og styringsrenten i Norge i perioden første kvartal 1995 til fjerde kvartal 2016.



Figur 6 - Utviklingen i taylor-renten og den faktiske styringsrenten (i prosent) i perioden 1995 til 2016 (Norges Bank, 2017a)

I perioder hvor styringsrenten er lavere enn taylor-renten, er den predikerte effekten av en risikotakingskanal at bankene øker sin risikotaking. Som nevnt tidligere har Norges Bank holdt styringsrenten lav i en lengre periode, og under to prosent siden desember 2011. Av figuren observeres det at taylor-regelen estimerer en høyere rente enn den faktiske styringsrenten i perioden etter tredje kvartal 2012, som gir et negativt taylor-gap (Stensland, 2017). Under store deler av finanskrisen i 2008 observeres det også lavere styringsrente enn renten gitt av taylor-regelen. Imidlertid er avviket mindre enn det nåværende. Det store avviket mellom styringsrenten og taylor-renten de seneste årene kan indikere at styringsrenten ikke er satt tilstrekkelig i samsvar med den innenlandske økonomiske situasjonen, og at det kan ha ført til økt risikotaking i bankene.

¹⁶ Datagrunnlaget på taylor-renten i Norge er blitt tilsendt via e-post fra Njål Stensland ved Norges Bank. Taylor-renten er beregnet under følgende forutsetninger: i) vekten på inflasjons- og produksjonsgapet er satt til hhv. 1,5 og 0,5, ii) for den nøytrale realrenten er det tatt utgangspunkt i Norges Banks publiserte anslag på nominell nøytral rente fratrasket inflasjonsmålet på 2,5 prosent etter 2001 og 2 prosent i årene frem til 2001, iii) potensiell produksjon er beregnet som trendutvikling i BNP (Stensland, 2017).

6.1.2.4 Helningen til rentekurven

Rentekurven viser sammenhengen mellom korte og lange renter. Dersom de lange rentene øker relativt til de korte rentene vil rentekurven få en brattere helning. Helningen til rentekurven er av betydning for bankenes inntjening. Ettersom bankenes eiendeler (utlån, verdipapirer, reserver) vanligvis har lengre løpetider enn bankenes gjeld (primært innskudd og gjeld til andre kredittinstitusjoner) vil en brattere rentekurve øke bankenes inntjening (Altunbas et al., 2010).

Ifølge forventningsteorien for rentens terminstruktur kan de lange rentene sees på som summen av nåværende og forventede fremtidige korte renter (Bernhardsen, 2011). Ettersom de kortsiktige rentene tenderer til å variere prosyklisk, vil nyheter om fremtidig økonomisk aktivitet påvirke forventede fremtidige korte renter og følgelig også de lange rentene. En generell ekspansjon i økonomien gjør at bedrifter oppjusterer deres forventninger til fremtidig inntjening, som igjen kan føre til at enkelte langsiktige investeringsprosjekter fremskyndes. Etterspørselen etter langsiktig finansiering vil derfor øke. Dette kan i sin tur øke lønnsomheten i bankene.

I studien er helningen til rentekurven (RK_t) beregnet som differansen mellom renten på tiårs statsobligasjoner og renten på tremåneders statskasseveksler. Dataene er hentet fra Norges Bank (Norges Bank, 2017c, Eitrheim og Klovland, 2007). Det forventes at koeffisienten til RK_t vil være negativ. Begrunnelsen er at en brattere rentekurve normalt vil øke bankenes inntjening og dermed redusere bankrisiko ved at forventet mislighold reduseres.

6.1.3 Bankspesifikke faktorer

Deskriptiv statistikk på de bankspesifikke faktorene er tilgjengelig i appendiks 2.

6.1.3.1 Størrelse

Sammenhengen mellom risikotaking i bankene og et lavt rentenivå kan påvirkes av egenskaper ved bankenes balanser, som uttrykker noe om evnen en bank har til å øke utlånsporteføljen ytterligere (Ehrmann et al., 2003). For å undersøke om risikotakingen varierer med bankens størrelse er det inkludert kvartalsvise dummy-variabler på bankenes forvaltningskapital. Forvaltningskapital er definert som det bokførte verdien av alle eiendelene i banken.

I studien er bankene delt inn i fire grupper basert på størrelsen av bankenes forvaltningskapital. De fire gruppene er inndelt i intervaller på 35 milliarder, der laveste verdi er null og høyeste verdi er 140 milliarder. For å minimere endogenitetsproblemer¹⁷ er dummy-variablene lagget med et kvartal. Det å erstatte en uavhengig variabel med dens laggede verdi er en vanlig metode som anvendes i økonometriske studier for å begrense endogenitetsproblemer.

Kvartalsvise tall på bankenes forvaltningskapital er hentet fra Bloomberg. For at bankenes forvaltningskapital skal være sammenlignbar over hele perioden er forvaltningskapital deflatert med konsumpriser justert for avgiftsendringer og uten energivarer (KPI-JAE).

Altunbas et al. (2010) benytter logaritmen av forvaltningskapital for å kontrollere for bankenes størrelse, men ettersom det har vært flere fusjoner mellom norske sparebanker i perioden 2005 til 2016¹⁸, var det periodevis store svingninger i verdiene. Dermed ble det problematisk å bruke logaritmen av forvaltningskapital som uavhengig variabel i vår studie. Av denne grunn valgte vi å heller benytte dummy-variabler for å kontrollere for bankenes størrelse.

I utgangspunktet forventes det ikke at det vil være betydelige forskjeller i risikotakingen mellom bankene i utvalget. Enkelte forhold kan imidlertid peke mot at de største bankene i utvalget har større mulighet til å ta høyere risiko enn de mindre bankene. Større banker er normalt mer aktive i pengemarkedet og har gjerne gjort seg mer avhengig av markedsfinansiering, enn mindre banker som i større grad finansierer seg gjennom provisjonsinntekter fra banktjenester og renteinntekter (Finanstilsynet, 2016a). Derved er det grunn til å tro at større banker har større mulighet til å øke sin risikotaking i perioder med lave renter, eksempelvis gjennom mekanismen “search for yield”. Større banker kan eksempelvis velge å øke andelen kortsiktig finansiering i mer usikre papirer med høyere avkastning i perioder hvor avkastningen i markedet ellers er lav. Dette gir økt likviditetsrisiko i banken.

En annen årsak til at risikotakingen kan være høyere i de større bankene kommer av oppfatningen av et “sikkerhetsnett”. Med økende størrelse er det forventet at markedsaktørers oppfatning av bankens risiko er lavere, dette kommer av prinsippet “too big to fail”. Dersom

¹⁷ Nærmere diskusjon av endogenitetsproblemer i avsnitt 6.2.5.

¹⁸ Appendiks 1 gir en oversikt over fusjoner mellom bankene i utvalget i perioden 2005 til 2016.

det forventes at myndighetene vil yte nødløshet til en tilstrekkelig stor bank som står i fare for mislighold kan det føre til at banken tar mer risiko enn ønskelig, og at prising av risiko reduseres i banken og av bankens kreditorer. Det er grunn til å tro at enkelte av de største bankene i datasettet kan anses som “too big to fail”¹⁹, og derav forventes å ta mer risiko.

6.1.3.2 Kapitalstruktur

For å undersøke om kapitalstrukturen i den respektive bank har betydning for risikotakingen inkluderes det finansielle målet capitalization-ratio (KAP_{t-1}) i studien. Dette er et mål på bankenes belåning, og er definert som langsiktig gjeld i prosent av langsiktig gjeld og egenkapital (Bodie et al., 2014):

$$\text{Capitalization} - \text{ratio} = \frac{\text{Langsiktig gjeld}}{\text{Langsiktig gjeld} + \text{total egenkapital}}$$

Jo høyere gjeldsandel relativt til egenkapitalandel, jo høyere capitalization-ratio.

Forventningen er at banker med en høyere egenkapitalandel vil ta mindre risiko enn banker med lavere egenkapitalandel. Forventningen har bakgrunn i den predikerte effekten av en “risk-shifting”-kanal. En lavere egenkapitalandel kan føre til at bankene tar mer risiko ettersom problemet med begrenset ansvar fører til at banken ikke fullt ut internaliserer det tapet de påfører sine kreditorer ved mislighold. En bank med høyere gjeldsandel vil oppleve tapene ved en eventuell konkurs som relativt lavere, ettersom eierne ikke kan tape mer enn verdien av bankens egenkapital selv om store deler av bankens utlånsportefølje skulle gå tapt (Finansdepartementet, 2000).

Kvartalsvise data på bankenes langsiktige gjeld og total egenkapital er hentet fra Bloomberg. Langsiktig gjeld og total egenkapital er deflatert med KPI-JAE for å være sammenlignbare over perioden som analyseres. I studien er variabelen (KAP_{t-1}) lagget med ett kvartal for å begrense endogenitetsproblemer.

¹⁹ Eksempelvis mener Fitch Ratings (2016) at det er en moderat sannsynlighet for at norske myndigheter vil støtte Sparebank 1 SR Bank dersom de skulle ha behov for det ved økonomiske problemer i banken.

De makroøkonomiske og bankspesifikke variablene som hittil er fremlagt utgjør den første regresjonen som estimeres. Regresjonsligning (1) er spesifisert på følgende måte:

$$\Delta DFLT_{i,t} = \alpha \Delta DFLT_{i,t-1} + \beta \Delta Nibor3M_t + \gamma TGAP_t + \delta PGAP_t + \theta RK_t + \vartheta DForv.1_{t-1} + \mu DForv.2_{t-1} + \pi DForv.3_{t-1} + \rho KAP_{i,t-1} + \sum_{t=1}^3 \varphi_t KD + \varepsilon_{i,t}$$

Hvor $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$. Der N er antall banker og T er det siste kvartalet. $\sum_{t=1}^3 \varphi_t KD$ er kvartalsvise dummy-variabler, $\vartheta DForv.1_{t-1}$, $\mu DForv.2_{t-1}$, $\pi DForv.3_{t-1}$ er dummy-variabler på forvaltningskapital, $\varepsilon_{i,t}$ er feilleddet.

6.1.4 Aksje- og boligpriser

For å undersøke om endringer i aktivapriser påvirker bankrisiko inkluderes kvartalsvis endring i aksje- og boligpriser som ytterligere makroøkonomiske faktorer. Alt annet likt kan et lavt rentenivå føre til økt tilgang på kreditt blant publikum, som videre øker den generelle etterspørselen i økonomien, og som i sin tur øker aktivapriser. Økte aktivapriser øker låntakers nettoformue og panteverdier, som videre kan påvirke hvordan banker vurderer låntakers risiko. Ved å inkludere kvartalsvise endringer i boligpriser (ΔBP_t) og aksjekurser ($\Delta OSEBX_t$) kan det redegjøres for endringer i låntakernes nettoformue og panteverdier.

Inkluderingen av disse variablene reflekterer også virkningene av en standard “finansiell akselerator”-mekanisme (Bernanke og Gertler, 1995). Dersom aksje- og/eller boligprisene stiger, vil låntakere oppleve en økning i deres nettoformue og panteverdier. Dette kan videre føre til økt tilbud av kreditt til husholdninger og bedrifter som tidligere ikke hadde tilgang på kreditt. Dette er den finansielle akseleratoren, som fører til at aktivaprisene øker ytterligere.

Variabelen $\Delta OSEBX_t$ er kvartalsvise endringer i Oslo Børs hovedindeks, OSEBX, dataene er hentet fra Oslo Børs. Variabelen ΔBP_t er kvartalsvise endringer i sesongjusterte boligpriser i Norge, dataene er hentet fra Eiendom Norge. Aksje- og boligprisene er deflatert med KPI-JAE for å være sammenlignbare over perioden som analyseres.

Det er forventet at koeffisientene til både $\Delta OSEBX_t$ og ΔBP_t vil være negative. Dette fordi en økning i aktivapriser øker de eksisterende låntakernes panteverdier, og derav reduseres samlet kredittrisiko i banken. Imidlertid er det også grunn til å tro at variablene kan ha en positiv koeffisient, ettersom økte aksje- og boligpriser gjør at enkelte bedrifter og husholdninger som tidligere ikke hadde tilgang på kreditt, nå har det. Dersom den økte kredittgivningen i stor grad er begrunnet i økt formue som ikke er opprettholdbar på lang sikt kan dette være en kilde til økt kredittrisiko i bankene. Imidlertid er dette en langsiktig sammenheng, som ikke nødvendigvis fanges opp av den empiriske studien.

I Norge har utviklingen i boligpriser større påvirkning på formuen til den samlede befolkningen, enn aksjepriser. Dette kommer av at den representative norske husholdning eier egen bolig. Utviklingen i aksjekurser har relativt mindre betydning, ettersom aksjeformuen i større grad er konsentrert på en liten andel av befolkningen. Dette gir følgelig en forventning om at utviklingen i boligpriser vil ha større påvirkning på bankrisiko, enn utviklingen i aksjepriser.

Regresjonsligning (2), som inkluderer aksje- og boligpriser, er spesifisert på følgende måte:

$$\begin{aligned} \Delta DFLT_{i,t} = & \alpha \Delta DFLT_{i,t-1} + \beta \Delta Nibor3M_t + \gamma TGAP_t + \delta PGAP_t + \theta RK_t + \vartheta DForv.1_{t-1} \\ & + \mu DForv.2_{t-1} + \pi DForv.3_{t-1} + \rho KAP_{i,t-1} + \sigma \Delta BP_t + \tau \Delta OSEBX_t + \sum_{t=1}^3 \varphi_t KD \\ & + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

Hvor $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$. Der N er antall banker og T er det siste kvartalet. $\sum_{t=1}^3 \varphi_t KD$ er kvartalsvise dummy-variabler, $\vartheta DForv.1_{t-1}$, $\mu DForv.2_{t-1}$, $\pi DForv.3_{t-1}$ er dummy-variabler på forvaltningskapital, $\varepsilon_{i,t}$ er feilleddet.

6.1.5 Robusthetstest - VIX-indeksen

Endringer i bankrisiko, gitt av “1-Year Default Probability”, kan komme av en generell endring i aktørers risikovilje og/eller uro i finansmarkedene, snarere enn endret grad av risikovilje i bankene. Ved å inkludere volatilitetsindeksen VIX (ΔVIX_t) i studien, kontrolleres det for hvorvidt endringer i bankrisiko har sitt opphav i en generell endring i risikovilje blant markedsaktørene, eller om det er andre forhold som eksempelvis innretningen av

pengepolitikken som er årsaken til endret bankrisiko. VIX-indeksen er et mål på forventet volatilitet i aksjekursindeksen S&P500, hvor en økning i indeksen indikerer høyere forventet volatilitet i aksjekursene (CBOE, 2014). Dette antas å gjenspeile økt uro, større usikkerhet og redusert risikovilje blant markedsaktørene.

I studien benyttes kvartalsvis endring i VIX-indeksen, hentet fra Federal Reserve Economic Data. Dersom koeffisienten til ΔVIX_t er signifikant, betyr det at usikkerhet og risikovilje i markedet har en påvirkning på bankrisiko. Imidlertid vil ikke resultatene være påvirket av den generelle risikoviljen i markedet dersom resultatene forblir de samme etter ΔVIX_t blir inkludert i analysen (Altunbas et al., 2010). Derav kan VIX-indeksen benyttes som en robusthetstest for resultatene.

Regresjonsligning (3), som inkluderer VIX-indeksen, er spesifisert på følgende måte:

$$\begin{aligned} \Delta DFLT_{i,t} = & \alpha \Delta DFLT_{i,t-1} + \beta \Delta Nibor3M_t + \gamma TGAP_t + \delta PGAP_t + \theta RK_t + \vartheta DF1_{t-1} \\ & + \mu DF2_{t-1} + \pi DF3_{t-1} + \rho KAP_{i,t-1} + \sigma \Delta BP_t + \tau \Delta OSEBX_t + \omega \Delta VIX_t \\ & + \sum_{t=1}^3 \varphi_t KD + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

Hvor $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$. Der N er antall banker og T er det siste kvartalet. $\sum_{t=1}^3 \varphi_t KD$ er kvartalsvise dummy-variabler, $\vartheta DForv.1_{t-1}$, $\mu DForv.2_{t-1}$, $\pi DForv.3_{t-1}$ er dummy-variabler på forvaltningskapital, $\varepsilon_{i,t}$ er feilleddet.

6.2 Metode

I den empiriske studien benyttes data på 18 norske sparebanker over en periode på 47 kvartal. Perioden som undersøkes er første kvartal 2005 til tredje kvartal 2016. Studien blir derved utført ved bruk av paneldata, ettersom datasettet består av både tverrsnitts- og tidsseriedata.

6.2.1 Hausman-test

Det utføres en Hausman-test for å undersøke om Random Effects (“RE”) estimatoren eller Fixed Effects (“FE”) estimatoren bør benyttes²⁰. Begrunnelsen bak RE estimatoren, til forskjell fra FE estimatoren, er at variasjonen på tvers av enheter er antatt å være tilfeldig og ukorrelert med de uavhengige variablene som er inkludert i modellen. RE estimatoren bør benyttes når det er grunn til å tro at forskjeller på tvers av enhetene har påvirkning på den avhengige variabelen. Bankenes ulike karakteristika, som størrelse og kapitalstruktur, kan gi relevant informasjon om forskjeller i bankrisiko mellom bankene. Av denne grunn vil det være hensiktsmessig å anvende RE estimatoren i denne studien. Imidlertid må estimatorens effisiens testes.

Hausman-testen evaluerer antagelsen om at kovariansen mellom uobserverte effekter (c_{it}) og de uavhengige variablene (x_{it}) i modellen er null (Wooldridge, 2010). Hvis nullhypotesen holder vil estimatene ved bruk av FE- og RE-estimatoren være konsistente. Variablenes standardfeil estimert ved RE estimatoren vil da være mindre enn standardfeilene estimert ved FE estimatoren, slik at RE estimatoren er mer effektiv enn FE estimatoren. Ettersom FE estimatoren er konsistent når uobserverte effekter og de uavhengige variablene er korrelert, mens RE estimatoren da vil være inkonsistent, må FE estimatoren benyttes dersom nullhypotesen forkastes.

$H_0: Cov(x_{it}, c_{it}) = 0 \rightarrow$ Både RE- og FE-estimatene er konsistente, RE estimatoren er mest effektiv

$H_1: Cov(x_{it}, c_{it}) \neq 0 \rightarrow$ RE-estimatene er ikke konsistente

²⁰ Det ble først utført en Breusch and Pagan Lagrangian multipler test for å undersøke om det er tilstrekkelig variasjon mellom bankene til å benytte Random Effects estimatoren, eller om Ordinary Least Squares estimatoren er foretrukket. Nullhypotesen i testen er at det ikke er signifikant variasjon mellom enhetene i utvalget (med andre ord at det ikke er noen bankspesifikk paneleffekt), og at Random Effects estimatoren bør anvendes. Resultatene viser at nullhypotesen forkastes på et 95 % signifikansnivå, slik at Random Effects estimatoren er foretrukket.

Begge modellene vil altså ikke være konsistente dersom kovariansen mellom uobserverte effekter og de uavhengige variablene er forskjellig fra null, og det vil da være relativt store forskjeller i estimatene fra de to modellene. Derimot vil begge modellene være konsistente dersom kovariansen er lik null.

Hausman-testen utføres på estimatene av de variablene som varierer både over tid (t) og over bankene (i) ved henholdsvis FE- og RE-estimatoren. Tabell 1 viser at Hausman-testen gir en kji-kvadrat (Df: 5) på 0,33 og p-verdi på 0,9971. Basert på et 95 prosent konfidensintervall ($\alpha=0.05$) kan ikke nullhypotesen forkastes. Dette indikerer at både RE- og FE-estimatene er konsistente. RE estimatoren anvendes videre i studien ettersom den er mest effektiv av de to estimatorene.

Tabell 1	
HAUSMAN TESTSTATISTIKK	
$H_0: Cov(x_{it}, c_{it}) = 0$	
$H_1: Cov(x_{it}, c_{it}) \neq 0$	
<i>Statakomm. hausman fe re</i>	
Kji-kvadrat (Df: 5)	0,19
p-verdi	0,9992

6.2.2 Dynamisk modell

Studien utføres med en dynamisk modell ettersom den laggede avhengige variabelen inngår som forklaringsvariabel. Ved å benytte en dynamisk modell medfører det betydelige komplikasjoner ved estimering av modellen. I det følgende spesifiseres metoden som anvendes for å håndtere dette problemet.

RE estimatoren spesifiseres på følgende måte:

$$y_{i,t} = \beta^* x_{i,t}^* + \varepsilon_{i,t}$$

Der $\varepsilon_{i,t} = u_{it} + c_i$, hvor u_{it} er feil av idiosynkratisk karakter og c_i er uobserverte variabler.

RE estimatoren antar streng eksogenitet av de uavhengige variablene; $E(\varepsilon_{i,t}|x_i) = 0$.

Dersom man anvender en lagget avhengig variabel som forklaringsvariabel er ikke forutsetningen om streng eksogenitet lenger oppfylt. Dermed får man biased resultater. Det er

ulike metoder som kan anvendes når det er potensiell korrelasjon mellom feilleddet og en eller flere uavhengige variabler. Den vanligste estimatoren ved estimering av dynamiske paneldata er GMM (Generalized Method of Moments) av Arellano og Bond (1991). RE estimatoren og OLS estimatoren vil være inkonsistent dersom feilleddet er korrelert med den laggede avhengige variabelen som anvendes som forklaringsvariabel.

Et alternativ er å anvende FE estimatoren, som tillater korrelasjon mellom uobserverte variabler og de uavhengige variablene. I avsnitt 6.2.1 ble resultatene av en Hausman-test²¹ lagt frem, som indikerer at både RE- og FE-estimatorene er konsistente. Imidlertid er FE estimatoren mindre effektiv enn RE estimatoren, ettersom standardfeilene til estimatene ved bruk av FE estimatoren blir større enn ved bruk av RE estimatoren.

Estimering av dynamiske modeller med FE estimatoren eller RE estimatoren gir biased resultater når tidsperioden som undersøkes er kort (Kripfganz, 2016). Imidlertid har FE estimatoren en bias av orden $1/T$, og resultatenes bias blir derfor mindre ettersom T øker (Santos og Barrios, 2011). Blant annet viser Judson og Owen (1997) at korte tidsperioder ($T < 20$) gir biased resultater, mens Santos og Barrios (2011) viser at for tidsperioder lengre enn $T=50$ gir FE estimatoren konsistente estimater. Det samme problemet gjelder for RE estimatoren, men problemet har basis i at RE estimatoren behandler de initiale observasjonene (y_{i0}) som eksogene (Kripfganz, 2016). Derved blir estimatene biased når T er liten, grunnet korrelasjonen mellom $y_{i,t-1}$ (og derfor også y_{i0}) og c_i . Det tas forutsetning om at tidsperioden ($T = 47$) er lang nok til at eventuelle bias i resultatene reduseres. Dersom tidsperioden hadde vært kortere ($T < 20$) ville GMM vært den foretrekkende estimatoren.

Kompleksiteten av GMM estimatoren gjør at studien utføres med en RE estimator, med oppmerksomhet på at feilleddet og den laggede avhengige variabelen fortsatt kan være korrelert. Dersom man anvender en estimator som ikke er effisient ved potensiell korrelasjon mellom uobserverte variabler og de uavhengige variablene (i motsetning til GMM) må man imidlertid være oppmerksom på enkelte faktorer. Ved å inkludere en lagget avhengig variabel som forklaringsvariabel vil trolig koeffisientene på de andre forklaringsvariablene reduseres,

²¹ Den høye p-verdien gitt av Hausman-testen kan potensielt være et resultat av at modellen som estimeres er dynamisk. Mundlak (1978) og Chamberlain (1979) har vist at RE- og FE-estimatoren vil gi samme estimater dersom uobserverte variabler er korrelert med de uavhengige variablene. Imidlertid kan man ikke med sikkerhet si at dette er årsaken til den høye p-verdien, og RE estimatoren anvendes videre i analysen.

samt at det vil gjøre standardfeilene større (Achen, 2000). Dette betyr altså at de resterende uavhengige variablene vil være mindre statistisk signifikant, enn ved bruk av en estimator som er effisient ved estimering av dynamiske modeller.

6.2.3 Kausalitet

Målet med empiriske studier er å etablere en årsakssammenheng, ved å estimere hvordan endringer i en variabel fører til endring i en annen variabel. Det er en bred enighet om at anvendelse av paneldata er best egnet til å etablere årsakssammenhenger (Allison, 2005). Ved å anvende paneldata er det mulig å kontrollere for en del av den individuelle heterogeniteten som varierer mellom enhetene, men ikke over tid. Ytterligere er det mulig å kontrollere for uobserverte variabler som varierer over tid, men som påvirker alle enhetene likt. Likevel kan det fortsatt være andre former for uobserverte effekter, eller andre problemer knyttet til den empiriske strategien, slik at det ikke er en faktisk årsakssammenheng som identifiseres.

En viktig forutsetning for identifiseringsmetoden i den empiriske studien er at pengepolitiske myndigheter ikke responderer til bankers risikotaking når de setter styringsrenten. Dersom sentralbanken reagerer på bekymringer knyttet til finansiell ustabilitet, som i dette tilfellet er økt bankrisiko, vil det være potensielle problemer med omvendt kausalitet. I utgangspunktet er det Finanstilsynet som har hovedansvaret for problemer knyttet til finansiell ustabilitet i Norge. Dette indikerer at analysen ikke innehar problemer med omvendt kausalitet.

Ytterligere er Norges Banks hovedmål med rentesettingen å nå inflasjonsmålet, som også indikerer at omvendt kausalitet ikke er et problem. Imidlertid vil en lengre periode med finansielle ubalanser kunne gjenspeiles ved et negativt produksjonsgap i sentralbankens tapsfunksjon. Dette kan peke på mulighet for omvendt kausalitet i enkelte perioder, ettersom sentralbanken må reagere på det negative produksjonsgapet ved å øke styringsrenten.

6.2.4 Stasjonaritet

I tidsserieanalyser er det velkjent at estimatene fra en regresjon med makroøkonomiske data kan være upålitelige grunnet ikke-stasjonaritet i dataene. Det som kan se ut som en sterk sammenheng mellom variablene kan imidlertid være spuriøse sammenhenger forårsaket av de underliggende karakteristikene i tidsserien, snarere enn faktiske sammenhenger (Greene, 2012).

Ved å undersøke for enhetsrot kan man teste tilstedeværelsen av ikke-stasjonaritet i de inkluderte uavhengige variablene, ettersom et sjokk på en variabel med enhetsrot vil ha permanente effekter (Hill et al., 2012).

$$y_t = \beta y_{t-1} + \varepsilon_t, \text{ der } \varepsilon_t \sim N(0,1)$$

Når $|\beta| = 1$ har variabelen en enhetsrot, som betyr at den ikke er stasjonær. Dersom $|\beta| < 1$ er variabelen stasjonær. En stasjonær variabel er en variabel som har en tendens til å vende tilbake til et likevektsnivå og fluktuerer rundt dette nivået med en konstant varians. Derimot vil en ikke-stasjonær variabel ikke vende tilbake til et likevektsnivå, og variansen vil øke med tiden.

Det utføres en Fisher-Test, som er en utvidet Dickey-Fuller test for enhetsrot i paneldata. Nullhypotesen er at variabelen har enhetsrot, og nullhypotesen forkastes dersom variabelen er stasjonær. Testresultatene er rapportert i tabell 2.

Tabell 2		
FISHER TESTSTATISTIKK		
<i>H₀: Variabelen inneholder enhetsrot</i>		
<i>H₁: Variabelen er stasjonær</i>		
<i>Statakomm. xtfisher</i>		
Variabler	Kji-kvadrat (Df: 36)	p-verdi
$\Delta DFLT_{t-1}$	1115,2357	0,0000
$\Delta Nibor3M_t$	601,4282	0,0000
Taylorgap _t	13,2344	0,9998
$\Delta \text{Taylorgap}_t$	343,1244	0,0000
Produksjonsgap _t	706,3582	0,0000
Rentekurve _t	524,9946	0,0000
Cap. ratio _{t-1}	80,7985	0,0000
ΔOSEBX_t	458,1786	0,0000
$\Delta \text{Boligpriser}_t$	134,6920	0,0000
ΔVIX_t	798,1769	0,0000

Resultatene av testen viser at taylor-gapet er den eneste inkluderte variabelen hvor problemer med enhetsrot er tilstede. Dette er det tatt hensyn til ved å ta førstedifferansen av variabelen, som fortsatt gir en fornuftig økonomisk tolkning. Ved å gjennomføre Fisher-testen for den

nye variabelen, som nå er taylor-gapet på endringsform, finner vi sterke bevis for at variabelen er stasjonær. Konsekvensen av å ta førstedifferansen av taylor-gapet er at første kvartal 2005 forsvinner fra den empiriske studien.

6.2.5 Endogenitetsproblemer

Endogenitetsproblemer oppstår i tilfeller hvor en inkludert uavhengig variabel er korrelert med feilleddet i modellen, og den uavhengige variabelen vil da være en endogen variabel. Endogenitet kan føre til forventningsskjevheter, det vil si at den estimerte effekten av en uavhengig variabel kan være over- eller underestimert i forhold til dens faktiske effekt. I paneldatamodeller, med individspesifikke og tidsspesifikke effekter, er det to potensielle kilder til endogenitet: i) korrelasjon mellom de uavhengige variablene og individspesifikke effekter, og ii) korrelasjon mellom de uavhengige variablene og feilleddet (Biørn og Krishnakumar, 2008).

I modellen er det inkludert flere makroøkonomiske og bankspesifikke variabler som påvirker bankrisiko. I likhet med Altunbas et al. (2010) har vi lagget de bankspesifikke variablene for å minimere endogenitetsproblemer. Det å erstatte en uavhengig variabel med dens laggede verdi er en vanlig metode som anvendes i økonometriske studier for å begrense endogenitetsproblemer. I tillegg er det inkludert kvartalsvise dummy-variabler som kontrollerer for tidsspesifikke effekter. Imidlertid vil trolig andre forhold, som ikke er inkludert i modellen, også ha en påvirkning på bankrisiko. Ettersom RE estimatoren justerer for bankspesifikk variasjon, reduseres denne effekten. Likevel kan endogenitetsproblemer aldri utelukkes.

6.2.6 Heteroskedastisitet

For at RE estimatene skal være effisiente må variansen i restleddet være konstant, estimatene vil da være homoskedastiske. Ved estimering av regresjonene inkluderes kommandoen “robust” (også kjent som Huber/White eller sandwich estimatoren) for å korrigere for eventuell heteroskedastisitet. Ved å anvende kommandoen estimeres regresjonen med robuste standardavvik. Av denne grunn er det ingen behov for å teste for heteroskedastisitet.

6.2.7 Multikollinearitet

Problemer med multikollinearitet foreligger dersom det er en nøyaktig lineær sammenheng mellom de uavhengige variablene som inkluderes i modellen. Multikollinearitet medfører støy

i regresjonsmodellen, ettersom høy grad av korrelasjon mellom de uavhengige variablene i modellen vil påvirke de estimerte standardfeilene. Dette gir upresise estimater, som i sin tur fører til at resultatene kan feiltolkes (Kraha et al., 2012). Resultatene kan feiltolkes i den forstand at variabler som egentlig er signifikante blir forkastet ettersom t-verdiene fremstår som for lave (Gujarati og Porter, 2009). Således er en forutsetning at det ikke skal være høy grad av korrelasjon mellom de inkluderte uavhengige variablene i modellen.

Ved å betrakte en korrelasjonsmatrise kan problemer med multikollinearitet mellom de ulike uavhengige variablene avdekkes. Det foreligger problemer med multikollinearitet dersom korrelasjonen mellom de ulike variablene er nær 1 eller -1. I utgangspunktet er det ikke satt en eksakt grenseverdi som avgjør om problemer med multikollinearitet er til stede. Imidlertid blir det ofte benyttet en tommelfingerregel som indikerer at man har problemer med multikollinearitet dersom korrelasjonen mellom to variabler er 0,8 eller høyere (Gujarati og Porter, 2009). Dersom man finner bevis for multikollinearitet bør variablene som fører til dette problemet fjernes eller erstattes av andre variabler.

Korrelasjonsmatrisen er presentert i tabell 3. Høyeste grad av korrelasjon er mellom variabelen for produksjonsgapet og variabelen for endring i tremåneders Nibor-rente, med en korrelasjon på 0,7143. Gitt tommelfingerregelen indikerer dette ingen problemer med multikollinearitet. Derved utføres studien under antagelsen om at korrelasjonen mellom de uavhengige variablene ikke er problematisk høy.

	$\Delta DFLT_{t-1}$	$\Delta Nibor3M_t$	$\Delta Taylorgap_t$	$\Delta Prod.gap_t$	Rentekurve _t	Cap. ratio _{t-1}	$\Delta OSEBX_t$	$\Delta Boligpriser_t$	ΔVIX_t
$\Delta DFLT_{t-1}$	1.0000								
$\Delta Nibor3M_t$	0.0289	1.0000							
$\Delta Taylorgap_t$	-0.0946	-0.1032	1.0000						
Prod.gap _t	0.0300	0.7143	-0.2221	1.0000					
Rentekurve _t	-0.0160	-0.3222	-0.1225	-0.3216	1.0000				
Cap. ratio _{t-1}	0.0097	0.0773	-0.0659	-0.0496	0.0258	1.0000			
$\Delta OSEBX_t$	0.0444	-0.3038	0.1431	-0.2436	0.2610	-0.0476	1.0000		
$\Delta Boligpriser_t$	-0.0131	-0.3687	0.3067	-0.3038	-0.0670	-0.0596	0.5886	1.0000	
ΔVIX_t	-0.0038	0.3151	-0.1198	0.2703	-0.0219	-0.0047	-0.0087	-0.2933	1.0000

Tabell 3 - Korrelasjonsmatrise

6.2.8 Manglende observasjoner

Serien av rapporterte verdier på “1-Year Default Probability” er ikke fullstendig for alle bankene. I datasettet er det totalt 14 manglende observasjoner, som gjelder for fire av bankene i utvalget. Dette kan tas hensyn til på ulike måter.

Det første alternativet er å benytte datasettet med de manglende observasjonene. Estimeringen utføres da med et ubalansert datasett. En slik tilnærming kan være problematisk dersom flere observasjoner på bankenes “1-Year Default Probability” mangler i samme tidsperiode.

Resultatene kan i et slikt tilfelle bli påvirket av at flere observasjoner er utelatt for en periode, og vi risikerer å feilaktig anta forklaringsvariablenes effekt på den avhengige variabelen. Ti av de manglende observasjonene er i perioden 2008 til 2009. Av denne grunn velger vi en annen tilnærming. Ved å utføre lineær interpolasjon for kvartal-bank kombinasjonene som mangler kan modellen estimeres med et balansert datasett.

Bruk av lineær interpolasjon kan ha ført til over- eller undervurderte verdier på bankrisiko, spesielt siden de manglende observasjonene hovedsakelig forekommer i forbindelse med finanskrisen i 2008. Under finanskrisen var det generelt større svingninger i risikooppfatningen av finansielle institusjoner enn i normale tider, slik at lineær interpolasjon gjør at potensiell variasjon i risikomålet for de fire bankene ikke reflekteres i analysen. Årsaken til at risikomålet var mer volatil under finanskrisen er at i krisetider har markedets vurdering av risiko en tendens til å være drevet av forventninger, snarere enn fundamentale faktorer knyttet til den enkelte institusjonen. For å undersøke om anvendelsen av lineær interpolasjon har påvirket resultatene betydelig, blir modellen estimert på nytt uten disse bankene som en robusthetstest, se avsnitt 7.4.

7. Empiriske resultater

Denne delen av utredningen legger frem resultatene fra de estimerte regresjonsmodellene. Regresjon (1) undersøker påvirkningen av makroøkonomiske og bankspesifikke variabler på bankrisiko. Regresjon (2) inkluderer påvirkningen av bolig- og aksjepriser, for å undersøke om endringer i aktivapriser har en signifikant påvirkning på bankrisiko. I regresjon (3) inkluderes VIX-indeksen som en robusthetstest. For å teste hvorvidt anvendelsen av lineær interpolasjon, for å oppnå et balansert datasett, gir biased resultater estimeres regresjon (3) på nytt uten bankene med manglende observasjoner.

7.1 Regresjon (1)

Estimatene fra regresjon (1) er presentert i tabell 4. Regresjonsligning (1) er spesifisert på følgende måte²²:

$$\begin{aligned}\Delta DFLT_{i,t} = & \alpha \Delta DFLT_{i,t-1} + \beta \Delta Nibor3M_t + \gamma \Delta TGAP_t + \delta PGAP_t + \theta RK_t + \vartheta DForv.1_{t-1} \\ & + \mu DForv.2_{t-1} + \pi DForv.3_{t-1} + \rho KAP_{i,t-1} + \sum_{t=1}^3 KD + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}$$

Hvor $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$. Der N er antall banker og T er det siste kvartalet. $\sum_{t=1}^3 \varphi_t KD$ er kvartalsvise dummy-variabler, $\vartheta DForv.1_{t-1}$, $\mu DForv.2_{t-1}$, $\pi DForv.3_{t-1}$ er dummy-variabler på forvaltningskapital, $\varepsilon_{i,t}$ er feilleddet.

²² Grunnet enhetsrot i variabelen $TGAP_t$ er variabelen som anvendes i studien på endringsform, dette har også medført at perioden som undersøkes er redusert til andre kvartal 2005 til og med tredje kvartal 2016.

Tabell 4	
Variabler	(1) $\Delta DFLT_t$
$\Delta DFLT_{t-1}$	-0.4930*** (0.0096)
$\Delta Nibor3M_t$	0.0269*** (0.0101)
$\Delta Taylorgap_t$	-0.0871* (0.0459)
Produksjonsgap _t	-0.0157** (0.0067)
Rentekurve _t	-0.0142** (0.0066)
Forvaltningskap. _{t-1} 0-	-0.0116** (0.0055)
Forvaltningskap. _{t-1} 35000-	-0.0160** (0.0072)
Forvaltningskap. _{t-1} 70000-	-0.0187** (0.0074)
Cap. ratio _{t-1}	0.0001 (0.0002)
Konstantledd	0.0164 (0.0213)
Observasjoner	828
Antall Banker	18
R ² _Overall	0.256
R ² _Between	0.299
R ² _Within	0.256
Robuste standardfeil i parentes	
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

Resultatene indikerer at ett prosentpoeng reduksjon av tremåneders Nibor-rente fører til 0,027 prosent reduksjon i bankrisiko, alt annet likt. Variabelen er signifikant basert på et 99 prosent konfidensintervall ($\alpha=0.01$). Resultatet er i samsvar med forventningene om en positiv sammenheng mellom endringer i tremåneders Nibor-rente og bankrisiko. Dette kommer av at den overordnede kvaliteten i utlånsporteføljer øker dersom rentene senkes. Dette stemmer overens med funnene i Jiménez et al. (2008) og Altunbas et al. (2010); lavere renter reduserer kredittrisikoen på utestående lån. Fallet i bankrisiko er trolig forsterket av nedgangen i bankenes finansieringskostnad, som følger av nedgangen i kortsiktige pengemarkedsrenter (Adrian og Shin, 2009a).

Videre viser resultatene at en reduksjon av taylor-gapet med ett prosentpoeng gir 0,087 prosent økning i bankrisiko, alt annet likt. Ett prosentpoeng reduksjon av taylor-gapet betyr at

styringsrenten reduseres med ett prosentpoeng relativt til renten gitt av taylor-regelen. Variabelen er signifikant basert på et 90 prosent konfidensintervall ($\alpha=0,10$). Taylor-gapet er den viktigste variabelen for å identifisere økt risikotaking i bankene som respons til en reduksjon av styringsrenten under referansenivået. Det at koeffisienten knyttet til $\Delta TGAP_t$ er negativ og signifikant, bekrefter effekten av en risikotakingskanal; dersom renten er lavere enn referanserenten gitt av taylor-regelen, tar bankene mer risiko for å opprettholde lønnsomheten. Dette er i samsvar med “search for yield”-motiver i bankene.

Resultatene viser at produksjonsgapet har en statistisk signifikant påvirkning på bankrisiko. Variabelen er signifikant basert på et 95 prosent konfidensintervall ($\alpha=0,05$). Dersom produksjonsgapet øker med én prosent, reduseres bankrisiko med 0,016 prosent, alt annet likt. Dette er i samsvar med forventningen om at det er et negativt forhold mellom konjunkturutviklingen og risikotakingen i bankene. Alt annet likt vil perioder med ekspansjon i økonomien øke etterspørselen etter kreditt, som i sin tur øker bankenes lønnsomhet. Ytterligere reduseres den totale kredittrisikoen i bankene ettersom bedre økonomiske tider vil øke antall prosjekter som forventes å være lønnsomme i forhold til forventet nåverdi (Kashyap et al., 1993).

Videre viser resultatene at ett prosentpoeng økning i rentekurven (lange renter øker mer korte renter) fører til 0,014 prosent reduksjon i bankrisiko, alt annet likt. Variabelen er statistisk signifikant basert på et 95 prosent konfidensintervall ($\alpha=0,05$). Det negative forholdet mellom variablene er i samsvar med forventningene; en brattere rentekurve vil normalt øke bankenes inntjening og derav redusere forventet mislighold. Dette kommer av at bankenes eiendeler (utlån, verdipapirer, reserver) vanligvis har lengre løpetider enn bankenes gjeld (primært innskudd og gjeld til andre kredittinstitusjoner).

Referanseverdien for dummy-variablene på forvaltningskapital er de største bankene i utvalget, altså bankene i kategorien hvor forvaltningskapitalen er høyere enn 105 milliarder kroner. Resultatene viser at bankrisiko i referansekategorien er høyere enn i de resterende bankene. Funnene er i samsvar med forventningene om at de største bankene tar mer risiko. Eksempelvis tar bankene i kategorien for de minste bankene 0,012 prosent mindre risiko enn bankene i kategorien for de største bankene. Imidlertid viser resultatene at de største og minste bankene tar mer risiko enn bankene i de to midtre kategoriene. Alle dummy-variablene på forvaltningskapital er statistisk signifikant basert på et 95 prosent konfidensintervall

($\alpha=0,05$). Dette er et robust bevis på at bankenes størrelse har en påvirkning på risikoen i den respektive bank.

En prosent økning i capitalization-ratio øker bankrisiko med 0,0001 prosent, alt annet likt. Med andre ord betyr dette at banker med en høyere gjeldsandel, sammenlignet med de andre bankene, tar mer risiko. Dette er i samsvar med forventningene; banker med høyere egenkapitalandel vil ta mindre risiko, sammenlignet med banker med lavere egenkapitalandel. Funnene er i samsvar med Karapetyan (2016) som finner at banker med lavere egenkapitalandel øker utlånsvolumet til ex-ante risikable bedrifter, sammenlignet med banker med høyere egenkapitalandel. Teorien foreslår at denne mekanismen oppstår som følger av begrenset ansvar i bankene, der eierne av banken ikke kan tape mer enn verdien av bankens egenkapital selv om store deler av bankens utlånsportefølje skulle gå tapt, som kan gi økt risikotaking. Imidlertid er koeffisienten til KAP_t svært marginal og variabelen er ikke statistisk signifikant. Dette kan komme av bankenes begrensede evne til å øke gjeldsandelen i forhold til egenkapitalen, ettersom egenkapitaldekningen er regulert gjennom kapitaldekningskrav under Basel-regelverket.

Den laggede avhengige variabelen kan ikke tolkes på samme måte som de resterende variablene. Koeffisienten til en lagget avhengig variabel kan tolkes som justeringshastigheten tilbake til den avhengige variabelens likevektsnivå. Følgelig tolkes koeffisienten til $\Delta DFLT_{t-1}$ som justeringshastigheten tilbake indikatorens hypotetiske likevektsnivå. Et hypotetisk likevektsnivå i "1-Year Default Probability" karakteriseres ved at komponentene som inngår i indikatoren vender tilbake til sine likevektsnivåer, eksempelvis at aksjekursen i den respektive bank vender tilbake til en likevektspris på lang sikt. Koeffisienten på -0,49 indikerer at omtrent halvparten av det resterende avviket fra et hypotetisk likevektsnivå dekkes hver periode. Dette betyr at enhver bevegelse i indikatoren denne perioden delvis reverseres neste periode. Dersom koeffisienten var positiv ville det derimot indikere drift, slik at enhver endring i bankrisiko ville være persistent og ikke justere seg tilbake mot et likevektsnivå i kommende perioder.

Modellens forklaringskraft

R²-Between forklarer hvor mye av variansen mellom de separate panelenhetene modellen redegjør for. Den tar hensyn til variasjon mellom, men ikke innad i bankene. Altså inkluderer denne ikke tidsvariasjon. På den annen side forklarer R²-Within hvor mye av variansen innenfor de separate panelenhetene modellen redegjør for. Denne inkluderer tidsvariasjon. Altså forklarer den variasjon innad i, men ikke mellom bankene. R²-Overall er et vektet gjennomsnitt av R²-Between og R²-Within. R²-Overall tar således hensyn til variasjonen mellom bankene, samt innad i de ulike bankene over tid.

Resultatene viser at 25,6 prosent av variasjonen mellom bankene og innad i bankene over tid forklares av modellen (R²-Overall = 0,256). Videre forklarer modellen 29,9 prosent av variasjonen mellom bankene (R²-Between = 0,299), og 25,6 prosent av variasjonen innad i bankene over tid (R²-Within = 0,256).

7.2 Regresjon (2)

Estimatene fra regresjon (2) er presentert i tabell 5, kolonne 2. Regresjonsligning (2) er spesifisert på følgende måte:

$$\begin{aligned}\Delta DFLT_{i,t} = & \alpha \Delta DFLT_{i,t-1} + \beta \Delta Nibor3M_t + \gamma \Delta TGAP_t + \delta PGAP_t + \theta RK_t + \vartheta DForv.1_{t-1} \\ & + \mu DForv.2_{t-1} + \pi DForv.3_{t-1} + \rho KAP_{i,t-1} + \sigma \Delta BP_t + \tau \Delta OSEBX_t + \sum_{t=1}^3 \varphi_t KD \\ & + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}$$

Hvor $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$. Der N er antall banker og T er det siste kvartalet. $\sum_{t=1}^3 \varphi_t KD$ er kvartalsvise dummy-variabler, $\vartheta DForv.1_{t-1}$, $\mu DForv.2_{t-1}$, $\pi DForv.3_{t-1}$ er dummy-variabler på forvaltningskapital, $\varepsilon_{i,t}$ er feilleddet.

Tabell 5		
Variabler	(1) $\Delta DFLT_t$	(2) $\Delta DFLT_t$
$\Delta DFLT_{t-1}$	-0.4930*** (0.0096)	-0.4885*** (0.0079)
$\Delta Nibor3M_t$	0.0269*** (0.0101)	0.0204*** (0.0063)
$\Delta Taylorgap_t$	-0.0871* (0.0459)	-0.0872** (0.0438)
Produksjonsgap _t	-0.0157** (0.0067)	-0.0070** (0.0035)
Rentekurve _t	-0.0142** (0.0066)	-0.0056** (0.0027)
Forvaltningskap _{t-1} 0-	-0.0116** (0.0055)	-0.0118** (0.0055)
Forvaltningskap _{t-1} 35000-	-0.0160** (0.0072)	-0.0178** (0.0071)
Forvaltningskap _{t-1} 70000-	-0.0187** (0.0074)	-0.0187** (0.0093)
Cap. ratio _{t-1}	0.0001 (0.0002)	0.0001 (0.0002)
$\Delta OSEBX_t$		-0.0040* (0.0021)
$\Delta Boligpriser_t$		0.0190** (0.0078)
Konstantledd	0.0164 (0.0213)	0.0115 (0.0242)
Observasjoner	828	828
Antall Banker	18	18
R ² _Overall	0.256	0.262
R ² _Between	0.299	0.230
R ² _Within	0.256	0.262

Robuste standardfeil i parentes

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

Regresjonsmodellen som inkluderer aktivapriser gir små endringer i forklaringsvariablenes påvirkningskraft og signifikansnivå. Endringen i taylor-gapet fremheves ettersom denne variabelen har størst betydning for identifiseringen av en risikotakingskanal.

Taylor-gapet har nå en statistisk signifikant effekt på bankrisiko basert på et 95 prosent konfidensintervall ($\alpha=0,05$). Dette impliserer desto mer robuste bevis for en risikotakingskanal. Resultatene viser at ett prosentpoeng reduksjon av taylor-gapet fører til en

0,087 prosent økning i bankrisiko, som indikerer at bankene øker sin risikotaking i perioder der styringsrenten er lavere enn renten gitt av taylor-regelen.

Resultatene viser at dersom aksjekursene øker med én prosent, reduseres bankrisiko med 0,004 prosent, alt annet likt. Koeffisienten er signifikant basert på et 90 prosent konfidensintervall ($\alpha=0,10$). Dette er i samsvar med forventningene om at økte aktivapriser øker eksisterende låntakeres panteverdier, og derav reduserer samlet kredittrisiko i bankene. Imidlertid var det av samme grunn også forventet en negativ sammenheng mellom boligpriser og bankrisiko, resultatene viser at dette ikke er tilfelle. Én prosent økning i boligpriser øker bankrisiko med 0,019 prosent, alt annet likt. Variabelen er signifikant basert på et 95 prosent konfidensintervall ($\alpha=0,05$). Resultatene viser også, som forventet, at boligprisene har en større påvirkning på bankrisiko enn det aksjekursene har.

Altunbas et al. (2010) finner også en positiv sammenheng mellom boligpriser og bankrisiko, og skriver at dette indikerer at videre undersøkelser av forholdet mellom boligpriser og bankrisiko er nødvendig. Funnene i vår studie gir ytterligere indikasjon på at forholdet mellom boligpriser og bankrisiko er komplisert, og krever videre undersøkelser. Imidlertid ønsker vi å foreslå en potensiell forklaring på det positive forholdet mellom boligpriser og bankrisiko i denne studien. Litteraturen på risikotakingskanalen argumenterer for at bankrisiko øker i perioder med lave renter, og omvendt i perioder med et høyt rentenivå. På den annen side vil lave renter normalt gi en økning i etterspørselen etter boliger, og følgelig gir dette høyere boligpriser, og omvendt i perioder med et høyt rentenivå. Dette kan være en potensiell forklaring på det positive forholdet mellom boligpriser og bankrisiko. Boligprisenes påvirkning på bankrisiko kan være imidlertid være påvirket av en rekke faktorer, som skattesystemet og reguleringer, som ikke går videre inn på i denne utredningen.

Den overordnede forklaringskraften til modellen øker når aksje- og boligpriser inkluderes i analysen. Inkluderingen av aktivapriser øker forklaringskraften av variasjonen mellom og innad i bankene over tid (R^2 -Overall = 0,262), samt variasjonen innad i bankene over tid (R^2 -Within = 0,262). På den annen side reduseres forklaringskraften av variasjonen mellom bankene (R^2 -Between = 0,230).

7.3 Regresjon (3) – Robusthetstest: VIX-indeksen

Resultatene i studien kan påvirkes av den generelle risikoviljen og volatiliteten i internasjonale finansmarkeder. Derfor inkluderes VIX-indeksen som en robusthetstest. Estimaterne fra regresjon (3) er presentert i tabell 6, kolonne 3. Regresjonsligning (3) er spesifisert på følgende måte:

$$\begin{aligned}\Delta DFLT_{i,t} = & \alpha \Delta DFLT_{i,t-1} + \beta \Delta Nibor3M_t + \gamma \Delta TGAP_t + \delta PGAP_t + \theta RK_t + \vartheta DF1_{t-1} \\ & + \mu DF2_{t-1} + \pi DF3_{t-1} + \rho KAP_{i,t-1} + \sigma \Delta BP_t + \tau \Delta OSEBX_t + \omega \Delta VIX_t \\ & + \sum_{t=1}^3 \varphi_t KD + \varepsilon_{i,t}\end{aligned}$$

Hvor $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$. Der N er antall banker og T er det siste kvartalet. $\sum_{t=1}^3 \varphi_t KD$ er kvartalsvise dummy-variabler, $\vartheta DF_{forv.1_{t-1}}$, $\mu DF_{forv.2_{t-1}}$, $\pi DF_{forv.3_{t-1}}$ er dummy-variabler på forvaltningskapital, $\varepsilon_{i,t}$ er feilleddet.

Tabell 6			
Variabler	(1) $\Delta DFLT_t$	(2) $\Delta DFLT_t$	(3) $\Delta DFLT_t$
$\Delta DFLT_{t-1}$	-0.4930*** (0.0096)	-0.4885*** (0.0079)	-0.4891*** (0.0080)
$\Delta Nibor3M_t$	0.0269*** (0.0101)	0.0204*** (0.0063)	0.0222*** (0.0068)
$\Delta Taylorgap_t$	-0.0871* (0.0459)	-0.0872** (0.0438)	-0.0878** (0.0439)
Produksjonsgap _t	-0.0157** (0.0067)	-0.0070** (0.0035)	-0.0076** (0.0037)
Rentekurve _t	-0.0142** (0.0066)	-0.0056** (0.0027)	-0.0057** (0.0027)
Forvaltningskap. _{t-1} 0-	-0.0116** (0.0055)	-0.0118** (0.0055)	-0.0128** (0.0055)
Forvaltningskap. _{t-1} 35000-	-0.0160** (0.0072)	-0.0178** (0.0071)	-0.0184** (0.0072)
Forvaltningskap. _{t-1} 70000-	-0.0187** (0.0074)	-0.0187** (0.0093)	-0.0197** (0.0093)
Cap. ratio _{t-1}	0.0001 (0.0002)	0.0001 (0.0002)	0.0000 (0.0002)
$\Delta OSEBX_t$		-0.0040* (0.0021)	-0.0038* (0.0021)
$\Delta Boligpriser_t$		0.0190** (0.0078)	0.0177** (0.0078)
ΔVIX_t			-0.0002* (0.0001)
Konstantledd	0.0164 (0.0213)	0.0115 (0.0242)	0.0101 (0.0238)

Observasjoner	828	828	828
Antall Banker	18	18	18
R ² _Overall	0.256	0.262	0.262
R ² _Between	0.299	0.230	0.259
R ² _Within	0.256	0.262	0.263

Robuste standardfeil i parentes
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Resultatene viser at koeffisienten til ΔVIX_t er signifikant basert på et 90 prosent konfidensintervall ($\alpha=0,10$). Imidlertid er påvirkningen marginal; én prosent økning i VIX-indeksen fører til 0,0002 prosent reduksjon i bankrisiko.

Forklaringskraften til modellen endrer seg lite når VIX-indeksen inkluderes i regresjonsmodellen. Den overordnede forklaringskraften er fortsatt 26,2 prosent, og den eneste endringen som forekommer er at forklaringskraften av variasjonen mellom bankene øker (R^2 -Between = 0,259).

Koeffisientene og signifikansnivåene til de andre uavhengige variablene ser ut til å endre seg lite som følger av at VIX-indeksen inkluderes i analysen. Forskjellene kan undersøkes formelt, ved å utføre en Z-test (Paternoster et al., 1998) på de respektive uavhengige variablene i regresjon (2) mot de samme uavhengige variablene i regresjon (3).

Z-testen er beregnet som følger:

$$Z = \frac{\beta_1 - \beta_2}{\sqrt{(SE\beta_1)^2 + (SE\beta_2)^2}}$$

Hvor $SE\beta$ er standardfeilen i β .

Nullhypotesen i Z-testen er at det ikke er signifikant forskjell mellom estimatene fra de to regresjonsmodellene. Alternativhypotesen er at det er signifikant forskjell mellom estimatene fra de to regresjonsmodellene. Basert på et 95 prosent konfidensintervall ($\alpha=0,05$), forkastes nullhypotesen ved Z-verdier høyere enn 1,96. Tabell 7 presenterer resultatene av Z-testen.

Tabell 7	
Z-TEST	
H_0 : ingen signifikant forskjell	
H_1 : signifikant forskjell	
Variabler	Z-verdi
$\Delta DFLT_{t-1}$	0,05
$\Delta Nibor3M_t$	-0,19
$\Delta Taylorgap_t$	0,01
Produksjonsgap _t	0,12
Rentekurve _t	0,03
Forvaltningskap _{t-1} 0-	0,13
Forvaltningskap _{t-1} 35000-	0,06
Forvaltningskap _{t-1} 70000-	0,08
Cap. ratio _{t-1}	0,35
$\Delta OSEBX_t$	-0,07
$\Delta Boligpriser_t$	0,12
Konstantledd	0,04

Teststatistikken viser at nullhypotesen ikke kan forkastes for samtlige av variablene. Dette indikerer at det ikke er en signifikant forskjell i estimatene ved å inkludere VIX-indeksen. Ettersom resultatene fra regresjon (2) endrer seg lite etter VIX-indeksen inkluderes, ser ikke generell risikovilje og volatilitet i internasjonale finansmarkeder ut til å påvirke resultatene i studien. Derved kan det fastslås at resultatene fra regresjon (2) er robuste.

7.4 Regresjon (3') – Robusthetstest: manglende observasjoner

For å undersøke hvorvidt anvendelsen av lineær interpolasjon har påvirket resultatene betydelig, blir modellen estimert på nytt uten bankene som mangler en fullstendig serie av “1-Year Default Probability”. Følgelig er estimeringen av regresjon (3') en robusthetstest.

Estimatene fra regresjon (3') er presentert i tabell 8, kolonne 4.

Tabell 8				
Variabler	(1) $\Delta DFLT_t$	(2) $\Delta DFLT_t$	(3) $\Delta DFLT_t$	(3') $\Delta DFLT_t$
$\Delta DFLT_{t-1}$	-0.4930*** (0.0096)	-0.4885*** (0.0079)	-0.4891*** (0.0080)	-0.4916*** (0.0093)
$\Delta Nibor3M_t$	0.0269*** (0.0101)	0.0204*** (0.0063)	0.0222*** (0.0068)	0.0255*** (0.0076)
$\Delta Taylorgap_t$	-0.0871* (0.0459)	-0.0872** (0.0438)	-0.0878** (0.0439)	-0.1022* (0.0566)
Produksjonsgap _t	-0.0157** (0.0067)	-0.0070** (0.0035)	-0.0076** (0.0037)	-0.0088** (0.0037)
Rentekurve _t	-0.0142** (0.0066)	-0.0056** (0.0027)	-0.0057** (0.0027)	-0.0063* (0.0035)
Forvaltningskap. _{t-1} 0-	-0.0116** (0.0055)	-0.0118** (0.0055)	-0.0128** (0.0055)	-0.0153*** (0.0053)
Forvaltningskap. _{t-1} 35000-	-0.0160** (0.0072)	-0.0178** (0.0071)	-0.0184** (0.0072)	-0.0213*** (0.0077)
Forvaltningskap. _{t-1} 70000-	-0.0187** (0.0074)	-0.0187** (0.0093)	-0.0197** (0.0093)	-0.0204** (0.0103)
Cap. ratio _{t-1}	0.0001 (0.0002)	0.0001 (0.0002)	0.0000 (0.0002)	-0.0002 (0.0002)
$\Delta OSEBX_t$		-0.0040* (0.0021)	-0.0038* (0.0021)	-0.0047* (0.0026)
$\Delta Boligpriser_t$		0.0190** (0.0078)	0.0177** (0.0078)	0.0181* (0.0094)
ΔVIX_t			-0.0002* (0.0001)	-0.0002* (0.0001)
Konstantledd	0.0164 (0.0213)	0.0115 (0.0242)	0.0101 (0.0238)	0.0295 (0.0314)
Observasjoner	828	828	828	644
Antall Banker	18	18	18	14
R ² _Overall	0.256	0.262	0.262	0.267
R ² _Between	0.299	0.230	0.259	0.109
R ² _Within	0.256	0.262	0.263	0.267

Robuste standardfeil i parentes
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Den overordnede forklaringskraften til modellen endrer seg lite når bankene med manglende verdier utelates. Imidlertid reduseres forklaringskraften av variasjonen mellom bankene. Modellen forklarer nå 10,9 prosent av variasjonen mellom bankene (R^2 -Between = 0,109). Dette impliserer at modellen forklarte mer av variasjonen mellom de 18 bankene som opprinnelig ble inkludert i studien, enn variasjonen mellom de 14 bankene som nå inkluderes. Dette kan være en konsekvens av at de fire utelatte bankene hadde større variasjoner i bankrisiko, kapitalstruktur og forvaltningskapital relativt til de andre bankene.

Bruk av lineær interpolasjon for å oppnå et balansert datasett ser ut til å ha påvirket estimatene i liten grad. Den klareste forskjellen sees i signifikansnivåene. Forskjellene kan undersøkes formelt, ved å utføre en Z-test (Paternoster et al., 1998) på de respektive uavhengige variablene i regresjon (3) mot de samme uavhengige variablene i regresjon (3').

Z-testen er beregnet som følger:

$$Z = \frac{\beta_1 - \beta_2}{\sqrt{(SE\beta_1)^2 + (SE\beta_2)^2}}$$

Hvor $SE\beta$ er standardfeilen i β .

Nullhypotesen i Z-testen er at det ikke er signifikant forskjell mellom estimatene fra regresjonsmodellene. Alternativhypotesen er at det er signifikant forskjell mellom estimatene fra de to regresjonsmodellene. Basert på et 95 prosent konfidensintervall ($\alpha=0,05$), forkastes nullhypotesen ved Z-verdier høyere enn 1,96.

Tabell 9 presenterer resultatene av Z-testen. Teststatistikken viser at nullhypotesen ikke kan forkastes for samtlige av variablene. Dette indikerer at det ikke er en signifikant forskjell i estimatene ved å utelate bankene med manglende observasjoner. Dermed kan det konkluderes med at regresjonsmodell (1) - (3) ikke er blitt betydelig påvirket av anvendelsen av lineær interpolasjon.

Tabell 9	
Z-TEST	
H_0 : ingen signifikant forskjell	
H_1 : signifikant forskjell	
Variabler	Testverdi
$\Delta DFLT_{t-1}$	0,20
$\Delta Nibor3M_t$	-0,32
$\Delta \text{Taylorgap}_t$	0,20
Produksjonsgap _t	0,23
Rentekurve _t	0,14
Forvaltningskap. _{t-1} 0-	0,33
Forvaltningskap. _{t-1} 35000-	0,28
Forvaltningskap. _{t-1} 70000-	0,05
Cap. ratio _{t-1}	0,71
ΔOSEBX_t	0,27
$\Delta \text{Boligpriser}_t$	-0,03
ΔVIX_t	0,00
Konstantledd	-0,49

8. Implikasjoner for finansiell stabilitet

Vi finner robuste bevis på at det eksisterer en risikotakingskanal i den norske økonomien, ved å vise at en reduksjon av styringsrenten under renten foreslått av taylor-regelen øker bankenes risikotaking. Videre er det vist at en reduksjon i tremåneders Nibor-rente fører til en reduksjon i bankrisiko ettersom den overordnede kvaliteten i utlånsporteføljer øker dersom rentene senkes. Reduksjonen i bankrisiko er ytterligere forsterket av nedgangen i bankenes finansieringskostnad. Dette impliserer at utøvelsen av pengepolitikken påvirker bankrisiko på to motstridende måter, som er i samsvar med funnene i Altunbas et al. (2010). Imidlertid er koeffisientene marginale, slik at den økonomiske betydningen av risikotakingskanalen fremstår som moderat.

Som poengtert tidligere i utredningen er det forventet at risikotakingskanalen kun fungerer som en forsterkende mekanisme av pengepolitikken i normale perioder. Under visse forhold, spesielt hvis risiko underestimeres og individuelle insentiver ikke er forenlig med utfall som er foretrukket av den aggregerte økonomien, kan kanalen være en medvirkende faktor for en eventuell oppbygging av finansiell ustabilitet. Dersom risikotakingskanalen har en slik effekt, er en potensiell bekymring at sentralbanken ikke fullt ut tar hensyn til oppbygging av risiko i det finansielle systemet. Derved er de viktigste implikasjonene av funnene i den empiriske studien at utøvelsen av pengepolitikken har påvirkning på den finansielle stabiliteten gjennom dens effekter på risikotaking i banker. Det er viktig at pengepolitiske myndigheter er oppmerksom på hvordan utøvelsen av pengepolitikken kan påvirke risikotaking i bankene, samt at tilsynsmyndigheter er spesielt oppmerksom på økt risikotaking i perioder der rentenivået er uvanlig lavt. Dette gjelder særlig dersom det lave rentenivået er ledsaget av andre tegn på økt risiko i økonomien, som eksempelvis usedvanlig høy kredittvekst og høye aktivapriser. Hyman Minsky legger vekt på at tap av finansiell stabilitet er kilden til de fleste finansielle kriser (Kindleberger og Aliber, 2011). Erfaringene viser at de viktigste determinantene er økende aktivapriser og sterk vekst i kreditt.

Hensikten med utredningen er å finne bevis på eksistensen av en risikotakingskanal i Norge. Imidlertid skiller ikke den empiriske studien mellom hvilke mekanismer som

risikotakingskanalen²³ virker gjennom. Det vil likevel være hensiktsmessig å diskutere mekanismene som den teoretiske litteraturen har lagt frem sett i lys av den nåværende situasjonen i den norske økonomien.

Den første mekanismen er effekten av økte aktiva- og panteverdier på bankenes risikotaking. Økende aktivapriser vil øke verdien av bankenes egenkapital, herunder verdipapir, obligasjoner og aksjer. Dette vil alt annet likt redusere bankens belåningsgrad. Hvis bankene reagerer på dette ved å ta opp høyere gjeld, og derav øke belåningsgraden, vil det finansielle systemet være mer utsatt for sjokk i aktivapriser. Dersom denne mekanismen er utbredt i den norske banknæringen kan systemrisikoen øke. Ved store tap i bankene grunnet fall i aktivapriser, vil risikoen for insolvens i bankene øke. De empiriske resultatene viser at reduserte aksjepriser øker bankrisiko, som kan indikere at denne mekanismen er tilstede i den norske banknæringen, selv om den økonomiske betydningen er lav.

Det lave rentenivået i Norge og internasjonalt kan, gjennom mekanismen “search for yield”, føre til en reallokering i bankenes porteføljer mot mer risikoeksponering. De Nicolo et al. (2010) hevder at lavere rente på sikre aktiva kan øke risikonøytrale bankers etterspørsel etter usikre aktiva. Som nevnt tidligere er det trolig store banker som har større mulighet til å øke risikoeksponeringen i deres portefølje, ettersom de større bankene har gjort seg mer avhengig av markedsfinansiering i pengemarkedet, enn mindre banker. Dersom markedsfinansieringen er kortsiktig, basert i usikre aktiva og/eller tatt opp i utenlandsk valuta vil dette øke risikoen for henholdsvis likviditets- og valutarisiko. Dersom dette er en utbredt utvikling i den norske banknæringen, vil risikoen for finansiell ustabilitet øke. Funnene i den empiriske studien indikerer at det er de større bankene som tar mer risiko, som kan indikere at mekanismen “search for yield” er tilstede blant de største bankene som er inkludert i studien.

Mekanismen “The Greenspan put” referer til at en pliktoppfyllende sentralbank vil lette pengepolitikken i en nedgangsperiode. Dette vil i sin tur bidra til å redusere nedsiderisikoen i bankene. Høy grad av forutsigbarhet til sentralbankens fremtidige beslutninger vil følgelig redusere usikkerheten i markedet, som kan føre til at banker og andre aktører tar mer risiko. Norges Bank søker å føre en motsyklisk pengepolitikk, slik at denne mekanismen mer eller mindre automatisk vil være til stede. Den norske sentralbanken er særs transparent, og er

²³ I avsnitt 4.5 presenterte vi mekanismene som den teoretiske litteraturen foreslår at risikotakingskanalen virker gjennom, henholdsvis “økte aktiva- og panteverdier”, “search for yield” og “The Greenspan put”.

gjentatte ganger blitt omtalt som en pioner på dette området. Imidlertid kan banker oppfatte at tiltakene som vil settes inn ved en betydelig lavkonjunktur vil være sterkere enn det sentralbanken kommuniserer ex-ante. Dersom det er en utbredt oppfatning blant norske banker at pengepolitikken vil ta mye av støtet ved en nedgangsperiode, er det fare for at risiko prises lavere i bankene, som isolert sett medfører økt risikotaking. Imidlertid er denne mekanismen sterkere ved et høyt rentenivå. Handlingsrommet for ytterligere lettelser i pengepolitikken kan begrenses av dagens lave rentenivå. Således er det ikke grunn til å tro at denne mekanismen har bidratt særlig til økt risikotaking i norske banker de seneste årene.

Hensikten med utredningen er ikke å foreslå en hensiktsmessig håndtering av problemer med finansiell ustabilitet. Likevel er funnene våre relevant for den pågående debatten om hvordan makroregulering av finanssektoren kan inkluderes i pengepolitikken rammeverk, da med mål for både prisstabilitet og finansiell stabilitet. Ettersom den empiriske studien gir robuste bevis på en risikotakingskanal, impliserer det at det ville være hensiktsmessig å innrette rentesettingen slik at økt risikotaking i bankene begrenses. Imidlertid er et sentralt problem at makroregulering av finanssektoren innebærer tidsvarierende virkemiddelbruk (Natvik, 2011). Ved toppen av en konjunktursyklus kan målet om finansiell stabilitet og prisstabilitet være forenlig; en pengepolitisk innstramming vil redusere bankenes risikotaking, samt redusere et inflasjonspress. Imidlertid vil samme virkemiddelbruk virke destabiliserende dersom tilstanden i økonomien er preget av høy risikotaking i banknæringen og lav inflasjon. I en slik situasjon vil styringsrenten ikke kunne håndtere begge målene samtidig. En kontraktiv pengepolitikk kan da redusere risikotaking, men vil føre til en uønsket kontraksjon i aggregert aktivitet og/eller lede til deflasjon. I et slikt tilfelle vil andre virkemidler enn makroregulering av finanssektoren gjennom pengepolitikken være nødvendig.

Ved å benytte pengepolitikken til å begrense finansiell ustabilitet er det følgelig en risiko for at sentralbanken oppfattes som mindre troverdig ettersom utøvelsen av pengepolitikken blir mindre konsistent og transparent. Dette peker mot at hovedansvaret knyttet til finansiell stabilitet fortsatt bør ligge hos en annen instans, som Finanstilsynet i Norge, og at pengepolitikken bare bør virke som en bidragsyter i situasjoner utover det normale. Regulering av banker kan potensielt være mer effektivt i begrensingen av risikotaking, for eksempel kan låntakernes kapitalkrav økes for å redusere belåningsgrad og utlånskriterier kan strammes inn for å redusere risikoen i bankenes utlånsporteføljer.

Eksempel på eksisterende makrotilsynsvirkemidler som direkte har som formål å begrense evnen til økt risikotaking i bankene er den motsykliske kapitalbufferen som ble vedtatt under Basel III i 2010 (Finansdepartementet, 2017). Kravet om en motsyklisk kapitalbuffer innebærer at bankene kan pålegges et tilleggskrav til egenkapitalen dersom systemrisikoen i økonomien stiger, god kapitaldekning i bankene er vesentlig for den finansielle stabiliteten. Den motsykliske kapitalbufferen bidrar til å begrense prosykklisiteten i banker ved å motvirke store utslag i tilbudet av kreditt som kan forsterke svingningene i økonomien. Ytterligere skal den motsykliske kapitalbufferen øke bankenes motstandsdyktighet mot tap, slik at bankene er mer solide i kommende lavkonjunkturer, og derav dempe systemrisikoen i økonomien.

9. Konklusjon

Formålet med denne utredningen er å presentere eksisterende teoretisk og empirisk litteratur på pengepolitikens effekt på bankers risikotaking, og derav på finansiell stabilitet, samt å undersøke om det eksisterer en risikotakingskanal i pengepolitikens transmisjonsmekanisme i Norge. Den empiriske metoden anvendt i denne utredningen følger i stor grad Altunbas et al. (2010), som utfører en empirisk studie av risikotakingskanalen i EU og den amerikanske økonomien. Det finansielle systemet i Norge er dominert av banker, noe som gir et utmerket utgangspunkt for å undersøke eksistensen av en risikotakingskanal.

Bankene har en sentral rolle i økonomien, og derav er deres finansielle stabilitet viktig. Banker er det sentrale mellomleddet for å overføre kapital fra netto sparere til netto låntakere. Ytterligere bidrar banker til å spre kredittrisikoen i markedet, samt allokere ressurser fra sparere uten produktive investeringsmuligheter, til aktører som har slike muligheter. For at disse funksjonene skal virke optimalt er bankenes finansielle stabilitet svært viktig. Uten et velfungerende banksystem og betalingssystem forsvinner deler av grunnlaget for at bedrifter kan utføre vekstskapende investeringer.

Utredningen har lagt frem fem kanaler i pengepolitikens transmisjonsmekanisme som kan påvirke den finansielle stabiliteten. For å gi et teoretisk grunnlag til den empiriske studien av risikotakingskanalen i Norge, har hovedfokuset vært på risikotakingskanalen. Den empiriske litteraturen fastslår at det er et negativt forhold mellom pengepolitikken og bankenes risikotaking, og at styrken av forholdet avhenger av bankenes kapitalstruktur. Den empiriske studien i denne utredningen har imidlertid forsøkt å skille styringsrentens effekt på bankrisiko ved bruk av to forskjellige mål; økt risikotaking, og risikoen i den eksisterende porteføljen i bankene.

Vi finner robuste bevis på at det eksisterer en risikotakingskanal i den norske økonomien, ved å vise at en reduksjon av styringsrenten under renten gitt av en standard taylor-regel øker bankenes risikotaking. Imidlertid indikerer resultatene at effekten av styringsrenten på bankenes risikotaking avhenger av størrelsen på bankenes forvaltningskapital. Resultatene av den empiriske studien viser at større banker tar mer risiko, sammenlignet med mindre banker. Derimot gir ikke studien signifikante bevis på at bankenes egenkapitalandel påvirker

risikotaking i bankene. Karapetyan (2016) undersøker også risikotakingskanalen i den norske økonomien, og finner robuste bevis på at banker med lavere egenkapitalandel tar mer risiko enn banker med høyere egenkapitalandel. Grunnet manglende tilgang på data er denne studien begrenset til et utvalg sparebanker. Karapetyans (2016) studie omfatter både forretningsbanker og sparebanker, og det ville følgelig være interessant å utføre den empiriske studien i denne utredningen med et tilsvarende datasett, der både forretningsbanker og sparebanker er representert.

Manglende tilgang på kvartalsvise data har videre lagt en begrensning på hvilke bankspesifikke faktorer som har vært mulig å inkludere i den empiriske studien. Det ville vært hensiktsmessig å inkludere ytterligere bankspesifikke faktorer, slik at studien i større grad ville redegjort for faktorene som påvirker bankrisiko. Altunbas et al. (2010) har inkludert bankenes likviditetsgrad og størrelsen på bankenes utlånsporteføljer, imidlertid er ikke disse dataene offentlig tilgjengelig på kvartalsbasis for norske banker.

Til tross for begrensningene i den empiriske studien, legger den frem robuste bevis for eksistensen av en risikotakingskanal i pengepolitikkenes transmisjonsmekanisme i Norge. Derved er det viktig at sentralbanken er oppmerksom på hvordan utøvelsen av pengepolitikken kan påvirke risikotaking i bankene. Den empiriske studien i denne utredningen er et godt utgangspunkt for videre studier, og kan derav være et lite, men potensielt viktig bidrag til videre forskning på eksistensen av en risikotakingskanal i Norge. Imidlertid kreves ytterligere undersøkelser av risikotakingskanalen i Norge, samt kanalens konsekvenser, dersom funnene skal være relevante for sentralbankens utøvelse av pengepolitikken.

Referanseliste

- AAMODT, E., FJÆRE, J. S., LERBAK, N. M. & TAFJORD, K. 2016. Penger, sentralbankreserver og Norges Banks likviditetsstyringssystem. *Staff Memo 5/2016*. Oslo: Norges Bank.
- ACHEN, C. H. 2000. Why lagged dependent variables can suppress the explanatory power of other independent variables. *Ann Arbor*, 1001, 48106-1248.
- ADRIAN, T. & SHIN, H. S. 2008. Liquidity and Leverage. *Staff Report no. 328*. New York: Federal Reserve Bank of New York.
- ADRIAN, T. & SHIN, H. S. 2009a. Money, Liquidity, and Monetary Policy. *Staff Report no. 360*. New York: Federal Reserve Bank of New York.
- ADRIAN, T. & SHIN, H. S. 2009b. Prices and quantities in the monetary policy transmission mechanism. *Staff Report no. 396*. New York: Federal Reserve Bank of New York.
- AHREND, R. 2010. Monetary Ease: A Factor behind Financial Crises? Some Evidence from OECD Countries. Paris: OECD.
- ALLISON, P. D. 2005. Causal inference with panel data. University of Pennsylvania.
- ALTUNBAS, Y., GAMBACORTA, L. & MARQUES-IBANEZ, D. 2010. Does Monetary Policy Affect Bank Risk-Taking? *BIS Working Papers No 298*. Basel: Bank for International Settlements.
- ARELLANO, M. & BOND, S. 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58, 277-297.
- BEAN, C., BRODA, C., ITO, T. & KROSZNER, R. 2015. Low for long? Causes and consequences of persistently low interest rates. *Geneva Reports on the World Economy*, 17.
- BEKAERT, G., HOEROVA, M. & LO DUCA, M. 2010. Risk, Uncertainty and Monetary Policy. *NBER Working Paper No. 16397*. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- BERG, S. A., RAKKESTAD, K. & SKJELTORP, J. 2014. Risikopåslag på bankenes langsiktige innlån. *Staff Memo 1/14*. Oslo: Norges Bank.
- BERNANKE, B. S., BERTAUT, C. C., DEMARCO, L. & KAMIN, S. B. 2011. International capital flows and the return to safe assets in the united states, 2003-2007. *International Finance Discussion Papers Number 1014*. Washington, D.C.: Board of Governors of the Federal Reserve System.
- BERNANKE, B. S. & GERTLER, M. 1995. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *NBER Working Paper No. 5146*. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- BERNHARDSSEN, T. 2011. Renteanalysen. *Staff Memo 4/2011*. Oslo: Norges Bank.
- BERNHARDSSEN, T. 2012. Sammenhengen mellom styringsrenten og pengemarkedsrentene: 2007-2012. *Aktuell Kommentar 2/2012*. Oslo: Norges Bank.
- BERNHARDSSEN, T. & GERDRUP, K. 2007. The neutral real interest rate. Oslo: Norges Bank.
- BIØRN, E. & KRISHNAKUMAR, J. 2008. Measurement errors and simultaneity. *The econometrics of panel data*. Springer.
- BODIE, Z., KANE, A. & MARCUS, A. J. 2014. *Investments*, Berkshire, McGraw-Hill Education.
- BONFIM, D. & SOARES, C. 2014. The risk-taking channel of monetary policy—exploring all avenues. *Working Papers 2/2014*. Lisboa: Banco de Portugal.

- BORIO, C. & ZHU, H. 2008. Capital regulation, risk-taking and monetary policy: a missing link in the transmission mechanism? *BIS Working Papers No 268*. Basel: Bank for International Settlements.
- CAMPBELL, J. Y. & COCHRANE, J. H. 1999. By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior. *Journal of political Economy*, 107, 205-251.
- CBOE 2014. The CBOE Volatility Index-VIX®: The powerful and flexible trading and risk management tool from the Chicago Board Options Exchange. Chicago: The Chicago Board Options Exchange.
- CENTRAL BANK NEWS. 2017. *Inflation Targets* [Online]. Tilgjengelig fra: <http://www.centralbanknews.info/p/inflation-targets.html> [Lastet ned 19.02.2017].
- CHAMBERLAIN, G. 1979. Analysis of covariance with qualitative data. *NBER Working Paper No.325*. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- CHINN, M. D. & FRANKEL, J. A. 2016. A Quarter Century of Currency Expectations Data: The Carry Trade and the Risk Premium.
- DE NICOLO, G., DELL'ARICCIA, G., LAEVEN, L. & VALENCIA, F. 2010. Monetary policy and bank risk taking. *IMF Staff Position Note*. Washington, D.C.: International Monetary Fund.
- DELL'ARICCIA, G., LAEVEN, L. & SUAREZ, G. A. 2017. Bank Leverage and Monetary Policy's Risk-Taking Channel: Evidence from the United States. *Journal of Finance*, 72, 613-654.
- EHRMANN, M., GAMBACORTA, L., MARTINEZ-PAGÉS, J., SEVESTRE, P. & WORMS, A. 2003. The effects of monetary policy in the euro area. *Oxford Review of Economic Policy*, 19, 58-72.
- EIKA, T. 2008. Det svinger i norsk økonomi. *Samfunnsspeilet 5-6/2008*. 22. utg. Side 98-111. Oslo: Statistisk Sentralbyrå.
- EITRHEIM, Ø. & KLOVLAND, J. T. 2007. Chapter 1 - Short term interest rates in Norway 1818–2007. *Historical monetary statistics for Norway - Part II. Occasional Paper 38/2007*. Oslo: Norges Bank.
- EUROPEAN CENTRAL BANK 2016. Financial Stability Review. Frankfurt am Main: European Central Bank.
- FINANSDEPARTEMENTET 2000. Konkurranseflater i finansnæringen. *NOU 2000:9*. Oslo: Finansdepartementet.
- FINANSDEPARTEMENTET 2009. Nasjonalbudsjettet 2010. Oslo: Finansdepartementet.
- FINANSDEPARTEMENTET 2011. Bedre rustet mot finanskriser. *NOU 2011:1*. Oslo: Finansdepartementet.
- FINANSDEPARTEMENTET 2017. Statsbudsjettet 2017. *Meld. St. 1*. Oslo: Finansdepartementet.
- FINANSFORETAKSLOVEN 2015. Lov om finansforetak og finanskonsern. Lovdata.
- FINANSTILSYNET 2010. Nye kapital- og likviditetsstandarder for banknæringen, "Basel III". *Dokumentnummer: 42/2010*. Oslo: Finanstilsynet.
- FINANSTILSYNET 2016a. Finansielle utviklingstrekk 2016. Oslo: Finanstilsynet.
- FINANSTILSYNET 2016b. Årsmelding 2015. Oslo: Finanstilsynet.
- FITCH RATINGS. 2016. *SpareBank 1 SR-Bank* [Online]. Tilgjengelig fra: <https://www.sparebank1.no/content/dam/SB1/bank/sr-bank/om-oss/Investor/rating/Fitch%20credit%20update%2028.12.2016.pdf> [Lastet ned 12.03.2017].
- FOGLIA, A. & HANCOCK, D. 2011. The transmission channels between the financial and real sectors: a critical survey of the literature. *Basel Committee on Banking Supervision Working Papers No. 18*. Basel: Bank for International Settlements.

- GAGGL, P. & VALDERRAMA, M. T. 2010. Does a low interest rate environment affect risk taking in Austria? *Monetary Policy and the Economy*, 4, 32-48.
- GJEDREM, S. 1999. Finansiell Stabilitet - Erfaringer og utfordringer. *Sparebankforeningens årsmøte*. Oslo.
- GREENE, W. 2012. *Econometric analysis*, Boston, Pearson.
- GRYTTE, O. H. & HUNNES, A. 2016. *Krakk og kriser i historisk perspektiv*, Oslo, Cappelen Damm akademisk.
- GUJARATI, D. & PORTER, D. 2009. *Basic econometrics*, New York, McGraw-Hill.
- HAARE, H., LUND, A. J. & SOLHEIM, J. A. 2015. Norges Banks rolle på finanssektorområdet i perioden 1945-2013, med særlig vekt på finansiell stabilitet. *Norges Banks Skriftserie Nr. 48*. Oslo: Norges Bank.
- HALL, S. 2001. Credit channel effects in the monetary transmission mechanism. *Bank of England. Quarterly Bulletin*, 41, 442.
- HILL, R., LIM, G. & GRIFFITHS, W. 2012. *Principles of econometrics*, Hoboken, N.J., Wiley.
- HOFF, E. 2011. Hvordan er norske bankers finansiering satt sammen, og hvordan virker risikopåslagene på bankenes utlånsrenter?, Aktuell kommentar nr. 5 2011. Oslo: Norges Bank.
- IMF 2009. Sustaining the Recovery. *World Economic Outlook (WEO)*. Washington, D.C.: International Monetary Fund.
- IMF 2013. The interaction of monetary policy and macroprudential policies. Washington, D.C: International Monetary Fund.
- IOANNIDOU, V., ONGENA, S. & PEYDRÓ, J. L. 2009. Monetary policy and subprime lending: a tall tale of low federal funds rates, hazardous loans and reduced loan spreads.
- JEANNE, O. & KORINEK, A. 2013. Macroprudential regulation versus mopping up after the crash. *NBER Working Paper No. 18675*. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- JIMÉNEZ, G., ONGENA, S., PEYDRÓ, J. L. & SAURINA, J. 2008. Hazardous Times for Monetary Policy: What Do Twenty-Three Million Bank Loans Say About the Effects of Monetary Policy on Credit Risk-Taking?
- JUDSON, R. & OWEN, A. L. 1997. Estimating dynamic panel data models: A practical guide for macroeconomists. Board of Governors of the Federal Reserve System (US).
- KARAPETYAN, A. 2016. The risk-taking channel of monetary policy in Norway. *Working Paper 5/2016*. Oslo: Norges Bank.
- KASHYAP, A. K., STEIN, J. C. & WILCOX, D. W. 1993. Monetary policy and credit conditions: Evidence from the composition of external finance. *The American Economic Review*, 83, 78.
- KINDLEBERGER, C. P. & ALIBER, R. Z. 2011. *Manias, Panics and Crashes: A History of Financial Crises*, Basingstoke, Palgrave Macmillan.
- KNUTSEN, S. & LIE, E. 2002. Financial fragility, growth strategies and banking failures: The major Norwegian banks and the banking crisis, 1987-92. *Business History*, 44, 88-111.
- KRAHA, A., TURNER, H., NIMON, K., ZIENTEK, L. R. & HENSON, R. K. 2012. Tools to support interpreting multiple regression in the face of multicollinearity.
- KRIPFGANZ, S. 2016. Quasi-maximum likelihood estimation of linear dynamic short-T panel data models. University of Exeter Business School: StataCorp LLC.
- LEEPER, E. M. & NASON, J. M. 2015. Bringing Financial Stability into Monetary Policy. *Sveriges Riksbank Working Paper Series No. 305*. Stockholm: Sveriges Riksbank.

- LUO, D., MARISCAL, I. B.-F. & HOWELLS, P. 2011. The effect of monetary policy on investors' risk perception: Evidence from the UK and Germany.
- MADDALONI, A. & PEYDRÓ, J.-L. 2011. Bank risk-taking, securitization, supervision, and low interest rates: Evidence from the Euro-area and the US lending standards. *Review of Financial Studies*, 24, 2121-2165.
- MERROUCHE, O. & NIER, E. W. 2010. What caused the global financial crisis? Evidence on the drivers of financial imbalances 1999-2007. *IMF Working Paper*, No. 265. Washington D.C.: International Monetary Fund.
- MERTON, R. C. 1974. On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. *The Journal of finance*, 29, 449-470.
- MERTON, R. C. 1977. An analytic derivation of the cost of deposit insurance and loan guarantees an application of modern option pricing theory. *Journal of Banking & Finance*, 1, 3-11.
- MICHALAK, T. C. 2010. The Nexus between Monetary Policy, Banking Market Structure and Bank Risk Taking: An Empirical Assessment of the Risk Taking Channel of Monetary Policy. *Ruhr-Universität Bochum Working Paper*.
- MISHKIN, F. S., MATTHEWS, K. & GIULIODORI, M. 2013. *The economics of money, banking and financial markets: european edition*, Pearson.
- MODIGLIANI, F. 1966. The life cycle hypothesis of saving, the demand for wealth and the supply of capital. *Social Research*, 160-217.
- MUNDLAK, Y. 1978. On the pooling of time series and cross section data. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 69-85.
- NATVIK, G. J. 2011. Om interaksjon mellom pengepolitikk og tidsvarierende makroregulering av finanssektoren. *Staff Memo 11/2011*. Oslo: Norges Bank.
- NOMA, E. & SINGENELLORE, R. 2013. Monitoring risk while pursuing high returns. I: BLOOMBERG (red.).
- NORGES BANK 2004. Kapittel 7. Prisstabilitet. *Norges Banks skriftserie Nr. 34*. Oslo: Norges Bank.
- NORGES BANK. 2010. *Likviditetsrisiko* [Online]. Tilgjengelig fra: <http://www.norges-bank.no/Om-Norges-Bank/Mandat-og-oppgaver/Noregs-Banks-rolle-og-mandat/Overvaking/Likviditetsrisiko/> [Lastet ned 06.02.2017].
- NORGES BANK 2012. Pengepolitisk Rapport. *Pengepolitisk Rapport 1/12*. Oslo: Norges Bank.
- NORGES BANK 2013. Kriterier for en god motsyklisk kapitalbuffer. *Norges Bank memo 1/13*. Oslo: Norges Bank.
- NORGES BANK 2014a. Bankenes vurdering av Norges Banks likviditetsstyring. *Norges Bank Memo 4/2014*. Oslo: Norges Bank.
- NORGES BANK 2014b. Svakheter ved Nibor. *Norges Bank Memo 2/2014*. Oslo: Norges Bank.
- NORGES BANK 2016a. Det norske finansielle systemet. *Norges Bank memo 2/2016*. Oslo: Norges Bank.
- NORGES BANK 2016b. Pengepolitisk rapport. *Pengepolitisk rapport 4/16*. Oslo: Norges Bank.
- NORGES BANK 2017a. Erfaringer med pengepolitikken i Norge siden 2001. *Norges Bank Memo 1/17*. Oslo: Norges Bank.
- NORGES BANK 2017b. Pengepolitisk rapport. *Pengepolitisk rapport 1/17*. Oslo: Norges Bank.
- NORGES BANK. 2017c. *Rentestatisikk* [Online]. Oslo: Norges Bank. Tilgjengelig fra: <http://www.norges-bank.no/Statistikk/Rentestatisikk/> [Lastet ned 21.02.2017].

- PATERNOSTER, R., BRAME, R., MAZEROLLE, P. & PIQUERO, A. 1998. Using the correct statistical test for the equality of regression coefficients. *Criminology*, 36, 859-866.
- RACHEL, L. & SMITH, T. 2015. Secular drivers of the global real interest rate. *Staff Working Paper No. 571*. London: Bank of England.
- RAJAN, R. 2005. Has Financial Development Made the World Riskier? *NBER Working Paper 11782*. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- REGJERINGEN. 2015. Nye krav til likviditet for banker mv. [Online]. Oslo. Tilgjengelig fra: <https://www.regjeringen.no/no/aktuelt/nye-krav-til-likviditet-for-banker-mv/id2464218/> [Lastet ned 30.01.2017].
- SANTOS, L. A. & BARRIOS, E. B. 2011. Small sample estimation in dynamic panel data models: A simulation study. *Open Journal of Statistics*. Scientific Research Publishing.
- SENTRALBANKLOVEN 1985. Lov om Norges Bank og pengevesenet mv.: Lovdata.
- SHIN, H. S. 2005. Financial system liquidity, asset prices and monetary policy. *The Changing Nature of the Business Cycle*, Reserve Bank of Australia, 312-335.
- SINN, H.-W. 2001. Risk Taking, Limited Liability and the Competition of Bank Regulators. *NBER Working Paper 8669*. Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- SPAREBANKFORENINGEN. 2017. *Fusjoner og endringer fra 1960* [Online]. Tilgjengelig fra: <http://www.sparebankforeningen.no/banker-og-stiftelser/fusjoner-og-endringer/> [Lastet ned 20.04.2017].
- STATISTISK SENTRALBYRÅ. 2017. *Kredittindikatoren K2, januar 2017* [Online]. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/bank-og-finansmarked/statistikker/k2/maaned/2017-02-28> [Lastet ned 14.03.2017].
- STENSLAND, N. 2017. Taylor-renten. *E-post*. Oslo: Norges Bank.
- WOOLDRIDGE, J. M. 2010. *Econometric analysis of cross section and panel data*, Cambridge, MIT press.
- YELLEN, J. L. 2014. Monetary policy and financial stability. *2014 Michel Camdessus Central Banking Lecture*. Washington, D.C: International Monetary Fund.

Appendiks

Appendiks 1 - Fusjoner

- Sparebanken Pluss og Sparebanken Sør fusjonerte 1. januar 2014 under navnet Sparebanken Sør.
- Nes Prestegjelds Sparebank og Hol Sparebank fusjonerte 15. oktober 2013 under navnet Skue Sparebank.
- Sparebanken Vest og SpareBank 1 Hardanger fusjonerte fra 1. november 2011 under navnet Sparebanken Vest.
- Kvinnherad Sparebank og SpareBank 1 SR-Bank fusjonerte fra 1. november 2010 under navnet SpareBank 1 SR-Bank.
- Fjaler Sparebank og Sparebanken Sogn og Fjordane fusjonerte fra 1. september 2010 under navnet Sparebanken Sogn og Fjordane.
- Setskog Sparebank og Høland Sparebank fusjonerte fra 1. juli 2010 under navnet Høland og Setskog Sparebank.
- SpareBank 1 Gran, SpareBank 1 Jevnaker Lunner og SpareBank 1 Ringerike fusjonerte fra 1. juli 2010 under navnet SpareBank 1 Ringerike Hadeland.
- Tingvoll Sparebank er sammenslått med Sparebanken Møre og videreføres nå som Sparebanken Møre avdeling Tingvoll (ikke lenger egen juridisk enhet), gjeldende fra 2009.
- Sauda Sparebank er sammenslått med Sparebanken Vest og videreføres nå som Sparebanken Vest avdeling Sauda (ikke lenger egen juridisk enhet), gjeldende fra november 2009.
- Sparebanken Rana og Helgeland Sparebank fusjonerte 1. april 2005. Den fusjonerte bankens navn er Helgeland Sparebank.

Kilde: Sparebankforeningen (2017)

Appendiks 2 – Deskriptiv statistikk: bankspesifikke faktorer

Bank	Gjennomsnittlig "1-Year Default Probability" (%)	Standardavvik "1-Year Default Probability"	Gjennomsnittlig forvaltningskap. (mNOK)	Gjennomsnittlig Capitalization-ratio (%)
Aurskog Sparebank	0,288	0,082	4 923,668	82,62
Helgeland Sparebank	0,302	0,097	15 443,593	80,27
Høland og Setskog Sparebank	0,400	0,115	2 884,899	74,19
Indre Sogn Sparebank	0,480	0,143	2 361,036	76,44
Melhus Sparebank	0,300	0,125	3 702,959	67,92
Sandnes Sparebank	0,517	0,800	21 079,778	83,92
Skue Sparebank	0,338	0,118	4 213,337	73,02
Sparebank 1 BV	0,472	0,197	13 955,518	80,36
Sparebank 1 Nord Norge	0,238	0,075	52 714,705	75,53
Sparebank 1 Ringerike Hadeland	0,254	0,215	9 469,109	64,86
Sparebank 1 SMN	0,174	0,075	72 032,156	76,76
Sparebank 1 SR Bank	0,156	0,080	99 471,761	83,19
Sparebanken Møre	0,242	0,050	34 245,283	79,95
Sparebanken Sør	0,709	0,200	35 723,768	83,74
Sparebanken Vest	0,646	0,074	81 292,879	87,21
Sparebanken Øst	0,473	0,828	20 470,656	86,81
Totens Sparebank	0,275	0,083	9 181,964	85,95
Vekselbanken	0,190	0,106	2 272,074	64,99
Sum (gj. snitt utvalg)	0,358	0,331	26 968,841	78,21