



# Hva driver risikopåslaget i tremåneders Nibor?

*En empirisk analyse av perioden 2007-2016*

**Lars Håkon Pedersen**

**Henrik Sandanger Pettersen**

**Veileder: Jan Tore Klovland**

Masteroppgave i finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

---

## Sammendrag

Formålet med denne masterutredningen er å identifisere hvilke faktorer som har drevet risikopåslaget i tremåneders interbankrenter i perioden 2007-2016. Vårt hovedfokus er å identifisere driverne av risikopåslaget i den norske interbankrenten Nibor.

Den norske interbankrenten Nibor er ment å gjenspeile kostnaden for et usikret utlån i norske kroner til aktive banker i det norske pengemarkedet. I motsetning til mange andre interbankrenter, er Nibor i praksis en valutaswaprente. Den kan dermed avledes av renten på tilsvarende lån i amerikanske dollar og differansen mellom rentene implisitt i terminmarkedet for valuta. Før finanskrisen la Nibor-bankene til grunn USD Libor for sine kvoteringer av norske interbankrenter. Etter finanskrisen kan det imidlertid vises at Nibor-bankene legger til grunn en dollar-rente som ligger nærmere den europeiske dollar-renten Kliem. Den norske interbankrenten Nibor påvirkes derfor både av nasjonale og internasjonale forhold. Risikopåslaget i Kliem-renten, og den relative likviditetssituasjonen mellom amerikanske dollar og norske kroner, danner derfor et naturlig utgangspunkt for den empiriske analysen.

For å kunne identifisere drivere av risikopåslaget i tremåneders Nibor benytter vi oss av tidsserieanalyser. Vi gjennomfører regresjonsanalyser i fem ulike modeller.

Resultatene fra vår empiriske analyse antyder at Kliem-påslaget og OIS-basisen mellom dollar og kroner, i henhold til teorien, forklarer svært mye av variasjonen i Nibor-påslaget. Videre finner vi at Nibor-bankene står overfor et ekstrapåslag relativt til europeiske banker. Vi sammenligner den rene svenske interbankrenten Stibor, med valutaswaprenten Nibor. Her finner vi som forventet at Stibor i mindre grad kan forklares gjennom en valutaswappet dollar-rente. Videre finner vi at nivået på strukturell likviditet i det norske banksystemet er med på å drive risikopåslaget i Nibor. Nivået på banksystemets totale likviditet har til sammenligning ingen effekt etter at Norges Banks nye likviditetssystem ble innført i oktober 2011. I perioden etter finanskrisen iverksatte ECB og FED tiltak for å øke aktivitetsnivået i økonomien. Resultatene indikerer at kvantitative lettelser fra ECB har drevet risikopåslaget i Nibor gjennom et økt påslag i Kliem-renten. Fra 2014 har økt pris på kortsiktig bankfinansiering i dollar, som en følge av nye reguleringer i amerikanske pengemarkedsfond, resultert i et høyere Nibor-påslag.

## Forord

I løpet av mastergraden i finansiell økonomi ved NHH har vi deltatt i kurs i ulike fagområder. Felles for oss begge var at vi i løpet av de to årene fattet særlig interesse for fagområdet makroøkonomi. Inspirasjonen til oppgaven kom i kurset «Pengemarked og bankvesen» holdt av veileder Jan Tore Klovland. Vi ønsker å rette en stor takk til Jan Tore for gode og raske tilbakemeldinger, og at han alltid har vært tilgjengelig for en prat når vi trengte det. Vi vil også takke Jan Tore for tips til formulering av problemstillingen som vi til slutt endte opp med å følge.

Videre ønsker vi også å takke Arne Kloster og Katrine Lund i Norges Bank for tilgang til data brukt i vår oppgave, som ellers ikke ville vært tilgjengelig for oss.

Til slutt ønsker vi å takke venner og familie for støtte og oppmuntrende ord gjennom prosessen.

# Innholdsfortegnelse

|                                                                  |           |
|------------------------------------------------------------------|-----------|
| <b>INNHALDSFORTEGNELSE .....</b>                                 | <b>4</b>  |
| <b>1. INNLEDNING .....</b>                                       | <b>7</b>  |
| <b>2. PENGEMARKEDET .....</b>                                    | <b>9</b>  |
| 2.1 INTERBANKMARKEDET .....                                      | 9         |
| 2.2 SERTIFIKATMARKEDET .....                                     | 10        |
| 2.3 AKTIVITETEN I DET NORSKE PENGEMARKEDET .....                 | 10        |
| 2.4 TEORI FOR RENTEDANNELSE .....                                | 12        |
| 2.4.1 Forventningsteorien.....                                   | 12        |
| 2.4.2 Likviditetspremieteorien og Preferred habitat-teorien..... | 12        |
| 2.4.3 Elementene i markedsrenten.....                            | 13        |
| 2.5 NIBOR .....                                                  | 14        |
| 2.5.1 Dekket renteparitet .....                                  | 15        |
| 2.5.2 Libor vs Kliem .....                                       | 17        |
| 2.6 NOWA .....                                                   | 19        |
| 2.7 OIS («OVERNIGHT INDEX SWAP»).....                            | 20        |
| 2.7.1 Utvikling i OIS-basisen.....                               | 21        |
| 2.8 STIBOR .....                                                 | 24        |
| 2.9 RISIKOPÅSLAGET I PENGEMARKEDSRENTER.....                     | 25        |
| 2.9.1 Utvikling i risikopåslagene i pengemarkedsrenter .....     | 28        |
| <b>3. LIKVIDITETSTYRINGSSYSTEMER.....</b>                        | <b>31</b> |
| 3.1 NORGES BANKS KVOTESYSTEM .....                               | 31        |
| 3.2 RIKSBANKENS KORRIDORSYSTEM.....                              | 34        |
| <b>4. FORKLARINGSVARIABLER .....</b>                             | <b>36</b> |

---

|           |                                                                                  |           |
|-----------|----------------------------------------------------------------------------------|-----------|
| 4.1       | ÅRSSKIFTEEFFEKT.....                                                             | 36        |
| 4.2       | KVANTITATIVE LETTELSE.....                                                       | 37        |
| 4.2.1     | <i>Kvantitative lettelse i USA .....</i>                                         | 38        |
| 4.2.2     | <i>Kvantitative lettelse i Eurosonen.....</i>                                    | 39        |
| 4.3       | NYE REGULERINGER AV AMERIKANSKE PENGEMARKEDSFOND .....                           | 40        |
| 4.4       | TOTAL- OG STRUKTURELL LIKVIDITET .....                                           | 42        |
| 4.5       | CREDIT DEFAULT SWAP OG VSTOXX-INDEKSEN .....                                     | 43        |
| <b>5.</b> | <b>EMPIRISK ANALYSE.....</b>                                                     | <b>45</b> |
| 5.1       | METODEGRUNNLAG .....                                                             | 45        |
| 5.1.1     | <i>Autokorrelasjon og heteroskedastisitet.....</i>                               | 46        |
| 5.1.2     | <i>Stasjonaritet/Unit-root.....</i>                                              | 47        |
| 5.2       | MODELL 1: NIBOR SOM VALUTASWAPRENTE .....                                        | 49        |
| 5.2.1     | <i>Hvor godt forklares risikopåslaget av Kliem-påslaget og OIS-basisen?.....</i> | 49        |
| 5.2.2     | <i>Sammenligning mot påslaget i den svenske interbankrenten Stibor .....</i>     | 52        |
| 5.2.3     | <i>Står norske Nibor-banker overfor et ekstraordinært risikopåslag? .....</i>    | 54        |
| 5.3       | MODELL 2: LIKVIDITETSEFFEKTEN .....                                              | 57        |
| 5.3.1     | <i>Påvirker likviditeten i det norske banksystemet påslaget i Nibor? .....</i>   | 58        |
| 5.3.2     | <i>Effekten gjennom OIS-basisen (USDNOK) .....</i>                               | 63        |
| 5.3.3     | <i>Alternativ tolkning av Kliem-påslaget .....</i>                               | 66        |
| 5.4       | MODELL 3: KVANTITATIVE LETTELSE.....                                             | 69        |
| 5.4.1     | <i>Effekten på OIS-basisen (EURUSD).....</i>                                     | 70        |
| 5.4.2     | <i>Effekten på Kliem-påslaget.....</i>                                           | 74        |
| 5.5       | MODELL 4: REGULERING AV AMERIKANSKE PENGEMARKEDSFOND .....                       | 77        |
| 5.5.1     | <i>Effekten på Kliem-påslaget.....</i>                                           | 78        |

---

|           |                                                   |            |
|-----------|---------------------------------------------------|------------|
| 5.5.2     | <i>Effekten på Nibor-påslaget</i> .....           | 81         |
| 5.5.3     | <i>Økt påslag i commercial paper renten</i> ..... | 84         |
| 5.6       | MODELL 5: ÅRSSKIFTEEFFEKT .....                   | 88         |
| 5.6.1     | <i>Tolkning av koeffisientene</i> .....           | 89         |
| 5.7       | RESULTATER I KORTE TREKK .....                    | 91         |
| <b>6.</b> | <b>VEIEN VIDERE</b> .....                         | <b>95</b>  |
| 6.1       | PROGNOSE AV FREMTIDIG PÅSLAG .....                | 96         |
| 6.1.1     | <i>In-sample</i> .....                            | 98         |
| 6.1.2     | <i>Out-of-sample</i> .....                        | 99         |
| <b>7.</b> | <b>KONKLUSJON OG DISKUSJON</b> .....              | <b>101</b> |
|           | <b>LITTERATURLISTE</b> .....                      | <b>105</b> |
| <b>8.</b> | <b>APPENDIKS</b> .....                            | <b>110</b> |
| 8.1       | DESKRIPTIV STATISTIKK .....                       | 110        |
| 8.2       | DATAGRUNNLAG .....                                | 111        |
| 8.2.1     | <i>Thomson Reuters Datastream</i> .....           | 111        |
| 8.2.2     | <i>Bloomberg</i> .....                            | 111        |

# 1. Innledning

I 2008 ble finansverden rystet av en global finanskrise. Etter flere år med overoppheting og dårlig bankhåndverk, markerte konkursen til den amerikanske investeringsbanken Lehman Brothers starten på en krise som av mange er ansett som den verste siden The Great Depression. I mange land ble den globale finanskrisen også tett fulgt av en statsfinansiell krise. Perioden kjennetegnes av en dramatisk økning i risikopåslagene i noen av de mest sentrale pengemarkedsrentene. For noen av pengemarkedsrentene har risikopåslagene kommet tilbake til nivåene man så før krisen, mens man for andre fortsatt kan observere høye påslag. Felles for alle er at perioden har vært preget av større volatilitet i påslagene.

Pengemarkedet er en viktig kilde til kapital for bedrifter så vel som personer. Her har bankene en sentral rolle som formidler av kreditt. Bedrifter henter kapital for å finansiere lønnsomme prosjekter og personer til kjøp av bolig og konsum. Nivået på interbankrentene er ofte knyttet opp imot kostnaden bankene legger til grunn for sin videre formidling av kreditt. Interbankrentene er også brukt som referanse for mange finansielle derivater. Viktigheten av å vite hva som driver risikopåslagene i pengemarkedene er derfor stor, både for aktørene i markedet og for de som finansierer seg gjennom det.

Pengepolitikken til Norges Bank har sitt gjennomslag gjennom pengemarkedet. Gjennom nivået på styringsrenten og systemet for likviditetsstyring kan Norges Bank påvirke størrelsen på pengemarkedsrentene. Ved å stimulere til endring i pengemarkedsrentene kan Norges Bank igjen påvirke realøkonomien i Norge. Stor volatilitet og uforutsigbarhet i risikopåslagene kan være en forstyrrende faktor i transmisjonsmekanismen. For å sikre at målene for pengepolitikken nås, er det derfor også viktig for Norges Bank å vite hvilke forhold som driver risikopåslaget i Nibor.

I denne oppgaven tar vi sikte på å undersøke hva som påvirker risikopåslaget i tremåneders Nibor. Problemstillingen vi ønsker å besvare lyder som følger:

*«Hvilke faktorer driver risikopåslaget i tremåneders Nibor?»*

For å besvare problemstillingen gjennomfører vi en empirisk analyse. I den empiriske analysen bruker vi tidsserieregresjoner i fem modeller. Modellene baserer seg i hovedsak på tidligere forskning fra Norges Bank, samt en masteroppgave skrevet ved Universitetet i Oslo. Vi vil forsøke å forklare driverne av risikopåslaget ytterligere. Dette gjør vi ved å inkludere modeller

som ser på virkningen av kvantitative lettelser fra den amerikanske og europeiske sentralbanken, nye reguleringer av amerikanske pengemarkedsfond og årsskifteeffekten i tremåneders Nibor.

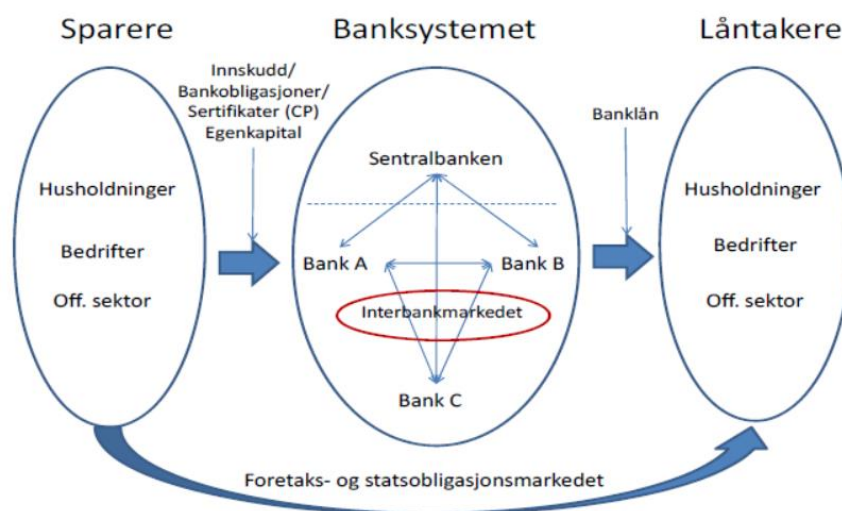
Perioden brukt i den empiriske analysen strekker seg fra 08.01.2007 til og med 09.12.2016. I våre prognoser av det fremtidige påslaget, er perioden utvidet til og med 10.03.2017 for utvalgte variabler. Valget av tidsperiode for analysen er basert på tilgjengeligheten til relevant datamateriale. Norges Bank beregner en norsk OIS-rente skjønnsmessig for bruk internt i organisasjonen. De skjønnsmessige OIS-rentene er beregnet fra januar 2007 fram til «cut-off» for siste tilgjengelige pengepolitiske rapport ved oppgavestart, som var 09.12.2016.

I den innledende delen vil vi presentere det teoretiske grunnlag for resten av oppgaven. Her forklarer vi hvordan banker og finansinstitusjoner bruker pengemarkedet for å finansiere seg. Videre forklares det hvordan interbankrenten Nibor defineres som en valutaswaprente, og at Nibor-bankene legger til grunn en dollar-rente som ligger svært nært opp mot den europeiske dollar-renten Kliem. Før vi går i gang med den empiriske analysen, gjennomgår vi forklaringsvariablene som er inkludert i modellene. Hoveddelen i oppgaven er den empiriske analysen med de nevnte fem modellene. Til slutt bruker vi sammenhengene vi har funnet til å utlede prognoser for risikopåslaget i Nibor, som strekker seg forbi perioden vi har tilgjengelig data for.

## 2. Pengemarkedet

Et pengemarked kan defineres som en samlebetegnelse på markeder hvor aktører kan låne og plassere penger med løpetid inntil et år. I pengemarkedet er det finansinstitusjonene og bankene som er de viktigste aktørene. Bankene har en særlig viktig rolle, i den forstand at de står for både betalingsformidlingen og formidlingen av kreditt til publikum. De ulike aktørene benytter i hovedsak pengemarkedet for å styre sin likviditet. Dette sikrer at de ulike aktørene har tilstrekkelig likviditet til å oppfylle sine kortsiktige betalingsforpliktelser (Norges Bank, 2004).

**Figur 1:** Bankenes formidling av kreditt.<sup>1</sup>



Kilde: Norges Bank

Vi kan se av figur 1 hvordan bankene henter sin finansiering gjennom innskudd, sertifikater, obligasjonslån og aksjer, for så å formidle sparingen til husholdninger, bedrifter og myndighetene. Interbankmarkedets rolle er å fordele likviditeten mellom bankene.

### 2.1 Interbankmarkedet

Interbankmarkedet er en del av pengemarkedet, hvor bankene foretar låneopptak eller plasseringer i andre banker. Transaksjoner i interbankmarkedet kan skje enten sikret eller usikret. Det er i dette markedet man opererer med de såkalte ibor-rentene. Ibor-renter er en

<sup>1</sup> Figuren er hentet fra Staff Memo 20|2012 «Risikopåslagene i Nibor og andre lands interbankrenter» Bernhardsen, T., Kloster, A. & Syrstad, O. 2012. Risikopåslagene i Nibor og andre lands interbankrenter. *Norges Bank: Staff Memo*, 20), s 1-43.

---

samlebetegnelse på viktige pengemarkedsrenter som publiseres i interbankmarkedet. Rentene er indikative renter for usikrede transaksjoner mellom banker, med løpetid opp til ett år. Det er i hovedsak i interbankmarkedet at bankene dekker sine kortsiktige finansieringsbehov. Det vil si at bankene bruker transaksjoner i interbankmarkedet i sin daglige likviditetsstyring. På denne måten fungerer interbankmarkedet som en sikkerhet for bankene, dersom de på kort sikt må dekke et uventet bortfall av likviditet. Både Norges Bank og andre aktører i det norske finansmarkedet, har i de senere år kritisert bruken av Nibor som en referanse for andre viktige finansielle derivater. Bakgrunnen er at det, bortsett fra for de helt korteste løpetidene, nesten ikke gjennomføres handler i det usikrede interbankmarkedet. En konsekvens av dette er at en av Norges viktigste referanserenter til en viss grad baseres på skjønnsmessige vurderinger fra bankene i Nibor-panelet. (Bernhardsen et al., 2012).

## 2.2 Sertifikatmarkedet

En annen sentral del av pengemarked er markedet for sertifikater. Markedet for sertifikater er en av de mest likvide delene i pengemarkedet. Dette markedet fungerer slik at både banker og ikke-finansielle foretak utsteder sertifikater, som kjøpes av aktører i markedet. Bankene i Nibor-panelet henter mesteparten av sin kortsiktige dollarfinansiering i dette markedet. Grunnen til at ikke-amerikanske institusjoner henter finansiering i det amerikanske sertifikatmarkedet, er at de kan skaffe større beløp til en lavere rente enn de kan i sine respektive hjemmemarkeder (Bernhardsen et al., 2012).

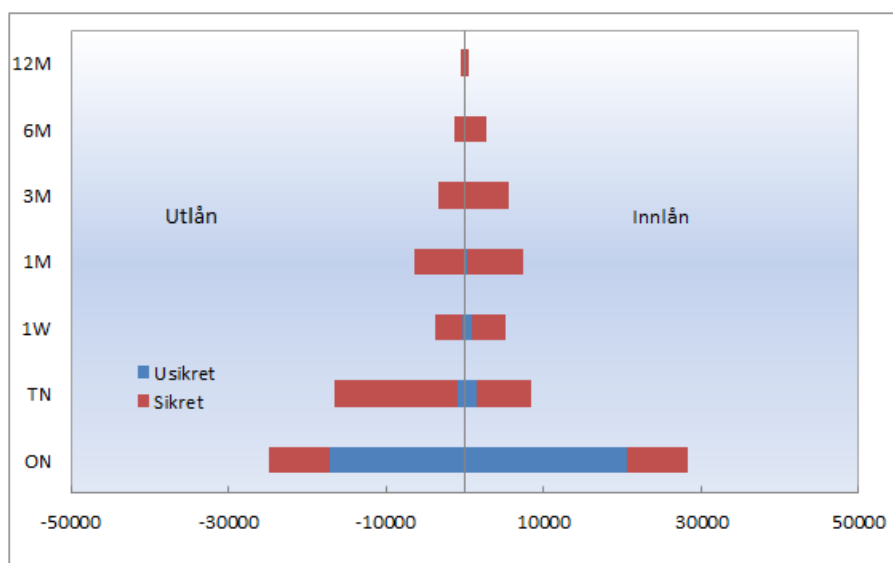
I 2014 introduserte Securities Exchange Commission, SEC, nye reguleringer av amerikanske pengemarkedsfond som skulle tre i kraft i oktober 2016. De nye reguleringene hadde som mål å styrke den finansielle stabiliteten i de amerikanske pengemarkedene, for å unngå en lignende situasjon som verden opplevde under finanskrisen i 2008. Konsekvensene av reguleringene har vært en svekket vilje fra amerikanske fond til å kjøpe sertifikater fra europeiske banker, som man antar har økt kostnaden ved å finansiere seg i USD (Rennison, 2016). Vi vil komme tilbake til dette i den empiriske analysen.

## 2.3 Aktiviteten i det norske pengemarkedet

Norges bank utfører hvert år en undersøkelse av det norske pengemarkedet. Undersøkelsen foretas i april, og er en spørreundersøkelse hvor de største bankene i Norge er mottakere.

Formålet med undersøkelsen er å øke innsikten i markedet, ved å kartlegge bankenes inn- og utlånsaktivitet fordelt på ulike typer transaksjoner. For 2016<sup>2</sup>, viser undersøkelsen at valutabytteavtaler står for den største delen låneaktiviteten i pengemarkedet, til sammen rundt 60 prosent. Usikrede inn- og utlån utgjorde omtrent 30 prosent i 2016. Gjengkjøpsavtaler utgjorde en veldig liten del av den samlede aktiviteten i pengemarkedet i 2016 (Norges Bank, 2016a).

**Figur 2:** Låneaktivitet fordelt på løpetid, transaksjonstype og transaksjonens fortegn. Daglig gjennomsnitt i april 2016. Millioner kroner.<sup>3</sup>



Kilde: Norges Bank

I figuren over illustreres fordelingen i låneaktiviteten mellom sikrede og usikrede transaksjoner. Som vi kan se dominerer O/N<sup>4</sup> og T/N både aktiviteten for både sikrede og usikrede transaksjoner. For transaksjoner med løpetid på tre måneder, er det svært lite aktivitet. Den registrerte aktiviteten er i all hovedsak knyttet til valutabytteavtaler (Norges Bank, 2016a).

<sup>2</sup> Åtte banker deltok i undersøkelsen i april 2016.

<sup>3</sup> Figuren er hentet fra «Norges Banks Pengemarkedsundersøkelse, 2016» Norges Bank 2016a. Norges Banks pengemarkedsundersøkelse i april 2016. *Norges Banks Pengemarkedsundersøkelse..*

<sup>4</sup> O/N og T/N er løpetider, og står for henholdsvis «Overnight» og «Tomorrow Next».

## 2.4 Teori for rentedannelse

### 2.4.1 Forventningsteorien

Forventningsteorien baserer seg på at fremtidige renter reflekterer markedets forventninger. Gjennomsnittet av flere korte renter over perioden vil ifølge teorien være lik den lange renten som strekker seg over hele perioden. En sentral forutsetning for forventningsteorien er at investorer ikke foretrekker en løpetid foran en annen, men at investor er likegyldig så lenge avkastningen er den samme. Dersom denne forutsetningen holder, vil korte renter være et perfekt substitutt for lange renter.

Forventningsteorien kan forklares slik:

$$(1.1) \quad i_{nt} = \frac{i_t + i_{t+1}^e + i_{t+2}^e + \dots + i_{t+(n-1)}^e}{n}$$

hvor  $i_{nt}$  er renten  $n$  perioder frem i tid,  $i_t$  er dagens rente på et en-periode verdipapir og  $i_{t+(n-1)}^e$  er den forventede renten  $n-1$  periode frem i tid, om  $n$  perioder. Som formelen viser, vil renten to perioder frem i tid være lik snittet av de to korte rentene dersom forventningsteorien holder (Mishkin et al., 2013, s. 118-120).

### 2.4.2 Likviditetspremieteorien og Preferred habitat-teorien

*Likviditetspremieteorien* er teorien om at en rente som strekker seg over flere perioder vil være lik gjennomsnittet av flere en-periode renter, pluss en likviditetspremie. Teorien bygger på antakelsen om at forskjellige løpetider er substitutter. Det vil si at den forventede avkastningen på et verdipapir faktisk påvirker den forventede avkastningen på et verdipapir med en annen løpetid, men den lar investor foretrekke en løpetid over en annen. Dermed er renter med forskjellige løpetider substitutter, men ikke perfekte substitutter. Vanligvis ønsker investor kort løpetid, fordi dette gir mindre mulighet for at renten kan utvikle seg i ugunstig retning. Derfor må investor bli kompensert for å holde et verdipapir med lengre løpetid (Mishkin et al., 2013, s. 122). Likviditetspremieteorien kan derfor skrives som forventningsteorien, pluss en likviditetspremie:

$$(1.2) \quad i_{nt} = \frac{i_t + i_{t+1}^e + i_{t+2}^e + \dots + i_{t+(n-1)}^e}{n} + l_{nt}$$

Notasjonen i (1.2) er den samme som i (1.1) pluss en likviditetspremie  $l_{nt}$ , hvor likviditetspremien for et  $n$ -periode verdipapir på tidspunkt  $t$ , alltid er positiv og øker med gjenstående løpetid på verdipapiret,  $n$ .

I *Preferred habitat-teorien* antas det at investor foretrekker en bestemt løpetid fremfor en annen, og vil kreve en premie for andre løpetider enn den foretrukne løpetiden. Investor er villig til å kjøpe verdipapir med andre løpetider enn den foretrukne løpetiden, hvis man blir kompensert gjennom høyere avkastning. Investor er antatt å foretrekke kort løpetid fremfor lang løpetid, og vil kun kjøpe verdipapirer med lang løpetid dersom avkastningen er høyere. Som for likviditetspremieteorien gjelder formel (1.2) også for Preferred habitat-teorien, fordi investor vil kreve en premie for løpetider andre enn den foretrukne (Mishkin et al., 2013, s.122).

### 2.4.3 Elementene i markedsrenten

Markedsrenten består ifølge Valseth (2003, s. 1) av renteforventninger og en risikopremie:

$$(1.3) \quad r_M = r_F + r_P$$

Hvor  $r_M$  er markedsrenten,  $r_F$  er renteforventninger og  $r_P$  er risikopremie. Risikopremien,  $r_P$ , kan igjen deles i løpetidspremie, likviditetspremie og kredittpremie, slik at markedsrenten  $r_M$  kan skrives:

$$(1.4) \quad r_M = r_F + r_K + r_{Lik} + r_{Løp}$$

Hvor  $r_M$  er markedsrenten,  $r_F$  er renteforventninger,  $r_K$  er kredittpremien,  $r_{Lik}$  er likviditetspremien og  $r_{Løp}$  er løpetidspremien.

Løpetidspremien skal kompensere investor for renterisiko. Det vil si risikoen for at renten kan utvikle seg i uønsket retning i løpet av løpetiden. Renterisiko oppstår når rentens løpetid er forskjellig fra investors investeringshorisont, og det er usikkerhet om hvordan renten skal utvikle seg i fremtiden. Dersom en investor kjøper en obligasjon med løpetid på to år, og investeringshorisonten er ett år, er det usikkerhet rundt hvordan renten og prisen på obligasjonen vil utvikle seg. Det samme gjelder om investor kjøper en obligasjon med løpetid på ett år, og investeringshorisonten er to år. Det antas at investor normalt har kort investeringshorisont, og ønsker derfor en høyere premie ved lengre løpetid.

Likviditetspremien skal kompensere investor for villigheten til å ta på seg et renteobjekt som ikke er likvid. Et marked som ikke er likvid kjennetegnes ved at det er et lite marked, stor differanse mellom kjøps- og salgspris, og at omsetningen er lav. Det vil si at investor ikke nødvendigvis får solgt objektet umiddelbart i markedet til ønsket pris, og at det derfor kreves en godtgjørelse.

Kredittpremien skal kompensere investor for den risikoen han tar på seg for at motparten ikke gjør opp for seg på avtalt tidspunkt. Når sannsynligheten for betaling synker, vil kredittpremien øke. Derfor vil interbankrenter i de fleste tilfeller være høyere enn i statsobligasjoner med samme løpetid. Kredittpremien forventes å øke med løpetiden, fordi sannsynligheten for mislighold øker ved lengre løpetider (Valseth, 2003).

## 2.5 Nibor

Norwegian Interbank Offered Rate, heretter kalt Nibor, er en fellesbetegnelse på norske pengemarkedsrenter som publiseres daglig i Norge. Nibor er interbankrenter med løpetider på en uke, en måned, to måneder, tre måneder og seks måneder. Norges Bank hadde i utgangspunktet det overordnede ansvaret for disse rentene, men kalkuleringsansvaret har de siste årene ligget hos Oslo Børs. Norske Finansielle Referanser AS har overtatt ansvaret fra Finans Norge for fastsettelsen av regelverket rundt Nibor. Det innebærer innhenting av rentekvoteringene fra bankene i Nibor-panelet<sup>5</sup>. Norske Finansielle Referanser AS samler hver dag inn bankenes anslag på Nibor, og beregner deretter renten med utgangspunkt i et snitt av de oppgitte kvoteringene, hvor høyeste og laveste kvotering strykes.

Nibor er tenkt å reflektere de renter en gitt bank vil kreve for et usikret utlån i norske kroner til en ledende bank som er aktiv i det norske penge- og valutamarkedet. Rentene kan kun betraktes som beste anslag på markedsrenter, fordi bankene ikke er forpliktet å handle til de oppgitte rentene (Finans Norge, 2017). Det kan derfor diskuteres hvorvidt Nibor faktisk er en usikret rente, eller om den implisitte sikringen gjennom terminmarkedet gjør at den kan karakteriseres som en sikret rente. Den viktigste pengemarkedsrenten i Norge er tre måneders Nibor. Nibor fungerer daglig som en viktig referanserente for andre finansielle kontrakter og

---

<sup>5</sup> Nibor-panelet består av DNB, Danske Bank, Nordea, Handelsbanken, SEB og SwedBank. Hentet fra <https://www.finansnorge.no/tema/Nibor-nowa/Nibor/>

transaksjoner slik som FRA-er<sup>6</sup>, rentebytteavtaler og rentefutures. Bankenes anslag på interbankrentene består i all hovedsak av to faktorer: Den ene faktoren er forventninger knyttet til fremtidig styringsrente over den aktuelle løpetiden, og den andre er et risikopåslag som skal ta hensyn til kredittrisiko og likviditetsrisiko (Bernhardsen et al., 2012).

Som en følge av måten Nibor fastsettes på, er renten mer volatil enn andre interbankrenter. En høy volatilitet i termintillegget mellom USD og NOK gir et betydelig utslag i volatiliteten i Nibor. Den høye volatiliteten i termintillegget kan på sin side forklares gjennom svingningene i etterspørselen etter kronelikviditet i det norske interbankmarkedet (Gulbrandsen og Bø, 2014). Det kan ofte være betydelige forskjeller i hvor stort likviditetsbehov bankene i det norske interbankmarkedet har både fra dag til dag, men også i løpet av dagen.

### 2.5.1 Dekket renteparitet

Nibor er, i motsetning til mange andre interbankrenter, definert som en valutaswaprente. Det betyr at den avledes av en dollar-rente, og terminpunktene mellom amerikanske dollar (USD) og norske kroner (NOK). Bankene i det norske interbankmarkedet legger til grunn en dollar-rente som best kan reflektere kostnaden ved et usikret lån i USD. Deretter «swiper» de det aktuelle lånet i USD til NOK ved å justere for terminpunktene i de to valutaene. Selv om Nibor er utledet av en dollar-rente, kan den fortsatt omtales som en «kronerente». Dette kan vises med følgende sammenheng:

$$(1.5) \quad (1 + i_{Nibor}) = \frac{F}{S}(1 + i_{USD})$$

S representerer spotkurs og F betegner terminkursen (antall kroner per dollar), og  $i_{USD}$  viser den renten i dollar som bankene i Nibor-panelet legger til grunn i sine kvoterings. Dersom denne sammenhengen holder, kan man fullt ut forklare utviklingen i Nibor ved å se på utviklingen i dollar-renten som Nibor-panelet legger til grunn og utviklingen i valutakursene mellom USD og NOK (Tafjord, 2015).

Ligning (1.5) presenterer det som formelt kalles teorien om dekket renteparitet. Teorien om dekket renteparitet er det nærmeste man kommer en internasjonal lov innen finans. Den sier at det ikke skal være mulig å oppnå risikofri avkastning ved å låne i en valuta, for så å plassere

---

<sup>6</sup> FRA-avtaler står for fremtidige renteavtaler

i en annen valuta ved hjelp av en valutaswapavtale. Terminpunktene i valutamarkedet er ment å kompensere for eventuelle renteforskjeller mellom de aktuelle valutaene.

For å bedre illustrere hvordan dekket renteparitet virker i praksis, gir vi her et eksempel på en situasjon hvor en norsk bank skal plassere 1 USD i pengemarkedet i 1 år. Banken har da følgende to muligheter. Eksempelen er hentet fra kurset «FIE420 Pengemarkeder og Bankvesen» (Klovland, 2016):

- Banken kan velge å veksle beløpet på 1 USD til NOK i spotmarkedet til dagens kurs  $S$ , for deretter å plassere i det norske pengemarkedet til en rente  $i$ . Om 1 år vil beløpet være:

$$1 * S * (1 + i)$$

- Alternativt kan banken plassere 1 USD i det amerikanske pengemarkedet til rente  $i^*$ , og selger i dag dollarbeløpet, inklusiv opptjent rente, som banken vet den vil ha om ett år, i terminmarkedet til kurs  $F$ . Banken vil da med sikkerhet motta følgende beløp om ett år:

$$1 * (1 + i^*) * F$$

Når dekket renteparitet holder, er de to betingelsene over like. Det betyr at det ikke vil være mulighet for risikofri fortjeneste. Følgende sammenheng gjelder:

$$1 * S * (1 + i) = 1 * (1 + i^*) * F$$

Før finanskrisen 2007-2008 holdt stort sett «no-arbitrage» betingelsen i dekket renteparitet. Dette endret seg da turbulensen traff finansmarkedene høsten 2008. Man observerte da betydelige brudd på betingelsen om dekket renteparitet, som i praksis gjorde det mulig for investorer å spekulere i risikofri gevinst i valutamarkedene. Ifølge lærebøkene skal slike risikofrie handler utligne arbitrasjemulighetene, og føre valutamarkedene tilbake til en likevektstilstand hvor dekket renteparitet holder. Under finanskrisen og den påfølgende statsfinansielle krisen viste det seg at høy motpartsrisiko og dollartørke<sup>7</sup> i de europeiske

---

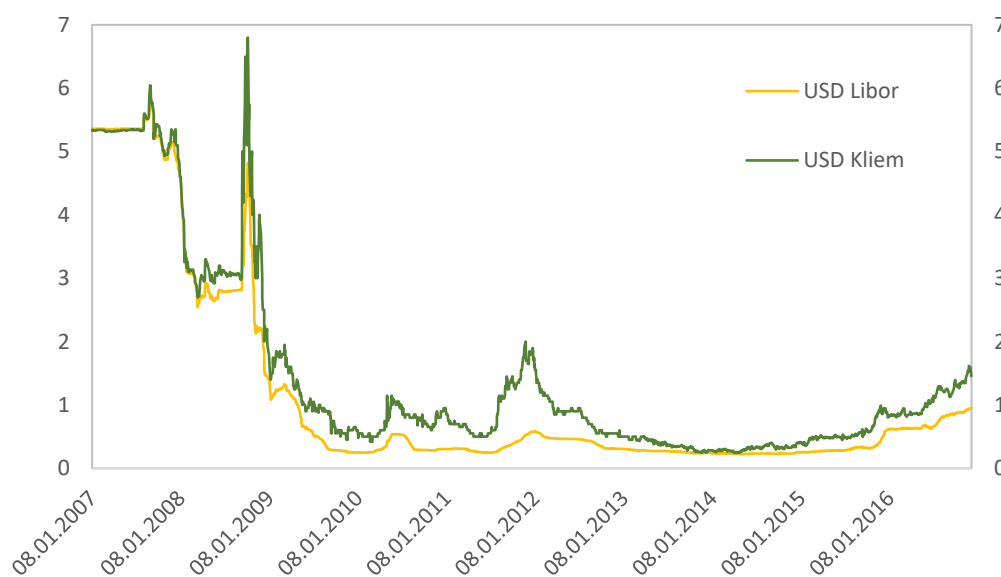
<sup>7</sup> Ved utbruddet av finanskrisen høsten 2008 ble tørket dollarmarkedene inn. Dette skyldes i hovedsak motvilje fra banker verden over til å tilby finansiering i dollar, på grunn av frykten for å lide store tap. Den overordnede grunnen var at ingen banker kunne være sikre på om motparten var påvirket av subprime-krisen eller ikke.

valutamarkedene hindret muligheten for arbitrasjehandler, som igjen gjorde at markedene ikke gikk tilbake til en likevektstilstand hvor dekket renteparitet holdt.

## 2.5.2 Libor vs Kliem

De ulike bankene i Nibor-panelet betaler alle forskjellige renter på sin kortsiktige usikrede finansiering i USD i utlandet. Før finanskrisen, oppga bankene at USD Libor var den renten som best representerte den faktiske kostnaden de norske bankene måtte betale for et usikret lån i USD. Etter at finansuroen i årene 2007-2009 var over, rapporterte flere av panel-bankene at Libor renten var for lav, og at den derfor ikke reflekterte bankenes faktiske finansieringskostnad. Dette førte til at man gikk over til å legge en annen rente til grunn for Nibor-kvoteringen. Renten bankene mente reflekterte den faktiske finansieringskostnaden for et dollarlån i det europeiske interbankmarkedet var dollar-renten som publiseres av meglerhuset Carl Kliem i Frankfurt.

**Figur 3:** Tremåneders USD Libor og USD Kliem. 8.januar 2007 - 9.desember 2016. Prosent.



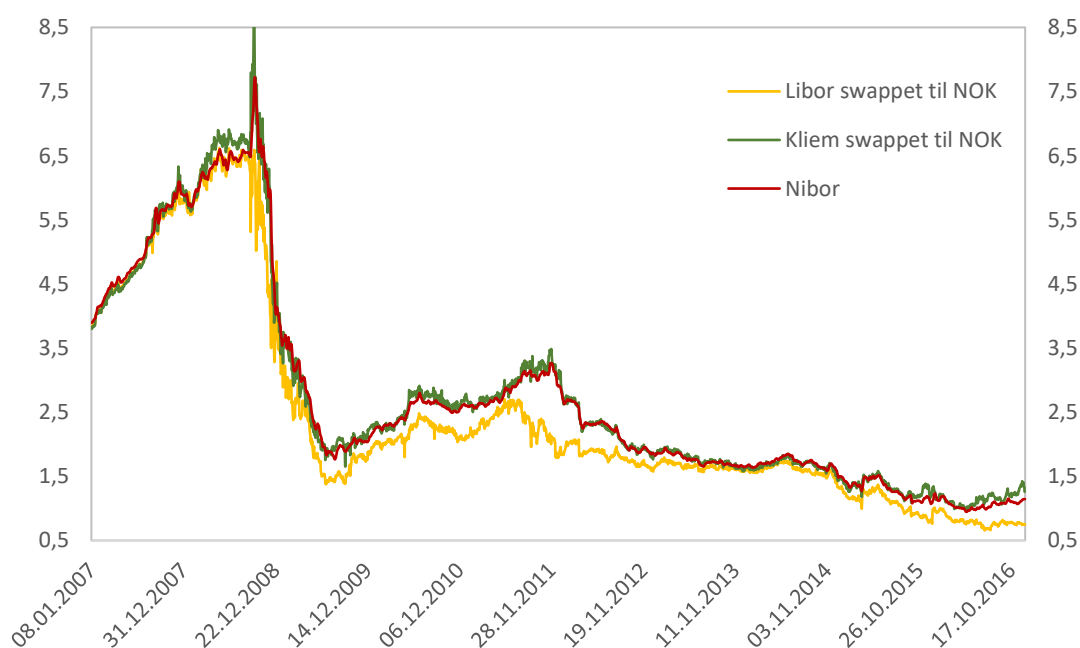
Kilde: Bloomberg og Thomson Reuters

Som vi ser av figuren over ligger Kliem-renten gjennomgående over USD Libor, og reflekterer derfor den økte kostnaden på dollar som europeiske banker stod ovenfor etter finansuroen. Det gjør at Nibor kan skrives på følgende måte:

$$(1.6) \quad (1 + i_{Nibor}) = \frac{F}{S} (1 + i_{Kliem})$$

Ved å legge til grunn renten publisert av meglerhuset Carl Kliem, får man en interbankrente som ligger høyere enn det man hadde fått ved å basere valutaswappen i Nibor på USD Libor. Dette synes å reflektere situasjonen som har oppstått etter finanskrisen, hvor det relative tilbudet av dollar er lavere enn i euro. Lavere tilbud av dollar relativt til euro har ført til en situasjon hvor man har observert presstendenser i dollar relativt til euro. Følgene av dette har vært en økt kostnad på dollarfinansieringen til europeiske banker. Figuren under viser hvordan de implisitte kronerentene ser ut når de er valutaswappet fra USD Libor og USD Kliem til norske kroner. Det er tydelig at Kliem-renten ligger nærmere det de norske Nibor-bankene faktisk oppgir å måtte betale for et usikret dollarlån i det europeiske interbankmarkedet. Siden bankene legger til grunn ulike dollar-renter i sin Nibor-kvotering, kan man ikke nøyaktig gjenskape Nibor ved å valutaswappe Kliem til NOK (Tafjord, 2015). Dette kan være med på å forklare forskjellen mellom den implisitte kronerenten fra Kliem til Nibor.

**Figur 4:** Nibor, Kliem valutaswappet til kroner og Libor valutaswappet til kroner. 8. januar 2007 – 9. desember 2016. Prosent.



Kilde: Bloomberg og Thomson Reuters

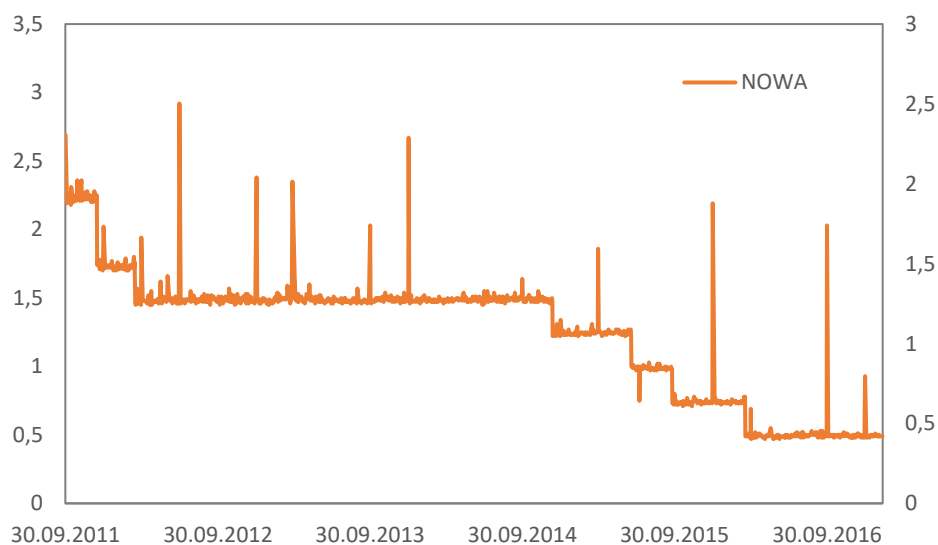
Et av problemene med bruk av tremåneders interbankrenter som referanse for finansielle derivater og kontrakter, er at den nesten ikke handles til mellom bankene. Bortsett fra de korteste løpetidene, er det nesten ikke aktivitet i det usikrede interbankmarkedet. Dette har ført til at det stilles spørsmål om ibor-rentene bør bli tilegnet så stor tyngde ettersom de nesten utelukkende er basert på skjønn. I et brev til Finanstilsynet 2. juni 2014 diskuterte Norges

Bank mulighetene for alternative referanserenter til Nibor. Hovedpunktene i brevet var behovet for utvikling av et OIS-marked<sup>8</sup>, og videreutvikling av repo-markedet<sup>9</sup> i Norge. Utviklingen av de to markedene kunne, ifølge Norges Bank, fungert som en verdifull kryssjekk til Nibor-renten (Gulbrandsen og Bø, 2014).

## 2.6 Nowa

Norwegian Overnight Weighted Average, heretter kalt Nowa, defineres som et veid gjennomsnitt av rentesatser på inngåtte avtaler om usikrede lån i norske kroner mellom banker med utbetaling samme dag og tilbakebetaling påfølgende bankdag. Som for Nibor er det Oslo Børs som er kalkuleringsagent for Nowa, mens det er Finans Norge som fastsetter regelverket. Nowa-panelet utgjøres av bankene som er en del av Nibor-panelet, i tillegg til de største sparebankene i landet<sup>10</sup> (Finans Norge, 2013).

**Figur 5:** Norwegian Overnight Weighted Average. 30. september 2011 – 10. februar 2017. Prosent.



Kilde: Norges Bank

<sup>8</sup> OIS står for «Overnight Indexed Swap» og kan forklares som markedets implisitte forventninger til fremtidig styringsrente.

<sup>9</sup> Repo er en forkortelse for «Repurchase Agreement».

<sup>10</sup> Bank1 Oslo Akershus, Sparebanken Vest, SpareBank 1 SMN, SpareBank 1 SR-Bank, SpareBank 1 Nord-Norge.

Som figur 5 viser, kan man observere uregelmessigheter rundt kvartals- og årsskiftene. Det er i hovedsak rundt kvartalsskiftene mars/april og september/oktober, samt rundt årsskiftet de største utslagene i overnattenrenten observeres. Vi vil i den empiriske analysen undersøke om vi ser tegn til de samme årsskifteeffektene i tremåneders Nibor.

Nowa-renten ble innført omtrent samtidig med Norges Banks nye kvotesystem for styring av banksystemets likviditet. I motsetning til Nibor, kalkuleres Nowa på bakgrunn av faktiske transaksjoner i det usikrede interbankmarkedet. På helt kort sikt gir derfor Nowa en bedre indikator på bankenes kostnad for å skaffe seg likviditet i kroner, enn det Nibor gjør. På tross av dette benyttes ikke Nowa-renten som referanserente i særlig stor grad.

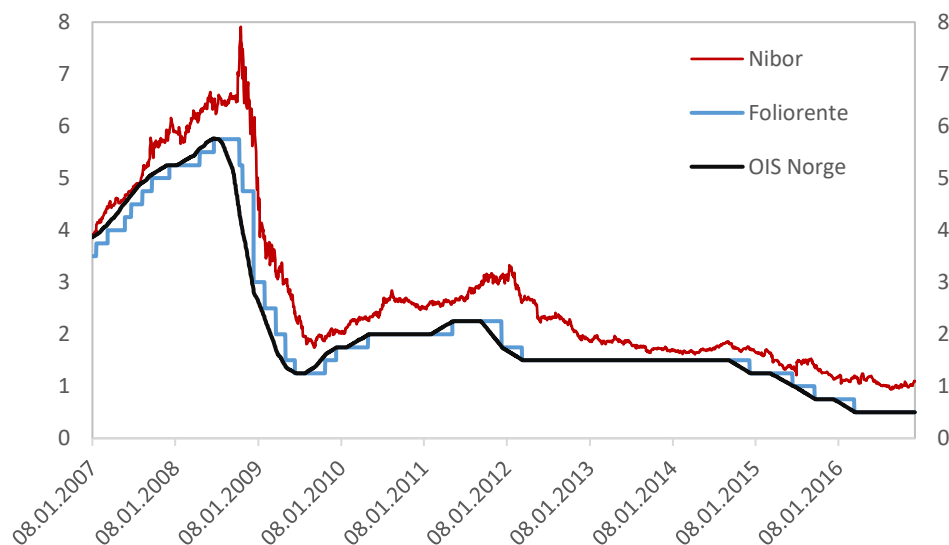
## 2.7 OIS («Overnight Index Swap»)

«Overnight Index Swap», heretter kalt OIS, er en swaprente. En renteswap innebærer et bytte av en fast rente mot en flytende rente. Den flytende renten er vanligvis en overnattenrente som ruller over løpetiden <sup>11</sup>, mens den faste renten omtales som OIS-renten. I normale tider vil OIS-renten være et snitt av dagens overnattenrente og forventede overnattenrenter for løpetiden til renteswappen. Renteswappen har ofte en løpetid på mellom en uke og 12 måneder, men det hender også at den er lenger. OIS-renten er den renten som nærmest kan omtales som risikofri. Den kan derfor brukes som et mål på utviklingen i fremtidig styringsrente (2011). I Norge har man ikke noe marked for OIS, men Norges Bank har siden begynnelsen av 2007 beregnet OIS-renter basert på blant annet NOWA og skjønnsmessige vurderinger. De største økonomiene i verden har, i motsetning til Norge, velfungerende markeder for OIS-renter. Ved hjelp av OIS-rentene har man gode estimater på markedets forventninger om fremtidig styringsrente.

---

<sup>11</sup> Når renten rulleres over løpetiden, betyr det at man mottar flytende overnattenrente hver dag over swappens løpetid.

**Figur 6:** Foliorenten, tremåneders Nibor og tremåneders OIS. 08. januar 2007 – 9. desember 2016. Prosent.



Kilde: Norges Bank og Thomson Reuters

I figur 6 vises en grafisk sammenstilling av foliorenten<sup>12</sup>, tremåneders Nibor og den skjønsmessige OIS-renten for Norge. Som figuren viser er det relativt store avvik mellom styringsrenten og OIS-renten. Dette kan delvis forklares på bakgrunn av uro i finansmarkedene. Samtidig er OIS-renten beregnet skjønsmessig av Norges Bank. Ifølge Bernhardsen (2012b) er ikke OIS-rentene et perfekt mål på fremtidig styringsrente, blant annet fordi uro i finansmarkedene fører til avvik mellom overnattenrenten og styringsrenten. OIS-renten er likevel det beste estimatet man har på «risikofri» rente, og den er derfor sentral i beregningen av risikopåslag i pengemarkedsrenter.

### 2.7.1 Utvikling i OIS-basisen

Vi husker fra delkapittel 2.5 at den norske tremåneders interbankrenten Nibor kan defineres som en valutaswaprente. Vi viste også utviklingen i tremåneders Nibor sammenstilt med de implisitte NOK rentene i henholdsvis Kliem-renten og USD Libor. En alternativ måte å betegne swaprenten for NOK er:

$$(1.7) \quad i_{NOK,Swap} = i_{USD} + (f - e)$$

<sup>12</sup> Foliorenten er styringsrenten i Norge. Dette renten på bankenes innskudd i Norges Bank opp til en viss kvote. Foliorenten brukes som referanseverktøy mot aktørene i pengemarkedet.

I ligningen over representerer  $i_{USD}$  renten for dollar-finansiering,  $e$  betegner logaritmen til valutakursen (antall NOK per enhet USD) og  $f$  defineres som logaritmen til terminkursen. Teoretisk antas det at swap-rentene skal være identiske uavhengig av hvilken valuta de swappes fra. Dette gjelder imidlertid kun for situasjoner uten særskilt turbulens i finansmarkedene. Da vil arbitrasjehandler sørge for at betingelsen holder (Bernhardsen et al., 2009, s. 369).

I henhold til definisjonen av swaprenten i NOK i ligning (1.7), kan vi definere risikopåslaget i henholdsvis valuta  $j$  og USD. Definisjonen er hentet fra Bernhardsen et al. (2009, s. 373):

$$(1.8) \quad rp_{j,SWAP} = i_{j,SWAP} - OIS_j$$

$$(1.9) \quad rp_{USD} = i_{USD} - OIS_{USD}$$

Ligning (1.8) og (1.9) over defineres risikopåslagene for valuta  $j$  og USD. Ved å substituere den generelle versjonen av ligning (1.7), samt ligning (1.9) inn i ligning (1.8) kan vi identifisere følgende sammenheng:

$$(1.10) \quad rp_{j,SWAP} = rp_{USD} + (f - e) - (OIS_j - OIS_{USD})$$

Som ligning (1.10) viser, kan risikopåslaget i swaprenten for valuta  $j$  forklares av risikopåslaget i dollar-renten, terminpremien mellom valuta  $j$  og USD, og forskjellen mellom OIS-rentene. Vi kommer nærmere inn på definisjonen av risikopåslaget i pengemarkedsrenter i kapittel 2.9.

Videre vil vi fokusere på det andre og tredje leddet i ligning (1.10). Differansen mellom OIS-rentene i siste ledd i ligning (1.10) kan kalles den «teoretiske terminpremien». For å observere den relative likviditetspremien mellom to valutaer, kan man se på styringsrentedifferanser, målt ved OIS-renter, og rentedifferansene implisitt i valutaswapmarkedet. Vi får da det som kalles OIS-basisen mellom to valutaer. Rent teknisk kan denne betegnes som differansen mellom den faktiske terminpremien og den «teoretiske terminpremien». Denne kan for valutaparet USDNOK, illustreres på følgende måte (Lund et al., 2016, s. 4):

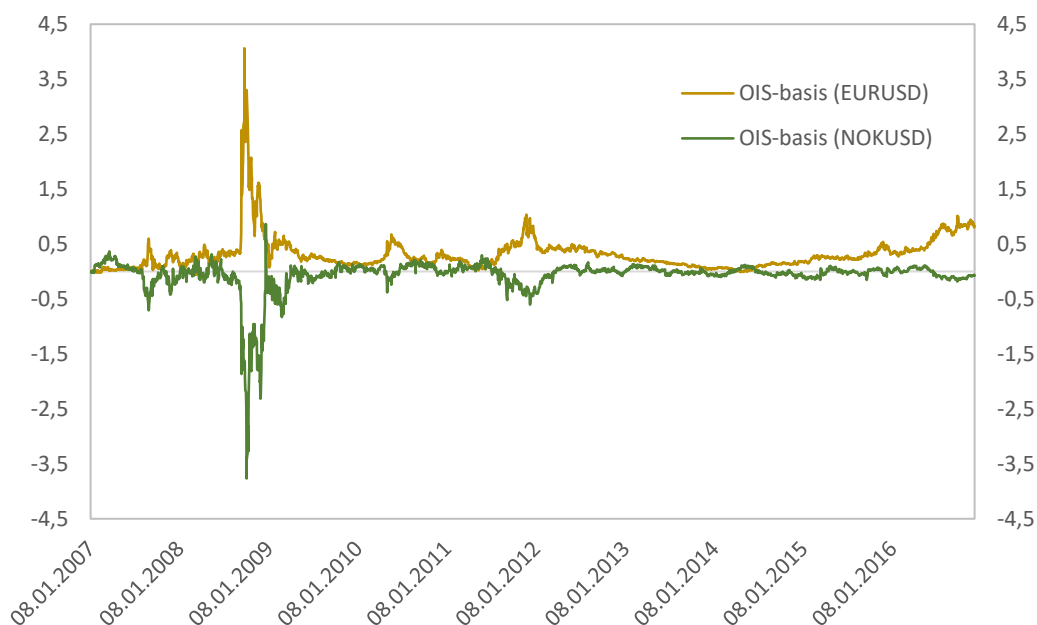
$$(1.11) \quad OISB_{\$,N} = (f_{\$,N} - e_{\$,N}) - (OIS_N - OIS_{\$})^{13}$$

---

<sup>13</sup> OIS-basisen mellom amerikanske dollar og norske kroner.

Uttrykket ( $f_{\$,N} - e_{\$,N}$ ) representerer terminpunktene i valutamarkedet, og er ment å kompensere for rentedifferansen i valutaswappen. ( $OIS_N - OIS_{\$}$ ) uttrykker forskjellen i styringsrenteforventninger for de aktuelle valutaene i OIS-basisen. Som vi husker, skal den teoretiske terminpremien i henhold til teori utlignes av den faktiske terminpremien. Under finanskrisen i perioden 2007-2009 steg OIS-basisen mellom euro og dollar (EURUSD) markant. Fra å ligge relativt nær null i 2007, steg den så til rundt tre prosent. Når bankene ble mindre villige til å låne ut dollar til sine motparter, økte den relative likviditetspremien mellom dollar og euro<sup>14</sup>. Motsatt sank OIS-basisen mellom dollar og norske kroner under finanskrisen. Det har sammenheng med at det ble relativt billigere å veksle dollar om til norske kroner, ettersom Nibor blir kvotert som en valutaswaprente (Lund et al., 2016).

**Figur 7:** OIS-basis EURUSD og OIS-basis USDNOK. 08. januar 2007 – 9. desember 2016. Prosent.<sup>15</sup>



Kilde: Norges Bank og Thomson Reuters

Bernhardsen et al. (2009) analyserer effektene av finanskrisen på norske- og internasjonale finansmarkeder i sin artikkel «The financial crisis in Norway: effects on financial markets and measures taken». I artikkelen argumenteres det for at arbitrasjehandler ikke vil føre differansen mellom den faktiske og teoretiske terminpremien mot null når markedene karakteriseres ved

<sup>14</sup> Da dollar-likviditeten tørket inn under finanskrisen, var det i hovedsak på grunn av at bankene ikke visste hvem av motpartene som hadde påtatt seg risiko. Det førte til at terskelen for å tilby likviditet i dollar ble høy.

<sup>15</sup> I figuren ser vi at OIS-basisen mellom henholdsvis EURUSD og USDNOK går motsatt vei. Dette har å gjøre med måten OIS-basisen defineres for de aktuelle valutaparene.

økt likviditets- og kredittrisiko. De finner beviser på at det oppsto økt etterspørsel etter dollar etter at investeringsbanken Lehman Brothers gikk konkurs høsten 2008. Dette ser vi også i figur 7 på forrige side, da OIS-basisen mellom USD og NOK beveget seg markant under null. I etterkant av konkursen tok sentralbanken i USA grep for å øke tilbudet av dollar direkte. Dette førte til at finansinstitusjonene ikke lenger trengte å skaffe seg dollarlikviditet gjennom valutamarkedet. En konsekvens var da at differansen mellom den faktiske- og den teoretiske terminpremien beveget seg mot normalnivået rundt null. For OIS-basisen mellom USD og NOK ser vi at det igjen falt markant i starten av 2009. Bernhardsen et al. (2009) trekker frem Norges Banks tilbud av likviditet i NOK relativt til USD gjennom valutaswapper som en sannsynlig årsak.

Det har vært konsensus blant aktører i valutamarkedet at arbitrasjehandler skulle bevege OIS-basisen mot null etter at de finansielle omveltningene under, og etter, finanskrisen var over. Dette har imidlertid ikke skjedd, og man har observert at OIS-basisen har økt i perioden rundt 2012, og igjen etter 2014 (Borio et al., 2016). Dette ser vi tegn til i figur 7 på forrige side. Pengepolitikken til den europeiske sentralbanken og nye reguleringer på amerikanske pengemarkedsfond kan være forhold som trekker OIS-basisen ut av den teoretiske likevektstilstanden. Vi kommer tilbake til dette i den empiriske analysen.

## 2.8 Stibor

Stockholm Interbank Offered Rate, heretter kalt Stibor, er en referanserente som skal gjenspeile hva svenske banker, som er aktive på det svenske pengemarkedet, er villig til å låne ut til hverandre i svenske kroner, uten sikkerhet. Stibor blir beregnet med løpetidene Tomorrow Next (T/N), en uke, en måned, to måneder, tre måneder og seks måneder (Bankföreningen, 2016).

Svenska Bankföreningen er administrator av Stibor og er ansvarlig for regelverket rundt referanserenten. Nasdaq OMX kalkulerer og publiserer Stibor.

Stibor fremkommer ved at minimum fire banker kalkulerer og publiserer sin egen Stibor. Dersom det er mindre enn seks banker som publiserer Stibor, tar man et snitt av alle rentene. Dersom det er syv eller åtte som publiserer, blir høyeste og laveste strøket, og det blir tatt et snitt av de gjenværende. Dersom det er ni eller flere som publiserer Stibor, vil de to høyeste og de to laveste bli strøket, og Stibor beregnes som et gjennomsnitt av de resterende.

I januar 2017 er det syv banker i Stibor-panelet<sup>16</sup> - det vil si at den høyeste og laveste kvoteringen blir strøket, og Stibor blir beregnet som et gjennomsnitt av de fem resterende kvoteringene (Bankföreningen, 2016).

Stibor er satt sammen av to deler; en finansieringskostnad og et påslag:

$$(1.12) \quad \textit{Stibor} = \textit{Finansieringskostnad} + \textit{Påslag}$$

Finansieringskostnaden skal gjenspeile det bankene i Stibor-panelet betaler for et usikret lån i svenske kroner. Påslaget viser hvor mye utover finansieringskostnaden bankene skal ha for et usikret lån i interbankmarkedet.

Finansieringskostnaden kan fremkomme på forskjellige måter. Primært skal bankene bruke en faktisk innlåns- eller utlånstransaksjon i svenske kroner i interbankmarkedet. Sekundært kan bankene bruke kvoterte interbanknivåer i svenske kroner, eller en kurv bestående av «Commercial Paper» (CP) og/eller «Certificate of Deposits» (CD) som består av minst 50% svenske kroner. Den resterende andelen kan være euro eller amerikanske dollar swappet til svenske kroner (Bankföreningen, 2016). Det vil altså si at minimum halvparten av grunnlaget for finansieringskostnaden, som inngår i Stibor, skal være gjeld utstedt i svenske kroner. Det resterende kan bestå av gjeld som er utstedt i for eksempel euro eller amerikanske dollar. Bankene legger så til et påslag utover finansieringskostnaden for å komme frem til en rente banken er villig til å låne ut penger for. Grunnlaget for finansieringskostnaden i Stibor er en motsetning til Nibor, hvor bankene kan finansiere seg i den valutaen banken måtte ønske, samt at Nibor-bankene ikke må låne ut til sin kvoterte Nibor-rente.

## 2.9 Risikopåslaget i pengemarkedsrenter

Risikopåslaget i pengemarkedsrenter kan defineres som differansen på den aktuelle pengemarkedsrenten fratrasket forventet styringsrente. Sammenhengen kan illustreres med følgende ligning:

$$(1.13) \quad \textit{Risikopåslag} = i - OIS$$

hvor  $i$  er pengemarkedsrente og  $OIS$  er forventet styringsrente.

---

<sup>16</sup> Stibor-panelet består av Danske Bank, Handelsbanken, Nordea, SEB, Swedbank, Länsförsäkringar Bank og SBAB.

Viktigheten av å analysere risikopåslaget i pengemarkedsrenten gjorde seg for alvor gjeldende under finanskrisen 2007-2009, da differansen mellom pengemarkedsrentene og forventet styringsrente økte dramatisk. Påslaget i sentrale pengemarkedsrenter i Europa<sup>17</sup> gikk fra å ligge konsekvent under 0,3 prosentpoeng i perioden før finansuroen, til å stige til flere prosentpoeng under finanskrisen.

En effektiv pengepolitikk forutsetter at endringer i styringsrenten har bredt gjennomslag til de korteste pengemarkedsrentene. Ved hjelp av pengepolitikken kan sentralbanken styre inflasjonen gjennom flere kanaler<sup>18</sup>. Denne sammenhengen kalles økonomiens transmisjonsmekanisme. Den første delen av transmisjonsmekanismen forutsetter at sentralbanken kan styre de helt korteste pengemarkedsrentene ved hjelp av styringsrenten (Jacobsen, 2012).

I sin artikkel «Sammenhengen mellom styringsrenten og pengemarkedsrentene: 2007-2012» undersøkte Bernhardsen hvor godt gjennomslag styringsrenten i forskjellige land hadde på sentrale pengemarkedsrenter. Han finner at det gjennomgående var bredt gjennomslag fra styringsrenten til pengemarkedsrentene frem til 2012. Sentralbankene kan normalt ikke påvirke størrelsen på rentepåslaget. Eksempelvis kan Norges Bank sikre et godt gjennomslag i sin pengepolitikk, på tross av at de ikke kan kontrollere nivået på risikopåslaget. Økt volatilitet i pengemarkedspåslagene kan imidlertid skape forstyrrelser i transmisjonsmekanismen. For Norges Bank er der derfor viktig å vite hva som driver risikopåslaget i interbankrenten Nibor.

Vi har tidligere forklart at Nibor kvoterer som en valutaswaprente mellom USD og NOK. I tillegg til dette har vi vist at Nibor-bankene legger til grunn en dollar-rente som ligger nærmere Kliem-renten enn Libor-renten. Det betyr at europeiske banker er eksponert mot en særskilt kredittpremie, utover det som fanges opp i Libor-renten. De norske Nibor-bankene står i visse perioder overfor en ekstra kredittpremie, utover det som reflekteres i Kliem-renten (Bernhardsen et al., 2012, s. 10). Det vil si at vi kan dekomponere dollar-renten implisitt i Nibor på følgende måte:

---

<sup>17</sup> I figur 9 vises en grafisk fremstilling av risikopåslaget i noen av de viktigste pengemarkedsrentene. Man ser en signifikant økning i påslagene rundt og etter finansuroen i 2007-2008.

<sup>18</sup> Transmisjonsmekanismen består av forventningskanalen, etterspørselskanalen og valutakurskanalen.

$$(1.14) \quad i_{\$,N} = OIS_{\$} + rp_{L,\$} + erp_{K,\$} + erp_{N,\$}$$

I ligning (1.14) vises den dekomponerte dollar-renten i Nibor.  $OIS_{\$}$  er forventet styringsrente i USA,  $Rp_{L,\$}$  er risikopåslaget i Libor USD,  $erp_{K,\$}$  er ekstrapåslaget europeiske banker står ovenfor utover Libor, og  $erp_{N,\$}$  er ekstrapåslaget til Nibor-bankene utover Kliem-renten. Risikopåslaget i Nibor viser den risikoen bankene priser inn i sine usikrede handler seg imellom, og illustrerer den kreditt- og likviditetsrisiko som bankene skal ha/blir belastet for når de handler med andre banker i interbankmarkedet. Nibor-bankene finansierer sitt behov for kronelikviditet gjennom valutaterminmarkedet. Dette vil si at faktorer som påvirker tilgangen på finansiering i dollar har en effekt på påslaget i Nibor. På bakgrunn av dette kan vi dekomponere risikopåslaget i Nibor ytterligere:

$$(1.15) \quad Risikopåslag_{Nibor} = rp_{K,\$} + erp_{N,\$} + OISB_{\$,N}$$

Ligning (1.15) viser det dekomponerte risikopåslaget i tremåneders Nibor.  $rp_{K,\$}$  viser risikopåslaget i Kliem-renten, og  $erp_{N,\$}$  representerer avviket mellom Kliem-renten og den dollar-renten som Nibor-bankene faktisk legger til grunn i sin Nibor-kvotering.  $OISB_{\$,N}$  er, som vi husker, OIS-basisen mellom USD og NOK. Denne representerer den relative likviditetspremien mellom amerikanske dollar og norske kroner (Hellum og Kårvik, 2012).

I likhet med Nibor, kan også Kliem-renten forklares som en valutaswaprente. I praksis er Kliem den europeiske pengemarkedsrenten Euribor valutaswappet til dollar. Som for Nibor, kan dermed Kliem-påslaget skrives som:

$$(1.16) \quad Risikopåslag_{Kliem} = rp_{Eur} + OISB_{EUR,\$}$$

hvor  $rp_{Eur}$  er risikopåslaget i Euribor, og  $OISB_{EUR,\$}$  er OIS-basisen mellom euro og dollar. Risikopåslaget i Kliem kan dermed forklares av risikopåslaget i Euribor, samt den relative likviditetspremien mellom euro og dollar (Lund et al., 2016, s. 13).

I den videre fremstillingen av påslaget i pengemarkedsrenten Nibor antar vi, for enkelthetens skyld, at bankene i Nibor-panelet finansierer seg til en rente lik Kliem-renten. Dette gjør at vi ikke inkluderer leddet som tar hensyn til forskjellen mellom den faktiske renten bankene får finansiering til, og den europeiske dollar-renten Kliem. Det betyr imidlertid ikke at vi ser bort fra differansen mellom Kliem-renten og Nibor-bankenes faktiske finansieringskostnad i den

empiriske analysen. Den endelige fremstillingen av påslaget i tremåneders Nibor kan derfor illustreres på følgende måte:

$$(1.17) \quad \text{Risikopåslag}_N = rp_{K,\$} + OISB_{\$,N}$$

Fremstillingen i ligning (1.17) danner grunnlaget for vår empiriske analyse av risikopåslaget i Nibor. Vi vil i delkapittel 4 av utredningen gå dypere inn på hvilke faktorer som kan forklare utviklingen i risikopåslaget.

### 2.9.1 Utvikling i risikopåslagene i pengemarkedsrenter

Påslagene i viktige pengemarkedsrenter har som vi tidligere nevnte vært preget av stor volatilitet i perioden etter finanskrisen. Dette gjelder også for risikopåslaget i tremåneders Nibor. For å illustrere dette vil vi videre fremstille utviklingen i risikopåslagene i sentrale pengemarkedsrenter grafisk.

**Figur 8:** Utviklingen av risikopåslaget i tremåneders Nibor, Stibor og Kliem. 8. januar 2007 – 9. desember 2016. Prosent.



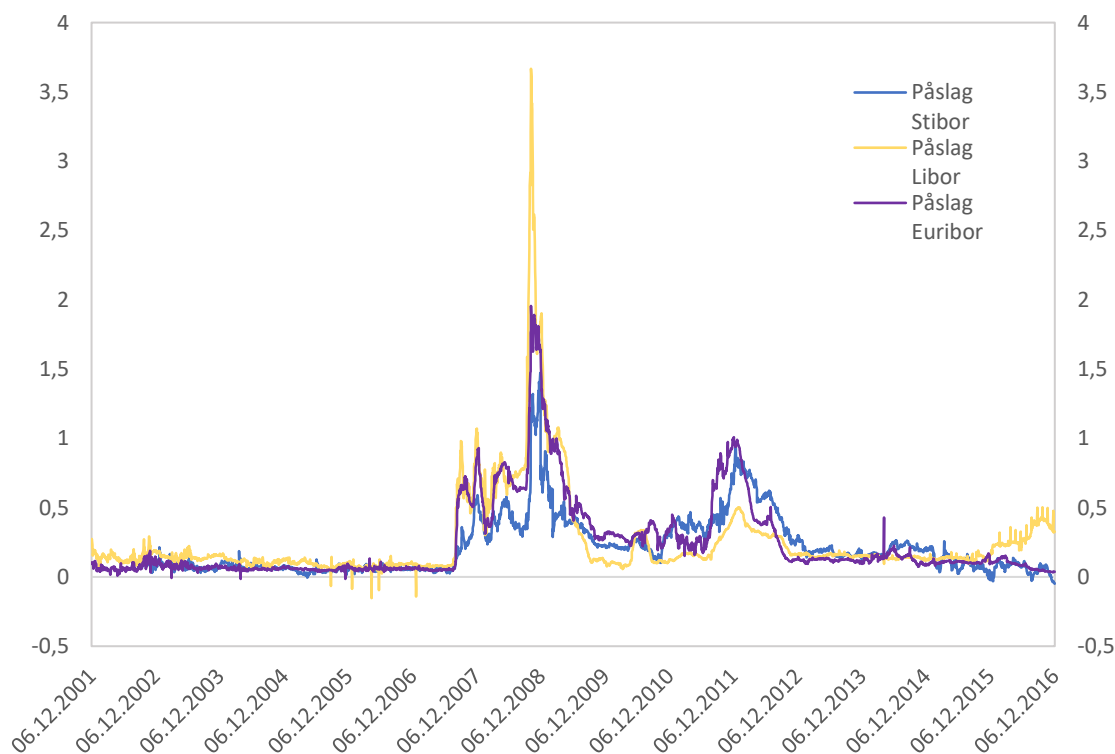
Kilde: Norges Bank og Thomson Reuters

Som vi ser av figur 8 har risikopåslagene i Nibor, Stibor og Kliem i perioden fra 2007 vært preget av svært volatile risikopåslag. I begynnelsen av perioden steg påslagene i pengemarkedsrenten på grunn av uroen før og under finanskrisen. Påslagene var på sitt høyeste

under høyden av finanskrisen høsten 2008. I etterkant av finanskrisen sank påslaget. Vi ser imidlertid at de ikke har kommet tilbake til de nivåene man så før uroen under finanskrisen satte inn. Vi legger også merke til at påslagene i Nibor og Stibor har beveget seg i motsatt retning av hverandre siden 2015. Mens Stibor har fortsatt en nedadgående trend, har påslaget i Nibor i større grad fulgt utviklingen i Kliem-påslaget. Påslaget i tremåneders Nibor har i de siste årene steget fra om lag 0,20 prosentpoeng i midten av 2014 til rundt 0,6 prosentpoeng høsten 2016.

Nibor er, som tidligere forklart, en valutaswaprente, og blir derfor påvirket av tilgjengeligheten av dollar. Det kan være en forklarende årsak til at påslaget i Nibor har vært mer volatil enn påslaget i Stibor. Stibor er, som forklart i delkapittel 2.8, en ren svensk pengemarkedsrente, i motsetning til valutaswaprenten Nibor. Det kan derfor virke som at risikopåslaget i Nibor i større grad priser inn det høye risikopåslag gjennom den dollar-renten som legges til grunn for kvoteringen.

**Figur 9:** Påslag i pengemarkedsrenter. Stibor, Libor og Euribor: 6. desember 2001 – 6. desember 2016, Stibor fra 3 september 2002. Prosent.



Kilde: Thomson Reuters

---

Fra figur 9, ser vi at årene før finanskrisen var preget av både lave og lite volatile risikopåslag. Fra slutten av 2001 og frem til finanskrisen begynte i 2007 var påslaget i Stibor, Libor og Euribor stabilt på under 0,2 prosent. Det var først i forbindelse med finanskrisen at påslagene begynte å øke. Toppunktet på rundt 3,5 prosent kom i oktober 2008, kort tid etter konkursen til den amerikanske investeringsbanken Lehman Brothers. Etter finanskrisen sank påslagene til under 0,5 prosent, men ikke tilbake til nivået man så før finanskrisen. Under toppunktet i finanskrisen ble påslaget spesielt høyt i Libor, mens påslagene i Stibor og Euribor holdt seg betraktelig lavere.

Figuren viser også overgangen fra finanskrisen til en ny periode med økte påslag i forbindelse med den statsfinansielle krisen. Påslagene holdt seg under en halv prosent fra midten av 2009 frem til den statsfinansielle krisen i Europa, som ifølge Grytten og Hunnes (2016, s. 259), startet i 2010. Påslagene i Stibor og Euribor doblet seg i løpet av 2010 til et toppunkt på om lag en prosent. Usikkerheten i eurosone kan i stor grad tilskrives den høye statsgjelden mange EU-land hadde pådratt seg. I den samme perioden var påslaget i Libor om lag halvparten av påslaget i Euribor og Stibor.

I løpet av 2015 kom påslaget i Euribor og Stibor ned mot nivåene man observerte før finanskrisen. Påslaget i Euribor og Stibor fortsatte å synke ned mot null, med innslag av negative påslag i Stibor mot slutten av 2016. De synkende påslagene i Euribor og Stibor kom samtidig som styringsrenten til Riksbanken ble negativ, og styringsrenten til den europeiske sentralbanken ble null. I den samme perioden har påslaget i Libor utviklet seg i motsatt retning, og den amerikanske sentralbanken har i denne perioden satt opp sin styringsrente. Dette kan tyde på støy i pengepolitikken transmisjonsmekanisme. Mer spesifikt kan det virke som om pengepolitikken til de aktuelle sentralbankene ikke hadde fullt gjennomslag til pengemarkedsrentene, og at nivåene på risikopåslagene derfor ble påvirket. Dette forutsetter at det ikke var andre forhold som trakk påslagene nedover i samme periode.

### 3. Likviditetstyringssystemer

Et likviditetsstyringssystem er sentralbankens måte å styre nivået av likviditet i interbankmarkedet. Sentralt i styringen av banksystemets likviditet er å holde korteste pengemarkedsrentene så nært opp mot styringsrenten som mulig. Hvordan systemet er utformet avhenger av hvilket system sentralbanken har valgt å styre etter. I følge Syrstad (2011) bør et robust likviditetssystem ha følgende kriterier:

- *Effektiv implementering av sentralbankens rentebeslutning*
- *Sørge for et effektivt betalingssystem*
- *Styre sentralbankens risiko på en tilfredsstillende måte*
- *Legge til rette for effektive og aktive finansmarkeder*
- *Være robust overfor kriser som krever ekstraordinære tiltak*

#### 3.1 Norges Banks kvotesystem

Frem til og med september 2011 styrte Norges Bank mengden reserver i interbankmarkedet ved hjelp av et gulvsystem. I et gulvsystem styrer sentralbanken etter å holde de korteste pengemarkedsrentene nær innskuddsrenten (styringsrenten). Norges Bank la i 2011 om sitt system for likviditetsstyring fra et gulvsystem til et såkalt kvotesystem. Det nye kvotesystemet kan sies å være en blanding av et korridorsystem og et gulvsystem<sup>19</sup>. Kvotesystemet har i hovedsak to overordnede hensyn:

- Øke bankenes villighet til å fordele bankreserver seg i mellom, og av den grunn øke aktiviteten i overnattenmarkedet.
  - Sørge for at transaksjoner fra/til statens konto ikke forstyrrer Norges Banks likviditetsstyring.
-

---

Bankreserver defineres som bankenes innskudd i sentralbanken. Kun Norges Bank kan skape sentralbankreserver. Dette kan gjøres ved kjøp av valuta og verdipapirer fra aktører i økonomien, eller ved å låne reserver ut til bankene. På samme måte kan Norges Bank inndra reserver ved å låne fra bankene, eller selge verdipapirer til aktører i økonomien. Transaksjoner mellom bankene påvirker derfor fordelingen av reserver, men ikke nivået på reservene (Aamodt og Tafjord, 2013).

I det nye systemet får bankene kun forrentet en andel av sine innskudd i sentralbanken (Aamodt et al.) til foliorenten (gulvet), mens innskudd over kvoten forrentes til reserverenten. Reserverenten ligger til enhver tid 100 basispunkter under styringsrenten. Det betyr at bankene må betale en premie for å holde for mye reserver i sentralbanken. En konsekvens av dette er at det øker insentivene for bankene til å fordele likviditet mellom seg (Syrstad, 2011). Med det nye systemet tar Norges Bank sikte på å holde samlede reserver i systemet til +/- 35 milliarder kroner. Den totale kvoten er på 45 milliarder kroner. Dersom reservene i banksystemet ser ut til å falle utenfor styringsintervallet, kan Norges Bank iverksette likviditetspåvirkende tiltak. De vanligste tiltakene omfatter F-lån og F-innskudd<sup>20</sup>. Alle bankene i Norges Banks oppgjørssystem (NBO) er inkludert i systemet for styring av bankenes reserver. Bankene deles videre inn i tre grupper, som alle har forskjellige kvoter for innskudd til foliorenten. Bankene i Nibor-panelet blir tildelt de største kvotene i gruppe 1, de største bankene i Norge tildeles mindre kvoter i gruppe 2, og rundt 100 mindre banker tildeles de minste kvotene i gruppe 3 (Aamodt et al., 2016).

I følge Aamodt et al. (2016) har erfaringene med det nye systemet for styring av bankenes reserver vært positive. Norges Bank har lyktes med å holde mengden overskuddsreserver rundt siktemålet på 35 milliarder kroner. Bankene i interbankmarkedet har i større grad fordelt likviditet mellom seg i overnattenmarkedet enn tidligere, og innskudd til reserverenten har ikke vært større enn en milliard kroner per dag. Også fra bankenes ståsted har det nye kvotesystemet fungert bedre enn gulvsystemet man hadde tidligere. De mener, som Norges Bank, at omfordelingen av likviditet fungerer bedre enn før. En konsekvens er at det har vært et bredt gjennomslag fra styringsrenten til de helt korte pengemarkedsrentene, herunder Nowa-

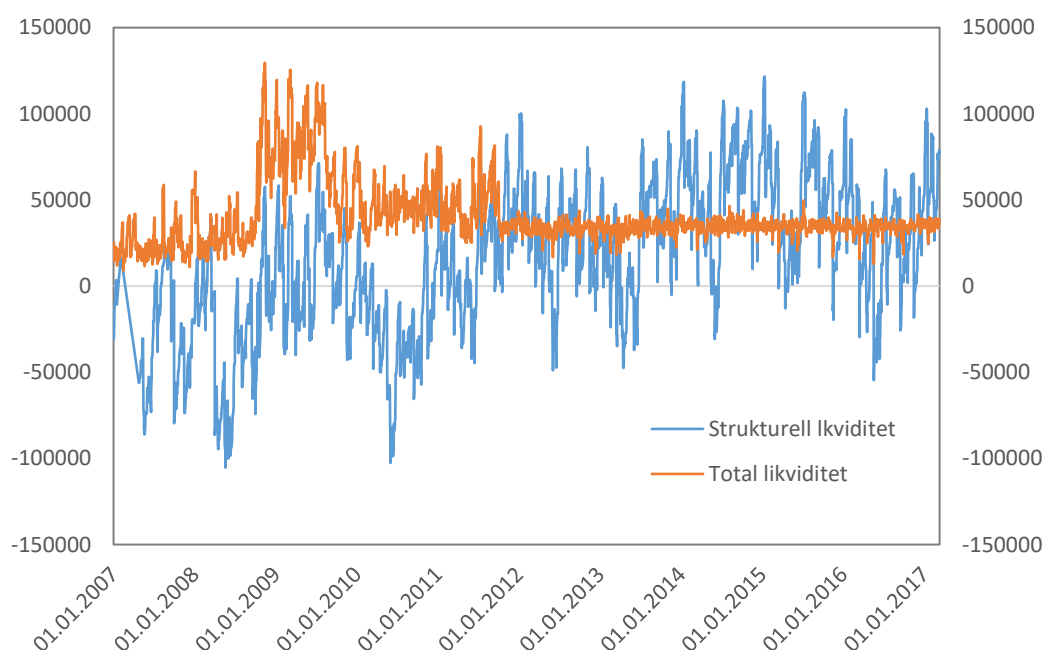
---

<sup>20</sup> F-lån er lån fra Norges Bank mot sikkerhet i verdipapirer. Renten på lånet er fast over en fastsatt løpetid. F-innskudd er innskudd i Norges Bank til en gitt rente over en fastsatt løpetid.

renten. Den har ligget nært opp mot foliorenten siden innføringen av det nye systemet, bortsett fra utvalgte dager som inneholder spesielle hendelser.

En innvending mot det nye systemet er at interbankmarkedet fungerer dårlig ved noen kvartalsskifter. Det kan være krevende å håndtere de uventede likviditetseffektene som en følge av dette. Dette kan illustreres ved å se på utviklingen i Nowa-renten. På utvalgte datoer skyter renten i været, som en følge av at bankene ikke ønsker å gi fra seg likviditet. Kostnaden ved å skaffe seg kronelikviditet blir dermed markant dyrere (Aamodt et al., 2016).

**Figur 10:** Strukturell og total likviditet. 01.01.2007 – 13.03.2017. Millioner kroner.



Kilde: Norges Bank

Norges Bank publiserer regelmessig prognoser for banksystemets strukturelle likviditet. Prognosene kan da brukes av bankene til å forutse likviditetstilførende eller inndragende tiltak. Vi ser av figur 10 ovenfor at total likviditet lå i området mellom 20 og 40 milliarder kroner i perioden før finanskrisen. I siste del av 2008 økte imidlertid total likviditet til å variere rundt 100 milliarder kroner. Dette hadde sammenheng med Norges Banks likviditetstilførende tiltak under finanskrisen. En stor del av likviditetstilbudet fra Norges Bank under finanskrisen var på lengre løpetider enn normalt, rundt 3 måneder. I tillegg gjorde Norges Bank tilgangen til lån i sentralbanken større ved å lette på kravene stilt til sikkerhet for transaksjonen. Til slutt gjorde Norges Bank tilgjengelig lån i både NOK og USD til bankene aktive i det norske pengemarkedet. De nevnte tiltakene gjorde det mulig for bankene i Nibor-panelet å stille

---

Nibor-kvoteringer i en periode med turbulens i internasjonale finansmarkeder (Bernhardsen et al., 2009).

Nivået på banksystemets reserver bestemmes av to ulike forhold. Autonome faktorer er faktorer som ligger utenfor sentralbankens kontroll. De autonome faktorene består i hovedsak av følgende forhold; sedler og mynt, statens låneopptak, statens daglige transaksjoner og Norges Banks kjøp av valuta til Statens Pensjonsfond Utland (SPU) på vegne av staten. Betalinger til statens konto i Norges Bank, som for eksempel i forbindelse med betalingen av skatt, reduserer mengden reserver i systemet ved at bankene trekker på sine conti i Norges Bank. En økning i reservene forekommer når betalingen skjer fra statens konto i Norges Bank, til publikum gjennom bankenes foliokonti. Publikums etterspørsel etter sedler og mynt påvirker også den strukturelle likviditeten ved at bankene kjøper sedler og mynt fra Norges Bank, og samtidig trekkes fra sine foliokonti i sentralbanken. Forholdene listet opp over, er i hovedsak de som bestemmer nivået på den strukturelle likviditeten i banksystemet. Markedsoperasjoner utført av Norges Bank bestemmer i sin tur nivået på den totale likviditeten i systemet. Ved å tilby lån til bankene eller kjøpe sertifikater og verdipapirer fra aktører i markedet, kan Norges Bank øke mengden reserver i systemet. Motsatt kan de inndra likviditet ved å foreta låneopptak fra bankene, eller selge verdipapirer og valuta (Aamodt og Tafjord, 2013).

Vi vil trekke på mekanismene skissert i det foregående avsnitt, når vi i den empiriske analysen drøfter effekten av likviditetssystemets påvirkning på risikopåslaget i tremåneders Nibor.

## 3.2 Riksbankens korridorsystem

I Sverige bruker Riksbanken et korridorsystem for å styre reservene i bankene. Styringsrenten i Sverige er reporenten, som ligger midt mellom innskudds- og utlånsrenten. Bankene kan gjøre et syv dagers innskudd eller lån hos sentralbanken til reporenten. I tillegg kan bankene låne, eller gjøre et innskudd over natten. Normalt ligger innskuddsrenten 75 basispunkter under reporenten, og lånerenten er normalt 75 basispunkter over reporenten. Det er disse rentene som danner korridoren (Sveriges Riksbank, 2011).

Dersom det er over- eller underskuddslikviditet, kan Riksbanken ta i bruk daglige transaksjoner for å finjustere nivået av reserver i markedet. Hvis det er for mye likvider i markedet, vil Riksbanken trekke inn reserver ved at bankene gjør et innskudd hos

---

sentralbanken til 10 basispunkter under reporenten. Med for lite likvider i markedet, vil Riksbanken låne ut penger mot sikkerhet til bankene til en rente 10 basispunkter over reporenten. Ved løpetid overnatten, er korridoren altså smalere enn den er på ukesbasis (Sveriges Riksbank, 2015).

Ifølge Heideken og Sellin (2014) har det siden 2010 vært et overskudd av sentralbankreserver i de svenske bankene. Riksbanken trekker da inn likviditet med sine ukentlige markedsoperasjoner, og ved sine daglige finjusteringer.

Som følge av overskuddet av sentralbankreserver, vil den faktiske korridoren være smalere enn de 75 basispunktene over og under reporenten. En bank som har underskudd av sentralbankreserver kan da låne av en bank som har overskudd. Dermed vil banken med underskudd betale en rente som er lavere enn det den ville fått ved å låne av Riksbanken, og banken som låner ut reservene vil få en høyere innskuddsrente enn det den ville fått ved innskudd i Riksbanken. Bankene har flere insentiver til å handle med hverandre enn hos Riksbanken. Reservene, som er igjen etter transaksjoner mellom bankene, blir trukket inn gjennom innskudd i Riksbanken. Dette er en del av Riksbankens daglige finjusteringer. Dersom det er underskudd av reserver, vil Riksbanken tilføre reserver gjennom sine ukentlige markedsoperasjoner. Om det likevel er underskudd av reserver ved slutten av dagen, vil banker få låne til reporenten, som en del av Riksbankens daglige finjusteringer (Sveriges Riksbank, 2015; Lerbak, 2013).

## 4. Forklaringsvariabler

Vi har hittil i utredningen gjennomgått hvordan risikopåslaget i tremåneders Nibor kan dekomponeres i dollar-renten som bankene legger til grunn for Nibor-kvoteringen, den relative likviditetspremien mellom USD og NOK og ekstrapåslaget utover Kliem-renten som norske panel-banker står overfor. Målet med denne utredningen er å identifisere drivere av risikopåslaget i tremåneders Nibor. Vi tar sikte på å benytte oss av allerede identifiserte faktorer fra modellene til Norges Bank. I tillegg til dette vil vi forsøke å øke forklaringsgraden til de nevnte modellene, ved å legge til flere forklaringsvariabler som potensielt kan være drivere av påslaget. I dette delkapittelet av utredningen gjennomgår vi forklaringsvariablene, som utover de vi allerede har beskrevet, legges til grunn i den empiriske analysen.

### 4.1 Årsskifteeffekt

I finanslitteraturen finnes det en rekke teorier som peker på at det forekommer unormale bevegelser i finansmarkedene rundt utvalgte dager. Dette kalles populært kalender-effekter. Teoriene går ut på at det rundt visse datoer er mulig å observere unormalt store økninger/reduksjoner i for eksempel aksjemarkedene, som ikke kan forklares ved hjelp av fundamentale faktorer. Vi ønsker å undersøke om påslaget i Nibor blir påvirket av slike kalender-effekter, og mer spesifikt årsskifteeffekter. En årsskifteeffekt betyr at risikopåslaget i Nibor opplever en særskilt effekt i tidsrommet rundt overgangen fra ett år til ett annet. I teorien skal de nevnte årsskifteeffektene øke påslaget i pengemarkedsrentene. Grunnen til dette er at reguleringer og andre markedsforhold gir Nibor-bankene insentiver til å slanke balansene rundt årsskiftet (Fjære, 2017). I sin morgenrapport fra 23.01.2017 indikerer DNB at man allerede hadde sett klare tegn til denne effekten rundt årsskiftet i år. I delkapittel 2.6, som omhandler den norske overnattenrenten Nowa, indikerte vi en tilsvarende effekt rundt kvartals- og årsskifter. For Nowa kunne effekten i stor grad forklares av utfordringer rundt fordelingen av likviditet i interbankmarkedet.

Effekten beskrevet over er på ingen måte spesifikk for finansielle instrumenter i Norge. Både for Eonia<sup>21</sup> i EU, og Sonia i Storbritannia, har man identifisert sammenlignbare mønstre. Felles for disse er at de har korte løpetider. Vi ønsker i vår analyse av risikopåslaget i Nibor å

---

<sup>21</sup> For Eonia har man identifisert en serie tydelige effekter rundt visse kvartals- og årsskifter. Effekten blir populært kalt «Eonia Heartbeat».

undersøke om den samme effekten som man har observert i de helt korteste pengemarkedsrentene Nowa, Eonia og Sonia kan ha forklaringskraft på påslaget i tremåneders Nibor.

For å kunne identifisere og måle størrelsen på en slik årsskifteeffekt, vil vi inkludere en variabel i våre modeller som er i stand til dette. Mer spesifikt vil vi generere en dummy-variabel med følgende karakteristika:

- YEND3M<sup>22</sup>: En 0/1 dummy variabel som tar verdien 1 for de siste tre månedene i kalenderåret, og er 0 ellers.

I denne oppgaven tar vi sikte på å analysere driverne av risikopåslaget i tremåneders Nibor. Når vi har en rente med løpetid på 3 måneder, forventer vi derfor å se en tilpasningseffekt som potensielt sett strekker seg fra første børsdag innenfor den aktuelle løpetiden. Den vanligste oppfatningen er at de nevnte kalender-effektene kun er kortsiktige avvik fra det «normale» rentenivået. Resultatene vises i regresjonstabeller i modell 5 i den empiriske analysen.

## 4.2 Kvantitative lettelser

Kvantitative lettelser (Quantitative Easing, QE) er ifølge Blinder (2010) endringer i sammensetningen og/eller størrelsen til en sentralbanks balanse som har som formål å øke likviditeten i markedet. Når sentralbankene kjøper verdipapirer med formålet om å øke aktiviteten i markedene, benytter de sentralbankreserver. Dette øker balanseverdiene til sentralbankene (Bernhardsen og Kloster, 2012). Et mål på de kvantitative lettelsene til den europeiske sentralbanken, ECB<sup>23</sup>, og den amerikanske sentralbanken, FED<sup>24</sup>, kan derfor være utviklingen i deres balansestørrelser.

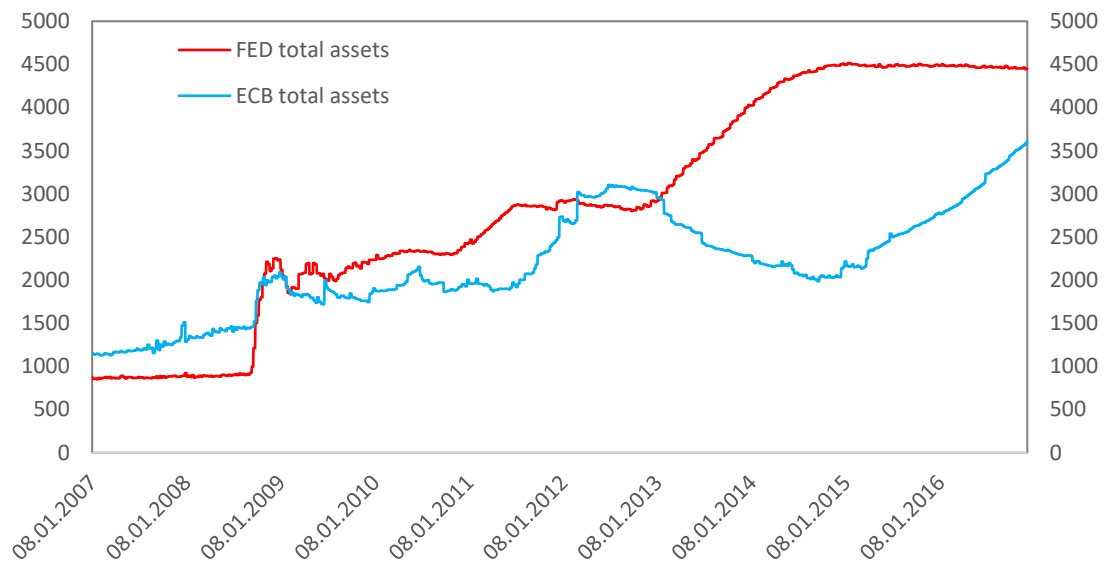
---

<sup>22</sup> Year-end.

<sup>23</sup> Den europeiske sentralbanken betegnes ved akronymet ECB.

<sup>24</sup> Den amerikanske sentralbanken betegnes ved akronymet FED.

**Figur 11:** Totale eiendeler til den amerikanske og europeiske sentralbanken. Venstre akse: Dollar. Høyre akse: Euro. 8.januar 2007 - 9 desember 2016.



Kilde: Thomson Reuters

I tiden etter finanskrisen har både den europeiske og amerikanske sentralbanken tatt i bruk kvantitative lettelsener som et pengepolitisk virkemiddel. De kvantitative lettelsene har kommet som et resultat av at styringsrentene har vært svært lave, samt at styringsrentene alene ikke har gitt ønsket effekt (Joyce et al., 2011). Kvantitative lettelsener blir sett på som et ukonvensjonelt pengepolitisk virkemiddel, fordi sentralbanken under normale omstendigheter vil endre styringsrenten for å få samme effekt.

I figur 11 vises utviklingen i de totale eiendelene til den amerikanske- og europeiske sentralbanken. Fra begynnelsen av 2007 til slutten av 2016, ser vi tydelige endringer i størrelsen til de totale eiendelene til den amerikanske- og europeiske sentralbanken. Utviklingen blir forklart nærmere i de påfølgende delkapitlene.

#### 4.2.1 Kvantitative lettelsener i USA

Kvantitative lettelsener ble først tatt i bruk av den amerikanske sentralbanken i november 2008, hvor det ble kjøpt både korte og lange verdipapirer<sup>25</sup> for om lag 1650 milliarder dollar. Den første runden av de kvantitative lettelsene blir omtalt som QE1.

<sup>25</sup> Korte verdipapirer har løpetid opp til 1 år. Lange verdipapirer har løpetid fra 1 år til 30 år.

I november 2010 annonserte The Federal Reserve en ny runde med kvantitative lettelsler, QE2, hvor sentralbanken skulle kjøpe verdipapirer med lang løpetid. QE2 overlappet med den amerikanske sentralbankens «Maturity Extension Programme» som ble satt i gang i september 2011. Formålet med Maturity Extension Programme var å øke løpetiden i sentralbankens portefølje av verdipapirer. I løpet av den andre runden med kvantitative lettelsler kjøpte The Federal Reserve verdipapirer for om lag 600 milliarder dollar.

The Federal Reserve annonserte tredje runde med kvantitative lettelsler, QE3, i september 2012. Sentralbanken skulle kjøpe verdipapirer for om lag 40 milliarder dollar i måneden. Kombinert med Maturity Extension Programme ble den totale summen på 85 milliarder dollar i måneden. Summen ble redusert til 75 milliarder i måneden i desember 2013. Den tredje runden med kvantitative lettelsler ble avsluttet i oktober 2014 (Trefis Team, 2015).

#### **4.2.2 Kvantitative lettelsler i Eurosonen**

Den europeiske sentralbanken har tatt i bruk kvantitative lettelsler i flere omganger. Både «Long Term Refinancing Operations» (LTRO) og «Expanded Asset Purchase Programme» (APP) er pengepolitiske tiltak den europeiske sentralbanken har gjennomført (European Central Bank, 2017).

Den første runden med kvantitative lettelsler (LTRO) ble annonsert i desember 2011, og var på 489 milliarder euro (Norris, 2011), og i februar 2012 ble andre runde av kvantitative lettelsler annonsert – den var på 529 milliarder euro (Stewart, 2012). De to første rundene av kvantitative lettelsler fra den europeiske sentralbanken kom for å hjelpe land som slet med statsfinansene under den statsfinansielle krisen.

Sommeren 2015 annonserte den europeiske sentralbanken en tredje runde med kvantitative lettelsler, og i mars 2016 annonserte ECB sine hittil siste kvantitative lettelsler. Sentralbanken stilte store og langsiktige lån tilgjengelig for banker for å stimulere utlån til realøkonomien. Den tredje og fjerde runden med kvantitative lettelsler fra ECB fikk betegnelsen Targeted Longer-Term Refinancing Operations - TLTRO og TLTRO II (Bank, 2017).

Den europeiske sentralbanken har også programmet Expanded Asset Purchase Programme, APP, hvor sentralbanken har kjøpt verdipapirer siden oktober 2014. AAP er en samlebetegnelse på forskjellige programmer den europeiske sentralbanken har brukt for å kjøpe verdipapirer i både privat og offentlig sektor. Fra begynnelsen i oktober 2014 har den

europäische Zentralbank i gjennomsnitt kjøpt verdipapirer netto for 80 milliarder euro i måneden. Denne summen skal fra april 2017 reduseres til 60 milliarder euro i måneden. AAP er planlagt å fortsette ut 2017 (European Central Bank, 2017).

### 4.3 Nye reguleringer av amerikanske pengemarkedsfond

Pengemarkedsfond er en type verdipapirfond som investerer i kortsiktige pengemarkedsinstrumenter. Bakgrunnen for etableringen var å være et alternativ til aksjefondene. Målet var å tilby et sikrere investeringsalternativ. Fondene investerer i hovedsak i sikre, kortsiktige gjeldspapirer, og betaler dividender som skal tilsvare det kortsiktige rentenivået. Pengemarkedsfond som investerer i gjeldspapirer utstedt av bedrifter og banker blir omtalt som «Prime Funds», mens fond som i hovedsak investerer i statspapirer kalles «Government Funds», heretter kalt statspapirfond. Slike pengemarkedsfond blir ofte brukt av store selskaper og finansielle institusjoner til å dekke sine kortsiktige finansieringsbehov. Bankene i Nibor-panelet går i hovedsak gjennom primefondene når de skal skaffe til veie finansiering i dollar. Dette gjør de ved å utstede commercial paper, CP, som de benytter i et bytte mot likviditet i dollar på kort sikt. Fordelen med å benytte commercial paper for å finansiere sitt kortsiktige behov i dollar, er at utsteder ikke er pålagt registrering hos Securities and Exchange Commission, SEC<sup>26</sup>. Dette gjør det derfor billigere enn å finansiere seg i kapitalmarkedene, hvor løpetidene strekker seg over en periode på mer enn 270 dager.

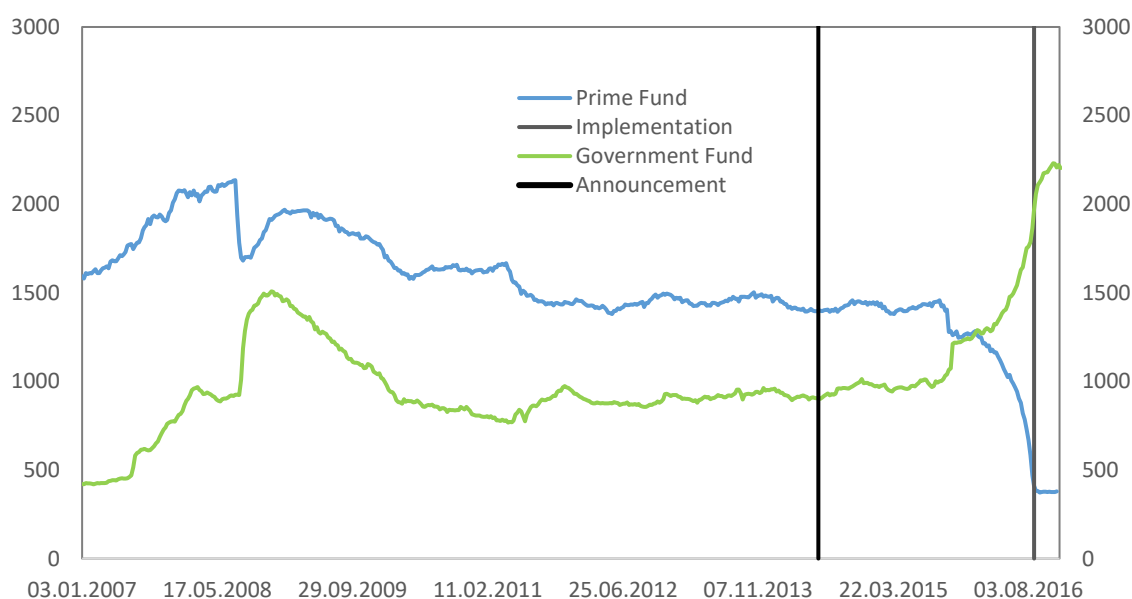
I kjølvannet av finansuroen i 2007-2009 iverksatte SEC flere tiltak for å revidere lovene som omhandlet pengemarkedsfondene. I 2014 ble reguleringene av pengemarkedsfondene endret i en mer kontraktiv retning. De nye reguleringene krever blant annet at primefondene skal operere med en flytende «Net Asset Value», heretter kalt NAV<sup>27</sup>. Opprinnelig har pengemarkedsfondene hatt muligheten til å sette en fast NAV på 1 dollar. Det betyr at det ikke er variasjon i likviditeten selskapene kan forvente fra fondene. I tillegg har pengemarkedsfondene fått muligheten til å nekte investorene uttak av sine midler i perioder med ekstraordinære utfordringer knyttet til likviditetssituasjonen. Fondene har også fått muligheten til å pålegge investorene et likviditetsgebyr. Dersom ukentlige likvide eiendeler faller under grensen på 30% av totale eiendeler, kan fondene pålegge investorene en

<sup>26</sup> Gjeld med løpetider under 270 dager, omtalt som pengemarkedet, er unntatt registrering hos SEC.

<sup>27</sup> Net asset value blir kalkulert ved følgende formel:  $\text{Total assets} - \text{Total liabilities} / \text{Number of outstanding shares}$

likviditetsavgift på 2%. Faller eiendelene under grensen på 10%, er fondene pålagt å kreve en avgift på 1% av investert beløp. De tre nye reguleringene skal sammen hindre at likviditeten til fondene skal tørke inn i perioder med finansuro. Med en flytende NAV, i kombinasjon med innløsningsgebyr i perioder med uro, har det blitt vanskeligere å finansiere seg på de helt korteste løpetidene (Benjamin, 2016).

**Figur 12:** Prime Fund og Government Fund. Total assets. 3. januar 2007 – 4. januar 2017. Milliarder dollar.



Kilde: Bloomberg

De nye reguleringene har skapt mer nervøsitet for potensielle investorer i primefond. Dette har i sin tur ført til at investorene har trukket ut en betydelig andel av sine investeringer i primefondene innen de nye reguleringene trår i kraft. I tillegg til dette har flere tilbydere av pengemarkedsfond konvertert sine eksisterende primefond til statspapirfond som ikke er underlagt de samme reguleringene. I figur 12 over ser man at beholdningstallene for de to typene av pengemarkedsfond har beveget seg i motsatt retning av hverandre etter annonseringen av SEC's nye reguleringer. En konsekvens av dette er et mindre tilbud av likviditet fra institusjonelle amerikanske primefondene til europeiske finansinstitusjoner. Lund et al. (2016) diskuterer i sin artikkel «Hva driver Nibor-påslaget», om de nye reguleringene har ført til et økt påslag i Nibor. Artikkelen indikerer at det reduserte tilbudet av kortsiktig likviditet i dollar, har hatt en effekt på finansieringskostnaden til bankene i Nibor-panelet. Det virker sannsynlig at markedet har tilpasset seg de nye reguleringene før de ble

implementert. Siden commercial paper ikke utstedes med en løpetid på mer enn ni måneder, skulle man anta at tilpasningene begynner i en periode på inntil 270 dager før innføringsdato.

Vi vil i vår empiriske analyse av påslaget i tremåneders Nibor, undersøke effekten av både annonsering og implementering av de nye reguleringene i det amerikanske pengemarkedet. For å undersøke effekten rundt annonseringen og implementeringen genererer vi følgende dummy-variabler:

- MMRA1U: En 0/1 dummy-variabel som tar verdien 1 for de første fem børsdagene *etter annonseringen* av reguleringene, og 0 ellers.
- MMR9M1U: En 0/1 dummy-variabel som tar verdien 1 for de første fem børsdagene *etter 270 dager før implementeringen* av reguleringene, og 0 ellers.
- MMRI1U: En 0/1 dummy-variabel som tar verdien 1 for de første fem børsdagene *etter implementeringen* av reguleringene, og 0 ellers.

Dummy-variablene er altså ment å fange effekten de påfølgende fem børsdagene etter annonseringen av reguleringene, 270 dager før implementeringen, og ved implementeringen av reguleringene.

## 4.4 Total- og strukturell likviditet

I delkapittel 3 forklarte vi hvordan banksystemets likviditet bestemmes av autonome faktorer og Norges Banks markedsoperasjoner. Når nivået på likviditet i banksystemet er lavt, kan det tenkes at bankene blir mer motvillige til å omfordele likviditeten seg imellom. Det vil dermed forventes at lite likviditet i banksystemet øker kostnaden for omfordeling gjennom risikopåslaget i Nibor. Mengden likviditet i banksystemet kan også påvirke risikopåslaget gjennom OIS-basisen mellom dollar og norske kroner. Et økt tilbud av likviditet i kroner, tenkes å gjøre det lettere for aktørene å hente finansiering i dollar gjennom valuta- og terminmarkedet. Når dette gjøres gjennom valutaswapper, reduseres termintillegget. Det vil isolert sett kunne trekke OIS-basisen nedover, og igjen redusere risikopåslaget i tremåneders Nibor. Økt total likviditet i banksystemet kan dermed virke inn på risikopåslaget i Nibor på flere måter.

Masteroppgaven “Hva påvirker risikopåslaget i tremåneders Nibor?» (Mørck, 2015) finner resultater som indikerer at banksystemets strukturelle likviditet påvirker risikopåslaget i Nibor gjennom to mulige kanaler.

Den første av de to kanalene strukturell likviditet påvirker påslaget gjennom, er bankenes usikkerhet rundt Norges Banks auksjoner. Når strukturell likviditet er lav, er bankene usikre på hva slags volum og til hvilken rente de kan låne til. Den andre kanalen strukturell likviditet kan påvirke påslaget gjennom, er bankenes balanse. Det vil si det bankene har på konto i Norges Bank før omfordelingen av reserver i interbankmarkedet. Det kan også tenkes at bankenes balanse påvirkes forskjellig ved en endring av strukturell likviditet.

Mørck (2015) finner også at total likviditet i banksystemet ikke påvirker påslaget i Nibor etter at det nye likviditetssystemet ble innført i oktober 2011. Det kan komme av at Norges Bank sørger for forutsigbarhet gjennom sine markedsoperasjoner og at det skal være tilstrekkelig med reserver tilgjengelig i banksystemet.

## 4.5 Credit default swap og Vstoxx-indeksen

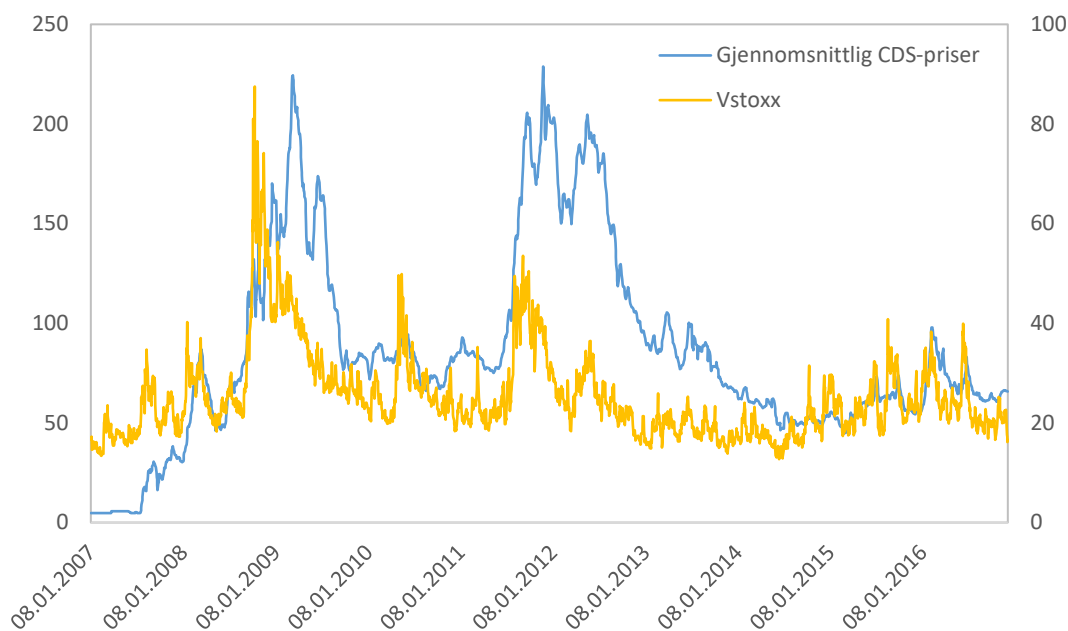
Norges Bank definerer Credit Default Swap (CDS) slik:

*Kreditderivat der selger forplikter seg til å betale et bestemt beløp til kjøper ved en eventuell kreditthendelse. Mot å påta seg denne forpliktelsen mottar selgeren de periodiske betalingene fratrukket den risikofrie renta slik at nettoen blir kredittpremien til de underliggende obligasjonene. Kreditthendelsene kan være mislighold, konkurs eller restrukturering (Norges Bank, 2006).*

Når sannsynligheten for mislighold av et lån går opp, øker prisen på en CDS-kontrakt. CDS er i denne oppgaven ment å plukke opp eventuell motpartsrisiko mellom norske banker. Når motpartsrisikoen mellom bankene øker, øker også risikopåslaget som bankene krever utover risikofri rente for å låne ut til hverandre. Kjøperen av CDS ønsker vanligvis å forsikre seg mot en eventuell kreditthendelse, men kan også brukes til spekulasjon. De gjennomsnittlige CDS-prisene til de norske Nibor-bankene er i datasettet oppgitt i basispunkter.

Volatilitetsindeksen Vstoxx viser implisitt volatilitet i opsjoner til aksjene europeiske aksjeindeksen STOXX 50. Aksjeindeksen STOXX50 viser 50 aksjer fra 11 eurosoneland (STOXX Limited, 2017). Vstoxx er i denne oppgaven ment å vise volatiliteten i Europa. Økt usikkerhet i Europa øker normalt volatilitetsindeksen.

**Figur 13:** Gjennomsnitt av CDS-prisene til Nibor-bankene og volatilitetsindeksen Vstoxx. Venstre akse: CDS-priser. Høyre akse: Vstoxx. 8. januar 2007 – 9. desember 2016.



Kilde: Thomson Reuters

I figur 13 viser vi en grafisk fremstilling av utviklingen i henholdsvis Nibor-bankenes gjennomsnittlige CDS-priser og Vstoxx-indeksen. Som vi ser i figuren har de gjennomsnittlige CDS-prisene vært preget av to tydelige toppe rundt 2009 og 2012. Dette har i hovedsak sammenheng med turbulensen i finansmarkedene rundt henholdsvis finanskrisen og den statsfinansielle krisen. Vi ser også at motpartsrisikoen, målt ved CDS-prisene for de norske Nibor-bankene, økte igjen i årsskiftet 2015-2016. Vstoxx-indeksen har også vist en lignende utvikling, med en topp under finanskrisen samt økt volatilitet under den påfølgende statsfinansielle krisen.

---

## 5. Empirisk analyse

Den empiriske analysen vil utgjøre hoveddelen av oppgaven. Vi begynner med å undersøke den teoretiske sammenhengen mellom risikopåslaget i Nibor, dollar-renten som legges til grunn for kvoteringen og terminpunktene mellom kroner og dollar. Videre undersøker vi hvordan forhold knyttet til Norges Banks likviditetssystemet kan påvirke påslaget. Deretter forsøker vi å identifisere kanalene kvantitative lettelse tenkes å påvirke risikopåslaget gjennom. Så tar vi for oss hvordan nye reguleringer av amerikanske pengemarkedsfond kan øke påslaget i Nibor gjennom økt pris på kortsiktig dollar-finansiering, før vi til slutt undersøker om vi kan identifisere årsskifteeffekter i risikopåslaget i tremåneders Nibor.

Vi gjør oppmerksom på at effekten til forklaringsvariablene på avhengig variabel i alle modeller er forventede, og ikke faktiske. Det vil si at når vi omtaler regresjonsresultatene, forutsetter vi at vi omtaler effektene som forventede, gitt den aktuelle modellspesifikasjonen.

En oversikt over deskriptiv statistikk for alle variablene presenteres i oppgavens appendiks.

### 5.1 Metodegrunnlag

Det metodiske grunnlaget for vår analyse er i hovedsak basert på teoretiske sammenhenger henter fra publikasjoner av Norges Bank. Vi vil særlig fokusere på Staff Memo 20|2012 «Risikopåslagene i Nibor og andre lands interbankrenter» av Bernhardsen et al. (2012), Aktuell Kommentar 10|2016 «Hva driver Nibor-påslaget?» av Lund et al. (2016) og «The daily liquidity effect in a floor system—Empirical evidence from the Norwegian market» av Syrstad (2012). Vi lar oss i tillegg inspirere av en masteroppgave skrevet av Hallvard Stavnes Mørck (2015) på Økonomisk Institutt ved Universitetet i Oslo, samt det teoretiske grunnlaget for OIS-basisen fra Bernhardsen, Kloster, Syrstad og Smith (2009). Masteroppgaven til Mørck analyserer hva som påvirker risikopåslaget i tremåneders Nibor med bakgrunn i publikasjonen til Bernhardsen, Kloster og Syrstad. Som et utgangspunkt for våre empiriske analyser vil vi benytte flere av variablene inkludert i tidligere publikasjoner med en utvidet tidshorisont. Vi vil i tillegg inkludere ytterligere variabler for å forsøke å bedre forklaringsgraden i våre modeller. Med bakgrunn i modellene til Mørck, vil våre analyser forlenge datasettet med to år, fra desember 2014 til desember 2016.

For å kunne analysere drivere av risikopåslaget i 3-måneders Nibor må vi utføre en rekke tidsserie-analyser. Mer spesifikt vil vi benytte oss av databehandlingsverktøyet Stata for å utføre tidsbaserte regresjonsanalyser. Det som skiller tidsserieanalyser fra andre regresjonsanalyser, er at datagrunnlaget avhenger av den tidsmessige rekkefølgen på observasjonene i datasettet. For tidsseriedata betyr dette at fortiden vil kunne påvirke fremtiden, men ikke omvendt. For å oppnå konsistente resultater når vi bruker OLS på tidsseriedata, er det i hovedsak seks forskjellige betingelser som burde oppfylles (Wooldridge, 2014, s.279-286).

Forutsetningene er i stor grad like de originale Gauss-Markov forutsetningene for regresjonsanalyser ved OLS-metoden. Dersom alle Gauss-Markov forutsetningene oppfylles kan man si at OLS-resultatene er BLUE (Best Linear Unbiased Estimator). Grunnen til at de originale lineære forutsetningene må tilpasses når vi tar en tidsserietilnærming, er at disse ofte brytes. Forutsetning 1 til og med 3 sikrer konsistente resultater ved bruk av OLS i tidsseriesammenheng. Når de to siste forutsetningene oppfylles, kan vi for store datasett anta at konfidensintervallene, standard t- og F-fordelingene er valide. For å vurdere om variablene våre oppfyller forutsetningene for konsistente resultater, vil vi utføre ulike tester i Stata.

### 5.1.1 Autokorrelasjon og heteroskedastisitet

I tidsserieregresjoner vil tilstedeværelsen av autokorrelasjon og heteroskedastisitet føre til at standardfeilene, samt t og F statistikkene blir lite effektive. Dette påvirker imidlertid ikke koeffisientene til de uavhengige variablene. Det finnes flere måter å kvitte seg med både serie-korrelasjon og heteroskedastisitet. Det mest vanlige har vært å transformere regresjonsligningene ved hjelp av tradisjonelle tester, slik som FGLS<sup>28</sup>. En annen metode er å utføre ordinær OLS regresjon, hvor man i etterkant korrigerer standardfeilene for serie-korrelasjon og heteroskedastisitet. I situasjoner hvor de uavhengige variablene ikke er strengt eksogene, vil metoder slik som FGLS produsere ikke-konsistente resultater. Det vil da være riktigere å utføre regresjonene ved OLS, for så å korrigere standardfeilene for heteroskedastisitet og serie-korrelasjon (Wooldridge, 2014, s.334-357).

Vi velger å benytte oss av heteroskedastisitet- og autokorrelasjonsrobuste standardfeil etter at vi estimerer våre modeller ved hjelp av OLS. Mer spesifikt bruker vi Newey-West

---

<sup>28</sup> Feasible generalized least squares.

standardfeil. Newey-West estimatoren produserer konsistente og effektive resultater når modellen viser tegn til heteroskedastisitet og autokorrelasjon opp til et visst antall lags. Antall lags som tas hensyn til i Newey-West bestemmes av en kommando i STATA kalt *ivreg2*. I kommandoen *ivreg2* estimeres det robuste lineære regresjonsresultater med heteroskedastisitets- og autokorrelasjonskonsistente estimater i henhold til Newey-West. Optimalt antall lags bestemmes automatisk av *ivreg2*.

### 5.1.2 Stasjonaritet/Unit-root

En viktig forutsetning for å oppnå resultater som er «BLUE» ved tidsserieanalyser, er forutsetningen om stasjonaritet. En variabel  $y_t$ , er stasjonær dersom fordelingsfunksjonen, eller aspekter som påvirker fordelingsfunksjonen er konstant over tid. Det finnes tre sentrale egenskaper som en variabel må oppfylle dersom man skal kunne kalle den svakt stasjonær<sup>29</sup> (Martin et al., 2013, s. 36-37):

- Egenskap 1:  $E[y_t] = \mu < \infty$
- Egenskap 2:  $\text{var}(y_t) = E[(y_t - \mu)^2] = \sigma^2 < \infty$
- Egenskap 3:  $\text{cov}(y_t, y_{t-k}) = E[(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)] = \gamma_k, k > 0$

De fleste makroøkonomiske variabler er ikke-stasjonære av natur. Dette kommer av at de ofte inneholder en form for trendkomponent. Ser vi eksempelvis på et plot av bruttonasjonalprodukt over tid, så vil man ofte kunne identifisere en form for deterministisk trend. Kontrollerer man for denne, kan man observere at seriene er stasjonære rundt en trend, såkalt trend stationary.

Et problem som oppstår ved bruken av ikke-stasjonære og sterkt avhengige serier i regresjonsanalyser, er problemet med spuriøse regresjonsresultater. I spuriøse regresjoner kan de estimerte koeffisientene indikere en signifikant sammenheng mellom to variabler som i utgangspunktet skal være uavhengige. En svakt avhengig tidsserie kan defineres som en  $I(0)$  prosess. Det vil si at den ikke behøver å transformeres før den kan benyttes i en regresjonsanalyse. En serie som inneholder unit root, slik som random walk, med eller uten drift, er integrerte av orden 1 -  $I(1)$ . Med dette menes det at første-differansen<sup>30</sup> av serien er

<sup>29</sup> En variabel kan være både sterkt og svakt stasjonær, og forutsetningene for de to er følgelig ulike.

<sup>30</sup> Når en tidsserie differensieres av første grad, betyr det at man tar verdien i tidspunkt  $t$  og trekker fra verdien på tidspunkt  $t-1$ . Dette kan illustreres som:  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ . Den differensierte serien vil kun ha  $T-1$  observasjoner, siden det er umulig å beregne  $\Delta y_1$ .

svakt avhengig og ofte stasjonær. Dette kalles ofte for difference-stationary. Dersom alle seriene i analysen er  $I(1)$  prosesser, kan man inkludere disse i regresjonsanalysen uten problemet med spuriøs regresjon, dersom seriene er kointegrerte (Wooldridge, 2014, s.505-516).

For å undersøke om våre variabler oppfyller betingelsen om stasjonaritet og svak avhengighet, begynner vi med å plote variablene over tid. Dette gjøres for å identifisere eventuelle trender i seriene. Deretter undersøkes serienes autokorrelasjonsfunksjon (ACF) og delvis autokorrelasjonsfunksjon (PACF). Dersom det forekommer autokorrelasjon i residualene i modellene, må vi ta hensyn til dette gjennom å inkludere laggede verdier av variabelen i de formelle testene for stasjonaritet. Videre testes stasjonariteten ved hjelp av både Augmented Dickey-Fuller og Dickey-Fuller Generalized Least Squares<sup>31</sup>, hvor optimal lag-lengde bestemmes av en kombinasjon av både Bayesian Information Criteria (BIC) og Modified Akaike Information Criteria (MAIC).

Resultatene av testene viser at de fleste variablene i vår analyse er stasjonære på et 5% signifikansnivå, som betyr at de kan benyttes direkte i en regresjonsanalyse uten å transformeres. Variablene, som viser tegn til ikke-stasjonaritet og unit-root, er gjennomsnittet av panel-bankenes CDS-priser og de totale eiendelene til henholdsvis ECB, FED og primefondene. Det er samsvar mellom resultatene fra Augmented Dickey-Fuller og Dickey-Fuller Generalized Least Squares testene. Resultatene kan synes å stride mot oppfatningen av at makroøkonomiske variabler generelt sett er ikke-stasjonære. Det skyldes i hovedsak måten variablene er definerte på. Både påslaget i Nibor-renten og Kliem-renten er definerte som differansen mellom to renter som i stor grad samvarierer. I studien «Cointegration and tests of present value models» fant Campbell og Shiller (1987) at differansen mellom to renter som kunne karakteriseres som  $I(1)$  prosesser, altså difference stationary, følgelig måtte være stasjonær. Dette fant de ved å teste de to  $I(1)$  prosessene for kointegrasjon. For å undersøke om resultatene i studien til Campbell og Shiller (1987) gjelder for våre data, gjennomfører vi tester på variablene som ligger bak påslaget i både Nibor-renten og Kliem-renten. Testene viser at både ibor-rentene og OIS-rentene som utgjør påslagene er integrerte av første orden  $I(1)$ .

---

<sup>31</sup> «Dickey-Fuller Generalized Least Squares» eller DF-GLS er en versjon av Dickey-Fuller test for «unit root», hvor tidsserien har blitt transformert ved hjelp av en «Generalized Least Squares» regresjon.

Siden vi opererer med en analyse hvor ikke alle de inkluderte variablene er strengt stasjonære, kan man i utgangspunktet ikke stole blindt på resultatene. De estimerte sammenhengene kan være spuriøse. For at vi bedre skal kunne stole på de estimerte resultatene fra den empiriske analysen, vil vi gjøre som Bernhardsen (2012a). Her tester Bernhardsen stasjonariteten til modellenes residualer. Stasjonære residualer er et tegn på at resultatene ikke nødvendigvis er spuriøse. Vi vil dermed utføre tester for stasjonaritet for residualene i alle våre modeller. Resultatene fra testene inkluderes i de enkelte regresjonstabellene.

## 5.2 Modell 1: Nibor som valutaswaprente

I vår første modell ønsker vi å undersøke om risikopåslaget i Nibor fullt ut kan forklares ved hjelp av risikopåslaget i Kliem-renten, OIS-basisen mellom dollar (USD) og kroner (NOK) og det spesifikke risikotillegget norske banker står overfor. Vi vil starte med en gjennomgang av utledningene av risikopåslaget i Bernhardsen et al. (2012), før vi vil teste hvor godt modellene kan forklare variasjonen i risikopåslaget. Som et utgangspunkt for den første modellen har vi valgt å dele analyseperioden inn i fem ulike perioder. Vi vil begynne med å analysere effekten på påslaget over hele perioden, før vi ekskluderer finanskrisen fra samme periode. Dette gjøres for å kontrollere resultatene for ekstraordinære effekter som oppsto under finanskrisen. I tillegg til dette, deles også perioden inn etter Norges Banks gamle og nye likviditetsstyringssystem. Bakgrunnen for inndelingen er å undersøke om det nye likviditetssystemet påvirker Nibor-påslaget annerledes.

I delkapittel 2.9 viste vi i ligning 1.15 hvordan risikopåslaget i Nibor kan dekomponeres til å bestå av Kliem-renten, OIS-basisen mellom dollar og kroner, og et særskilt risikotillegg utover det europeiske banker priser inn i sin låneaktivitet i interbankmarkedet.

### 5.2.1 Hvor godt forklares risikopåslaget av Kliem-påslaget og OIS-basisen?

I vår første modell ønsker vi å undersøke hvor godt variasjonen i risikopåslaget i Nibor forklares av Kliem-renten og OIS-basisen mellom dollar og kroner:

$$(1.18) \quad Rp_N = rp_{K,\$} + erp_{N,\$} + OISB_{\$,N}$$

Fordi vi i denne modellen antar at bankene i Nibor-panelet faktisk legger til grunn Kliem-renten for sine kvoterings av Nibor, er leddet  $erp_{N,\$} = 0$ . Vi antar altså at det ikke er et ekstrapåslag for norske banker. Vi står igjen med følgende modell:

$$(1.19) \quad Rp_{Nibor} = \beta_0 + \beta_1 Rp_{Kliem,t} + \beta_2 OISB_{\$,N,t} + \varepsilon_t$$

**Tabell 1:** Regresjoner med påslaget i Nibor som avhengig variabel.

|                        | Hele perioden       | Hele perioden<br>ekskl. finanskrisen | Gammelt system       | Nytt system         | Årene 2015-2016     |
|------------------------|---------------------|--------------------------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| VARIABLER              | Påslag i Nibor      | Påslag i Nibor                       | Påslag i Nibor       | Påslag i Nibor      | Påslag i Nibor      |
| Påslag i Kliem         | 0.800***<br>(0.033) | 0.818***<br>(0.024)                  | 0.727***<br>(0.046)  | 0.864***<br>(0.029) | 0.693***<br>(0.032) |
| OIS-basis<br>(USDNOK)  | 0.697***<br>(0.056) | 0.842***<br>(0.066)                  | 0.591***<br>(0.070)  | 0.883***<br>(0.088) | 0.739***<br>(0.093) |
| Konstant               | 7.929***<br>(1.458) | 6.445***<br>(1.028)                  | 14.183***<br>(2.235) | 3.857***<br>(0.867) | 9.239***<br>(1.446) |
| Observasjoner          | 2,590               | 2,089                                | 1,235                | 1,354               | 507                 |
| R <sup>2</sup>         | 0.9212              | 0.9409                               | 0.8932               | 0.9590              | 0.9174              |
| Justert R <sup>2</sup> | 0.9212              | 0.9408                               | 0.8930               | 0.9590              | 0.9171              |

Robuste standardfeil i parentes. Residualene er stasjonære med lave p-verdier for alle delperioder.

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

Dersom bankene i Nibor-panelet legger påslaget i Kliem, samt terminpunktene mellom dollar og norske kroner til grunn, vil Kliem-påslaget og OIS-basisen forklare hele påslaget i Nibor. For at de skal gjøre det, må det være et en-til-en forhold mellom variablene, altså at  $\beta_1$  og  $\beta_2$  er lik 1.

Koeffisientene til Kliem-påslaget og OIS-basisen er på henholdsvis 0,8 og 0,7 i hele perioden. For den samme perioden ekskludert finanskrisen, er koeffisientene noe høyere på både Kliem-påslaget og OIS-basisen. Spesielt er effekten fra OIS-basisen høyere når finanskrisen er ekskludert. I perioden da det gamle likviditetssystemet ble brukt er  $\beta_1$  på 0,73 og  $\beta_2$  er 0,59, mens de i det nye likviditetssystemet er på henholdsvis 0,86 og 0,88. For perioden 2015-2016 er koeffisienten på Kliem-påslaget på 0,69 og koeffisienten på OIS-basisen på 0,74.

Tolkningen av koeffisientene er at 80% av variasjonen i Kliem-påslaget og 70% av variasjonen i OIS-basisen slo ut i påslaget i Nibor i hele perioden. En økning i påslaget i Kliem på 10

---

basispunkter, vil gi en økning på 8 basispunkter i Nibor-påslaget. Når finanskrisen er ekskludert fra perioden, øker koeffisientene til både påslaget i Kliem og OIS-basisen.

Når vi sammenligner det gamle- og det nye likviditetssystemet, er koeffisienten på både påslaget i Kliem og OIS-basisen høyere i perioden med det nye likviditetssystemet. Det kan blant annet skyldes at finanskrisen er en del av perioden med det gamle likviditetssystemet. I perioden 2015-2016 vil en økning på 10 basispunkter i Kliem-påslaget, alt annet likt, øke påslaget i Nibor med 6,9 basispunkter. På samme måte vil en økning i OIS-basisen, mellom dollar og norske kroner, på 10 basispunkter øke påslaget i Nibor med 7,4 basispunkter.

I hele perioden forklarer påslaget i Kliem og OIS-basisen 92% av variasjonen i Nibor-påslaget, mens de forklarer 94% av variasjonen når finanskrisen er ekskludert fra perioden. Det tyder på at det var støy under finanskrisen, og Kliem-påslaget og basisen forklarte mindre av påslaget i Nibor enn når finanskrisen ekskluderes fra perioden. I perioden med det gamle likviditetssystemet forklarer påslaget i Kliem og OIS-basisen mellom dollar og norske kroner 89% av variasjonen i påslaget i Nibor, mens det forklarer 96% av variasjonen i perioden med det nye likviditetssystemet. Årsaken til dette kan være andre faktorer enn kun likviditetssystemet. Finanskrisen er inkludert i perioden med det gamle likviditetssystemet. Det kan dermed være den nevnte støyen fra uroen rundt finanskrisen, som gjør at modellen forklarer mindre. Perioden med det nye likviditetssystemet har vært forbundet med mindre støy relativt til det gamle likviditetssystemet. De siste to årene av datasettet, 2015-2016, forklarer Kliem-påslaget og OIS-basisen 92% av variasjonen i Nibor-påslaget.

For å teste om det faktisk er et en-til-en forhold mellom påslaget i Nibor, Kliem-påslaget og OIS-basisen mellom kroner og dollar, gjennomfører vi en hypotesetest gjengitt i tabell 2:

**Tabell 2:** Hypotesetester av koeffisienter i modell 1.

| H <sub>0</sub> :    | Hele perioden |         | Hele perioden<br>ekskl.<br>finanskrisen |         | Gammelt system |         | Nytt system |         | Årene<br>2015-2016 |         |
|---------------------|---------------|---------|-----------------------------------------|---------|----------------|---------|-------------|---------|--------------------|---------|
|                     | F-verdi       | p-verdi | F-verdi                                 | p-verdi | F-verdi        | p-verdi | F-verdi     | p-verdi | F-verdi            | p-verdi |
| $\beta_1=1$         | 241.8         | 0.000   | 1331.2                                  | 0.000   | 184.3          | 0.000   | 484.4       | 0.000   | 1239.7             | 0.000   |
| $\beta_2=1$         | 129.8         | 0.000   | 96.0                                    | 0.000   | 131.5          | 0.000   | 30.5        | 0.000   | 107.4              | 0.000   |
| $\beta_1=\beta_2=1$ | 122.5         | 0.000   | 696.6                                   | 0.000   | 92.8           | 0.000   | 300.8       | 0.000   | 620.5              | 0.000   |

Som tabell 2 viser, forkastes nullhypotesen om at det er et en-til-en forhold mellom påslaget i Nibor, Kliem-påslaget og OIS-basisen. Endringene i påslaget i Kliem og OIS-basisen slår altså ikke fullt ut i påslaget i Nibor.

Vi har i ligning (1.17) vist at påslaget i Nibor kan skrives som summen av påslaget i Kliem og OIS-basisen mellom dollar og norske kroner. Den høye forklaringskraften i denne modellen støtter forutsetningen om at risikopåslaget i Nibor kan skrives som i (1.17). Vi kan også se at OIS-basisen i flere av periodene forklarer like mye av variasjonen i Nibor-påslaget som påslaget i Kliem. Selv om den teoretiske sammenhengen ikke holder eksakt, tyder resultatene på at Nibor-bankene legger til grunn en rente som ligger nært opp mot den europeiske dollarrenten Kliem for sine kvoteringer.

### 5.2.2 Sammenligning mot påslaget i den svenske interbankrenten Stibor

I forrige delkapittel undersøkte vi hvordan risikopåslaget i Nibor kunne forklares basert på Kliem-påslaget og OIS-basisen (USDNOK). Vi vil videre rette oppmerksomheten mot risikopåslaget i den svenske pengemarkedsrenten Stibor. Det vil dermed si at vi skal undersøke hvor godt Kliem-renten og OIS-basisen (USDSEK) forklarer variasjonen i risikopåslaget i den svenske pengemarkedsrenten Stibor. Vi estimerer følgende modell:

$$(1.20) \quad Rp_{Stibor} = \beta_0 + \beta_1 Rp_{Kliem,t} + \beta_2 OISB_{\$,SEK,t} + \varepsilon_t$$

**Tabell 3:** Regresjoner med påslaget i Stibor som avhengig variabel.

| VARIABLER             | Hele perioden<br>Påslag i Stibor | Hele perioden ekskl.<br>finanskrisen<br>Påslag i Stibor | Årene 2014-2016<br>Påslag i Stibor | Årene 2015-2016<br>Påslag i Stibor |
|-----------------------|----------------------------------|---------------------------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| Påslag i Kliem        | 0.527***<br>(0.041)              | 0.478***<br>(0.041)                                     | 0.515***<br>(0.059)                | 0.374***<br>(0.077)                |
| OIS-basis<br>(USDSEK) | 0.428***<br>(0.084)              | 0.618***<br>(0.050)                                     | 0.684***<br>(0.047)                | 0.519***<br>(0.072)                |
| Konstant              | 6.970***<br>(1.625)              | 12.280***<br>(1.151)                                    | 12.132***<br>(0.977)               | 11.495***<br>(1.195)               |
| Observasjoner         | 2,590                            | 2,089                                                   | 768                                | 507                                |
| R2                    | 0.7621                           | 0.8258                                                  | 0.8634                             | 0.6581                             |
| Justert R2            | 0.7619                           | 0.8257                                                  | 0.8631                             | 0.6567                             |

Robuste standardfeil i parentes. Residualene er stasjonære med lave p-verdier for alle periodene.

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

Som vi ser i tabell 3, er alle koeffisientene signifikante på et 1% nivå. Begynner vi med påslaget i Kliem, ser vi at koeffisienten ligger i området rundt 0,5. For hele perioden, estimeres den forventede effekten på Stibor-påslaget til å være 0,53 basispunkter. Ekskluderes finanskrisen, reduseres effekten til 0,48 basispunkter. For årene 2014-2016 ser vi at koeffisienten estimeres til 0,515 basispunkter. Det er interessant å legge merke til at effekten for årene 2015-2016 er lavere enn for de forestående periodene. Dette kan tyde på at det i perioden 2015-2016 var avvikende forhold fra det som til da hadde vært normalen. Vi ser også at modellens forklaringskraft for denne perioden er lavere enn for de andre periodene. Dette styrker antakelsen om at det i 2015-2016 var ekstraordinære forhold som modellen ikke fanger opp.

På samme måte som Kliem-påslaget, er OIS-basisen (USDSEK) signifikant på 1% nivå i alle delperiodene. For hele perioden estimeres en 1 basispunkt økning i OIS-basisen<sup>32</sup>, til å gi en forventet økning på 0,43 basispunkter i Stibor-påslaget. Når finanskrisen ekskluderes, stiger effekten til 0,62 basispunkter. Det er dermed samsvar mellom det vi fant i 5.2.1. Vi ser også at den forventede effekten på Stibor-påslaget øker når vi begrenser analysen til årene 2014-2016. Her blir effekten omtrent 0,68 basispunkter. For årene 2015-2016, estimeres det at en

<sup>32</sup> Når OIS-basisen nevnes her, forutsetter vi at det gjelder basisen mellom USD og SEK.

økning i OIS-basisen gir en gjennomsnittlig forventet økning på 0,52 basispunkter over analyseperioden.

Ser vi på modellens forklaringskraft, legger vi merke til at det skiller ganske mye fra periode til periode. For hele perioden under ett, forklarer de inkluderte forklaringsvariablene omtrent 76% av variasjonen i Stibor-påslaget. Ekskluderes finanskrisen, øker forklaringsgraden til ca. 83%. For årene 2014-2016 er forklaringsgraden enda høyere, i det den forklarer 86% av variasjonen i Stibor-påslaget. For den siste perioden, reduseres forklaringsgraden kraftig. Forklarer variablene omtrent 66% av variasjonen i påslaget i Stibor.

Dersom vi sammenligner forklaringskraften til modellene med Nibor-påslaget, i tabell 1, og Stibor-påslaget, i tabell 3, som avhengig variabel, finner vi en markant forskjell. Nibor er, som kjent, en valutaswaprente som kan utledes av Kliem og terminpunktene mellom euro og dollar, mens Stibor er en «ren» svensk interbankrente. I alle periodene er forklaringskraften, gitt ved justert  $R^2$ , høyere i modellen med påslaget i Nibor som avhengig variabel, enn i modellen med påslaget i Stibor som avhengig variabel. Dette er i samsvar med forventningene på forhånd. Spesielt i hele perioden, og i årene 2015-2016 er forklaringskraften høyere, med 92% i begge periodene for modellen med Nibor-påslaget som avhengig variabel, mot 76% og 66% i de respektive periodene for modellen med Stibor-påslaget som avhengig variabel. I hele perioden ekskludert finanskrisen, er forklaringskraften til modellen med påslaget i Nibor som avhengig variabel 94%. Til sammenligning er forklaringskraften til modellen hvor påslaget i Stibor er avhengig variabel, på 83%.

### 5.2.3 Står norske Nibor-banker overfor et ekstraordinært risikopåslag?

I modellen i delkapittel 5.2.1, antok vi at Nibor-påslaget fullt ut ble forklart av påslaget i Kliem-renten og OIS-basisen mellom USD og NOK. Implisitt i denne antakelsen har vi at ekstrapremien til Nibor-bankene,  $erp_{N,\$}$ , var lik 0. Med dette menes at de norske Nibor-bankene stod overfor den samme risikoen som banker i det europeiske banksystemet. Resultatene fra regresjonene i tabell 1 og hypotesetestene i tabell 2, viste at det ikke foreligger et en-til-en forhold mellom Kliem-påslaget og Nibor-påslaget. Vi vil av den grunn undersøke om Nibor-bankene står overfor et ekstraordinært påslag utover det som prises inn i Kliem-renten. Det vil si at  $erp_{N,\$} \neq 0$ . I likhet med vår første modell, deler vi analyseperioden inn i fem ulike perioder. Vi estimerer dermed følgende modell:

$$(1.21) \quad Rp_{Nibor} = \beta_0 + \beta_1 Rp_{Kliem,t} + \beta_2 OISB_{\$,N,t} + \beta_3 erp_{\$,N,t} + \varepsilon_t$$

I delkapittel 2.5 forklarte vi hvordan Nibor-bankene legger til grunn en rente som ligger nært opp mot Kliem-renten. Samtidig viser fremstillinger av den implisitte NOK-renten i Kliem, sammen med Nibor-renten, at disse ikke er identiske. Vi forventer derfor at risikoen i det norske banksystemet skal forklare noe av denne forskjellen. For å fange denne effekten, må vi inkludere et mål på kredittpremien bankene legger til grunn for å ta hensyn til risikoen i det norske banksystemet. Vi forklarte tidligere hvordan bankenes CDS-priser kan gi et estimat på motpartsrisikoen i banksystemet. I tråd med økonomisk teori skulle man forvente at økt motpartsrisiko i det norske banksystemet, ville ha ført til en økning i risikopåslaget i Nibor-renten. Det vil si at vi forventer at regresjonsresultatene skal vise en positiv sammenheng mellom bankenes CDS-priser og risikopåslaget i Nibor.

**Tabell 4:** Regresjoner med påslaget i Nibor som avhengig variabel.

|                       | Hele perioden       | Hele perioden<br>ekskl. finanskrisen | Gammelt system       | Nytt system         | Årene 2015-2016     |
|-----------------------|---------------------|--------------------------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| VARIABLER             | Påslag i Nibor      | Påslag i Nibor                       | Påslag i Nibor       | Påslag i Nibor      | Påslag i Nibor      |
| Påslag i Kliem        | 0.736***<br>(0.029) | 0.745***<br>(0.028)                  | 0.657***<br>(0.036)  | 0.731***<br>(0.028) | 0.670***<br>(0.036) |
| OIS-basis<br>(USDNOK) | 0.626***<br>(0.046) | 0.827***<br>(0.062)                  | 0.519***<br>(0.047)  | 0.734***<br>(0.052) | 0.662***<br>(0.100) |
| CDS-priser            | 0.079***<br>(0.024) | 0.064***<br>(0.022)                  | 0.099***<br>(0.036)  | 0.106***<br>(0.016) | 0.118**<br>(0.057)  |
| Konstant              | 4.757**<br>(2.042)  | 4.554***<br>(1.515)                  | 11.013***<br>(2.852) | 0.417<br>(0.920)    | 2.646<br>(3.331)    |
| Observasjoner         | 2,590               | 2,089                                | 1,235                | 1,354               | 507                 |
| R <sup>2</sup>        | 0.931               | 0.948                                | 0.907                | 0.976               | 0.924               |

Robuste standardfeil i parentes. Residualene er stasjonære med lave p-verdier for alle delperioder.

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

I tabell 4 sammenstilles regresjonsresultatene fra de ulike tidsperiodene vi har definert. Det første vi kan legge merke til er at variablene har statistisk signifikante koeffisienter i alle periodene. Dette betyr at antakelsen om at ekstrapåslaget  $erp_{N,\$} = 0$ , i delkapittel 5.2.1, viste seg å være feilaktig. Vi kan dermed konkludere med at norske panel-banker påvirkes av motpartsrisikoen i det norske banksystemet. Dette samsvarer med det vi på forhånd forventet å observere, og støtter konklusjonen om at resultatene også har økonomisk signifikans. Resultatene viser at koeffisientene til Kliem-renten og OIS-basisen mellom USD og NOK gjennomgående er litt lavere enn i tabell 1.

Koeffisientene til CDS-prisene er positive for alle periodene, og vi ser en tendens til at den har vokst over tid. For regresjonen hvor hele perioden inkluderes, har en 1 basispunkt økning i de norske panel-bankenes gjennomsnittlige CDS-priser, alt annet likt, ført til en 0,08 basispunkt økning i risikopåslaget i Nibor<sup>33</sup>. Sett i forhold til total effekt på påslaget i Nibor, er effekten liten.

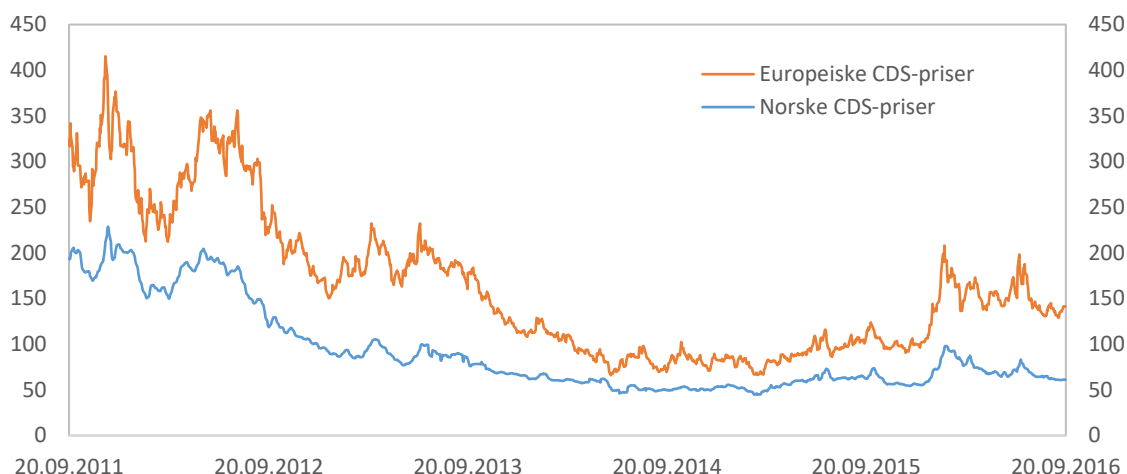
Til sammenligning synes effekten å være sterkere når vi begrenser analyseperioden til det nye systemet og de to siste årene. Tar vi for oss det nye likviditetssystemet, er verdien til koeffisienten til CDS-prisene 0,105. Dette betyr at en økning i gjennomsnittlige CDS-prisene med 1 basispunkt, økte risikopåslaget med 0,105 basispunkter. Ser vi på de to siste årene isolert sett, har en økning i CDS-prisene på 1 basispunkt ført til en økning i risikopåslaget i Nibor på omtrent 0,12 basispunkter. Dette betyr at de norske panel-bankene har tatt inn over seg mer risiko knyttet til det norske bankmarkedet i de senere årene, sammenlignet med det gamle likviditetsstyringssystemet.

Det kan også være interessant å merke seg forskjellen i koeffisientene når finanskrisen er inkludert i modellen, og når den ekskluderes. Estimeringsresultatene viser at den norske motpartsrisikoen i større grad prises inn i risikopåslaget når finanskrisen inkluderes. Omfanget av finanskrisen slo sterkere inn i USA og Europa, enn det gjorde i Norge. Det kan derfor virke konstraintuitivt at Nibor-bankene priset inn en høyere ekstraordinær kredittpremie relativt til de europeiske bankene, når finanskrisen inkluderes i modellen. Rent teoretisk kan ekstrapåslaget,  $erp_{N,\$}$ , som skal vise risikoen i det norske banksystemet kontra det europeiske, være negativt. Det vil da si at risikoen i det norske banksystemet oppfattes som lavere enn i det europeiske banksystemet. Vi får, som en følge av måten vi har spesifisert modellen, imidlertid problemer med å fange denne spesifikke effekten. For å illustrere den relative utviklingen mellom CDS-prisene for henholdsvis det norske- og det europeiske banksystemet, inkluderer vi følgende figur:

---

<sup>33</sup> Når vi omtaler estimeringsresultatene fra regresjonsanalysene legger vi til grunn at vi snakker om «ceteris paribus» endringer. Dette vil si at når vi heretter omtaler resultatene, snakker vi om at forklaringsvariablene påvirker den avhengige variabelen, gitt at alt annet holdes konstant.

**Figur 14:** Norsk og europeisk motpartsrisiko. 22. september 2011 - 9 desember 2016. Basispunkter.



Kilde: Bloomberg

Som vi ser i figur 14 har CDS-prisene til norske og europeiske banker variert i takt med hverandre i store deler av perioden. Den vektete CDS-indeksen for det europeiske banksystemet er for det meste preget av større volatilitet enn CDS-prisene for de norske Nibor-bankene. Vi så imidlertid en nedgang mot nivået på de norske CDS-prisene rundt midten av 2014. I årsskiftet 2015/2016 kan vi observere en ny periode med økt volatilitet i CDS-prisene. Både for de norske og de europeiske bankene økte motpartsrisikoen i de respektive banksystemene. I regresjonsanalysen fant vi at påslaget i Nibor tok innover seg økt motpartsrisiko i det norske banksystemet for årene 2015-2016.

Basert på de resultatene vi finner, kan vi konkludere med at de norske Nibor-bankene justerer dollar-rentene som ligger til grunn for Nibor-kvoteringen. Justeringene prises dermed inn i takt med utviklingen i motpartsrisikoen i det norske banksystemet.

### 5.3 Modell 2: Likviditetseffekten

Den norske interbankrenten Nibor er utledet som en valutaswaprente. En konsekvens av dette er at renten påvirkes av internasjonale forhold, så vel som forhold innad i Norge. Vi har hittil forsøkt å forklare hvordan risikopåslaget i Nibor kan forklares av dollar-renten som bankene legger til grunn, samt terminpunktene mellom USD og NOK.

Videre ønsker vi å undersøke om nivået på likviditet i det norske banksystemet kan forklare noe av variasjonen i risikopåslaget. Dette testes ved å inkludere variabler for banksystemets

totale- og strukturelle likviditet i regresjoner hvor både påslaget i Nibor og OIS-basisen mellom USD og NOK blir benyttet som avhengig variabel. Bernhardsen et al. (2009) finner at det under finanskrisen var stor usikkerhet rundt nivåene på sentrale interbankrenter. Dette gjaldt særlig for handler som inkluderte dollar. De argumenterer for linken mellom relative risikopåslag og den relative likviditetspremien mellom to valutaer. I tråd med dette kan det derfor være interessant å se på hvordan endringer i likviditetsforholdene i Norge påvirker OIS-basisen mellom USD og NOK.

Et annet motiv for å estimere modellen med både påslaget i Nibor og OIS-basisen (USDNOK) som avhengig variabel, er at vi da individuelt vurderer hvor mye av variasjonen i Kliem-påslaget som skyldes henholdsvis en kredittpremie rettet mot norske banker og en likviditetspremie i dollar (Syrstad, 2012). Vi vil gjennomgå de teoretiske implikasjonene, samt de empiriske resultatene av dette i delkapittel 5.3.3.

Vi vil i den kommende delen estimere følgende sammenhenger:

$$(1.22) \quad Rp_{Nibor} = \beta_0 + \beta_1 Tot. likv_t + \beta_2 Str. likv_t + \beta_3 Vstox_t + \beta_4 Rp_{Kliem,t} + \varepsilon_t$$

$$(1.23) \quad OISB_{\$,N} = \beta_0 + \beta_1 Tot. likv_t + \beta_2 Str. likv_t + \beta_3 Vstox_t + \beta_4 Rp_{Kliem,t} + \varepsilon_t$$

### 5.3.1 Påvirker likviditeten i det norske banksystemet påslaget i Nibor?

I delkapittel 3.1 tok vi for oss hvordan det gamle og nye likviditetssystemet til Norges Bank fungerer. Det gamle likviditetssystemet, frem til oktober 2011, var et gultsystem. I det gamle likviditetssystemet hadde bankene et mindre insentiv til å omfordele likviditeten seg imellom, fordi de kunne forrente all sin likviditet til innskuddsrenten. I det nye likviditetssystemet får bankene kun forrentet kvoten sin til foliorenten. All likviditet utover kvoten kan bli plassert til reserverenten som ligger 1 prosentpoeng under foliorenten.

Vi forventer at økt likviditet i utgangspunktet vil ha en signifikant effekt på påslaget i Nibor. Samtidig finnes det indikasjoner på at dette ikke gjelder etter overgangen til et kvotesystem. Norges Bank forsøker å holde likviditeten rundt 35 milliarder kroner. Det er derfor forutsigbarhet i hvor mye likviditet som vil være tilgjengelig til enhver tid. I det gamle systemet hadde ikke Norges Bank et bestemt mål på likviditeten. Total likviditet varierte mer i det gamle systemet, og det var derfor økt usikkerhet for bankene rundt deres likviditetssituasjon.

Videre vil vi forvente at strukturell likviditet skal ha en signifikant negativ effekt på påslaget i Nibor. Mer likviditet i markedet vil gi bankene et større insentiv til å omfordele likviditeten seg imellom fremfor å gjøre et innskudd i sentralbanken. Dersom en bank har mer reserver enn kvoten sin, vil renten bli presset helt ned mot innskuddsrenten fordi banken vil få en høyere rente for et utlån i interbankmarkedet enn et innskudd til reserverenten.

Variabelen Vstox er, som vi forklarte i delkapittel 4.5, ment å reflektere usikkerhet i Europa. Vi vil derfor forvente at en økning i Vstox vil gjøre seg gjeldende gjennom et høyere påslag i Nibor.

**Tabell 5: Regresjon med påslaget i Nibor som avhengig variabel.**

| VARIABLER              | Hele perioden        |                      | Hele perioden ekskl. finanskrisen |                     | Gammelt system      |                      | Nytt system          |                      | Årene 2015-2016      |                       |
|------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
|                        | Påslag i Nibor       | Påslag i Nibor       | Påslag i Nibor                    | Påslag i Nibor      | Påslag i Nibor      | Påslag i Nibor       | Påslag i Nibor       | Påslag i Nibor       | Påslag i Nibor       | Påslag i Nibor        |
| Total likviditet       | 0.192**<br>(0.084)   | 0.226**<br>(0.097)   | -0.006<br>(0.044)                 | 0.102<br>(0.099)    | 0.261***<br>(0.095) | 0.322***<br>(0.092)  | -0.055<br>(0.092)    | 0.322<br>(0.271)     | 0.009<br>(0.089)     | 0.333*<br>(0.200)     |
| Strukturell likviditet | -0.102***<br>(0.026) | -0.176***<br>(0.048) | -0.095***<br>(0.015)              | -0.081*<br>(0.045)  | -0.090*<br>(0.048)  | -0.243***<br>(0.076) | -0.098***<br>(0.021) | -0.191***<br>(0.052) | -0.082***<br>(0.021) | -0.185***<br>(0.043)  |
| Vstoxx-indeks          | 0.449**<br>(0.184)   | 2.335***<br>(0.227)  | 0.041<br>(0.152)                  | 2.036***<br>(0.384) | 0.444**<br>(0.224)  | 2.246***<br>(0.237)  | 0.281<br>(0.192)     | 2.587***<br>(0.478)  | 0.134<br>(0.166)     | -0.319<br>(0.380)     |
| Påslag i Kliem         | 0.389***<br>(0.059)  |                      | 0.634***<br>(0.037)               |                     | 0.327***<br>(0.038) |                      | 0.648***<br>(0.037)  |                      | 0.544***<br>(0.037)  |                       |
| Konstant               | 11.854***<br>(3.806) | -11.041**<br>(4.656) | 16.427***<br>(2.912)              | -3.938<br>(6.527)   | 13.937**<br>(5.639) | -15.049**<br>(6.695) | 11.165***<br>(4.076) | -18.312<br>(16.258)  | 14.512**<br>(6.112)  | 46.066***<br>(12.452) |
| Observasjoner          | 2,590                | 2,590                | 2,089                             | 2,089               | 1,235               | 1,235                | 1,354                | 1,354                | 507                  | 507                   |
| R2                     | 0.828                | 0.621                | 0.865                             | 0.406               | 0.824               | 0.649                | 0.903                | 0.437                | 0.822                | 0.257                 |

Robuste standardfeil i parentes. Residualene er stasjonære med lave p-verdier for alle delperioder.

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

Strukturell likviditet har negativ og signifikant effekt på Nibor-påslaget i alle periodene, med unntak av i det gamle likviditetssystemet når Kliem-påslaget er inkludert som forklaringsvariabel. Koeffisienten til strukturell likviditet i hele perioden ekskludert finanskrisen er ikke signifikant på et tilfredsstillende nivå, når Kliem-påslaget er utelatt som forklaringsvariabel i modellen.

Estimeringsresultatene er i samsvar med de forventningene på forhånd. Store svingninger i den strukturelle likviditeten kan føre til usikkerhet rundt Norges Banks markedsoperasjoner for bankene sin del. Høyere strukturell likviditet gir bankene flere insentiver til å omfordele likviditeten seg imellom fremfor å gjøre innskudd i sentralbanken til reserverenten. Tolkningen av koeffisienten på strukturell likviditet i det nye likviditetssystemet er at en økning på 10 milliarder kroner i strukturell likviditet vil redusere i påslaget i Nibor med 0,98 basispunkter. I hele perioden vil en tilsvarende økning gi en reduksjon i påslaget i Nibor på 1 basispunkt, mens det i perioden 2015-2016 vil gi en reduksjon i påslaget i Nibor på 0,82 basispunkter. I hele perioden ekskludert finanskrisen og i det gamle likviditetssystemet gav en økning i strukturell likviditet på 10 milliarder en reduksjon i påslaget i Nibor på henholdsvis 0,95 og 0,9 basispunkter.

Total likviditet har en signifikant effekt i det gamle systemet og i hele perioden. Koeffisienten er positiv, og en økning i total likviditet vil i disse periodene føre til et høyere påslag, alt annet likt. En økning i total likviditet på en milliard kroner i det gamle likviditetssystemet førte til en økning i påslaget i Nibor på 0,26 basispunkter.

Det kan være flere årsaker til at koeffisienten til total likviditet er positiv i det gamle systemet og hele perioden. Begge periodene inneholder finanskrisen hvor påslaget i Nibor gikk opp, samtidig som Norges Bank kom med likviditetstiltak for å stimulere til aktivitet i markedet. Vi ser også at når finanskrisen er ekskludert fra hele perioden har ikke total likviditet en signifikant effekt på påslaget i Nibor. Tiltakene til Norges Bank under finanskrisen kan være en endogen effekt i modellen, fordi de likviditetsfremmende tiltakene kom som en respons av det økende påslaget i Nibor. Det kan potensielt føre til problemer med en omvendt årsakssammenheng i modellen. Sammenhengen mellom den relative utviklingen i påslaget og den totale likviditeten kan sannsynligvis være selvforsterkende. En økning i den ene variabelen kan forklares av en økning i den andre, samtidig som vi også ser en motsatt effekt. I det nye likviditetssystemet og årene 2015-2016, har ikke total likviditet noen signifikant effekt på påslaget i Nibor. Resultatene er ikke overraskende, da Norges Bank i det nye

likviditetssystemet har som mål å holde den totale likviditeten rundt 35 milliarder kroner. Det synes derfor å være forutsigbarhet rundt nivået på reserver rundt oppgjørssystemets stengetid, som ikke slår ut i en endring i risikopåslaget i Nibor.

Som tabell 5 viser, har Vstoxx kun signifikant effekt i periodene som inkluderer finanskrisen når påslaget i Kliem er inkludert som forklaringsvariabel i modellen. Når påslaget i Kliem ikke er inkludert i modellen er effekten til Vstoxx på Nibor-påslaget positivt, og signifikant, i alle periodene unntatt i årene 2015-2016. Effekten til Vstoxx på påslaget i Nibor er ikke signifikant når finanskrisen blir ekskludert fra hele perioden, i det nye likviditetssystemet eller i årene 2015-2016 når Kliem-påslaget er inkludert i modellen. Endringen i signifikansen til Vstoxx-koefisienten, med og uten Kliem-påslaget inkludert i modellen, tyder på at Kliem plukker opp usikkerheten i eurosonen. Det er kan tenkes at støy under finanskrisen gjør at effekten ikke plukkes opp av Kliem-påslaget.

Påslaget i Kliem er positiv og signifikant i alle periodene. Fortegn og signifikans er som forventet på forhånd. I hele perioden, og i perioden med det gamle likviditetssystemet, kan vi se at effekten til påslaget i Kliem på påslaget i Nibor er lavere enn i de andre periodene. Som tidligere forklart, inneholder disse periodene finanskrisen. Det kan tenkes at støy under krisen påvirker effekten til Kliem-påslaget.

Som tabell 5 viser, er forklaringskraften betraktelig høyere når påslaget i Kliem blir inkludert i modellen. Fra et teoretisk ståsted er dette i samsvar med forventningene, fordi påslaget i Nibor skal kunne skrives som påslaget i Kliem, terminpunktene mellom dollar og norske kroner, samt et eventuelt ekstra påslag for norske banker.

Når påslaget i Kliem er inkludert i modellen, forklarer modellen mellom 80% og 90% av variasjonen i påslaget i Nibor. Forklaringskraften er på 83% i hele perioden, mens den er på 87% når finanskrisen er ekskludert fra samme periode. I det gamle likviditetssystemet forklarer modellen om lag 82% av variasjonen i påslaget i Nibor, mens modellen forklarer om lag 90% av variasjonen i det nye likviditetssystemet. I perioden 2015-2016 forklarer modellen om lag 82% av variasjonen i påslaget i Nibor. Forklaringskraften til modellen er høyere i periodene hvor finanskrisen ikke er inkludert, og høyest i perioden med det nye likviditetssystemet. Vi ser samtidig at forklaringskraften er lavest i perioden 2015-2016.

---

### 5.3.2 Effekten gjennom OIS-basisen (USDNOK)

I forrige delkapittel forklarte vi hvordan total- og strukturell likviditet kan tenkes å påvirke risikopåslaget i tremåneders Nibor. Det kan også tenkes at likviditetssituasjonen i det norske banksystemet påvirker påslaget gjennom det forholdsmessige tilbudet av dollar relativt til kroner. Vi vil i denne delen forklare hvordan likviditeten i det norske banksystemet er tenkt å slå inn i OIS-basisen mellom USD og NOK.

Som vi husker er OIS-basisen (USDNOK) et mål på den relative likviditetspremien mellom amerikanske dollar og norske kroner. Dersom det er mer norske kroner relativt til dollar i markedet, vil vi forvente at det skal redusere OIS-basisen. Det kommer som følge av at mer norske kroner i markedet relativt til dollar vil gjøre det lettere å skaffe seg dollarlikviditet. Aktører i markedet vil da skaffe seg dollar spot, og kjøpe kroner på termin. Den økte etterspørselen etter kroner på termin reduserer termintillegget, og OIS-basisen reduseres.

Økt usikkerhet fører normalt til at aktører vil etterspørre mer likvide valutaer enn norske kroner, som for eksempel euro og amerikanske dollar. Økt etterspørsel etter amerikanske dollar, relativt til norske kroner, i tider med økt usikkerhet fører til en knapphet på dollar relativt til norske kroner. Den relative knappheten på dollar vil følgelig føre til en økning i OIS-basisen. Vi vil derfor forvente at Vstox vil ha en negativ effekt på OIS-basisen, alt annet likt.

**Tabell 6:** Regresjon med OIS-basis (USDNOK) som avhengig variabel.

| VARIABLER              | Hele perioden      |                    | Hele perioden ekskl. finanskrisen |                    | Gammelt system     |                    | Nytt system        |                    | Årene 2015-2016    |                    |
|------------------------|--------------------|--------------------|-----------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
|                        | OIS-basis (USDNOK) | OIS-basis (USDNOK) | OIS-basis (USDNOK)                | OIS-basis (USDNOK) | OIS-basis (USDNOK) | OIS-basis (USDNOK) | OIS-basis (USDNOK) | OIS-basis (USDNOK) | OIS-basis (USDNOK) | OIS-basis (USDNOK) |
| Total likviditet       | 0.146*             | 0.102              | 0.071                             | 0.034              | 0.296***           | 0.193              | -0.023             | -0.160             | 0.050              | -0.063             |
|                        | (0.076)            | (0.115)            | (0.052)                           | (0.062)            | (0.075)            | (0.157)            | (0.068)            | (0.127)            | (0.106)            | (0.104)            |
| Strukturell likviditet | -0.125***          | -0.031             | -0.106***                         | -0.110***          | -0.152***          | 0.103              | -0.118***          | -0.084***          | -0.092***          | -0.056**           |
|                        | (0.034)            | (0.041)            | (0.018)                           | (0.019)            | (0.049)            | (0.104)            | (0.016)            | (0.022)            | (0.023)            | (0.028)            |
| Vstoxx-indeks          | -0.009             | -2.396***          | -0.035                            | -0.717***          | -0.238             | -3.253***          | 0.222*             | -0.615**           | 0.195              | 0.353*             |
|                        | (0.207)            | (0.721)            | (0.138)                           | (0.202)            | (0.195)            | (0.764)            | (0.132)            | (0.309)            | (0.154)            | (0.195)            |
| Påslag i Kliem         | -0.493***          |                    | -0.217***                         |                    | -0.547***          |                    | -0.235***          |                    | -0.190***          |                    |
|                        | (0.068)            |                    | (0.037)                           |                    | (0.049)            |                    | (0.036)            |                    | (0.048)            |                    |
| Konstant               | 20.896***          | 49.873***          | 10.541***                         | 17.503***          | 23.857***          | 72.380***          | 8.918***           | 19.617**           | 4.176              | -6.825             |
|                        | (4.813)            | (13.807)           | (2.885)                           | (3.825)            | (4.549)            | (15.905)           | (3.438)            | (9.275)            | (7.170)            | (6.867)            |
| Observasjoner          | 2,590              | 2,590              | 2,089                             | 2,089              | 1,235              | 1,235              | 1,354              | 1,354              | 507                | 507                |
| R2                     | 0.763              | 0.428              | 0.536                             | 0.313              | 0.836              | 0.538              | 0.582              | 0.216              | 0.337              | 0.109              |

Robuste standardfeil i parentes. Residualene er stasjonære med lave p-verdier for alle delperioder.

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

Som tabell 6 viser er koeffisienten til total likviditet signifikant på et 10% nivå i hele perioden, og på et 1% nivå i det gamle likviditetssystemet. I de resterende periodene har ikke total likviditet noen signifikant effekt på OIS-basisen. I hele perioden, og i det gamle likviditetssystemet, har total likviditet en positiv effekt på OIS-basisen. Dette er i strid med forventningene på forhånd, fordi mer norske kroner i markedet normalt vil gi en lavere OIS-basis. Men som forklart i 5.3.1, i modellen med Nibor-påslaget som avhengig variabel, inneholder disse periodene finanskrisen, som kan ha en forstyrrende effekt på resultatene. Norges Bank kom med likviditetsstimulerende tiltak som et svar på turbulensen under finanskrisen. Det kan være årsaken til at total likviditet har motsatt fortegn enn forventet på OIS-basisen. Vi ser også i de resterende periodene at total likviditet ikke har en signifikant effekt på OIS-basisen. Dette er også et argument for at ekstraordinære omstendigheter under finanskrisen er bakgrunnen for en positiv og signifikant effekt fra total likviditet på OIS-basisen i det gamle likviditetssystemet.

Strukturell likviditet har en negativ og signifikant effekt på OIS-basisen i alle periodene, med unntak av hele perioden og perioden med det gamle likviditetssystemet, når Kliem-påslaget ikke er inkludert som forklaringsvariabel i modellen. Dette er i samsvar med våre forventninger, ettersom en økning i strukturell likviditet i utgangspunktet vil tilføre mer kronelikviditet til banksystemet. Det vil dermed være enklere å skaffe seg dollar-likviditet gjennom valuta- og terminmarkedet. Dette reduserer termintillegget, og trekker OIS-basisen nedover. En økning i strukturell likviditet med 10 milliarder kroner i det nye likviditetssystemet reduserer OIS-basisen med 1,2 basispunkter. I de resterende periodene vil en økning i strukturell likviditet med 10 milliarder kroner gi en reduksjon i OIS-basisen på mellom 0,92 og 1,5 basispunkter.

Vstox har en signifikant og negativ effekt på OIS-basisen når Kliem-påslaget ikke er inkludert i modellen. Når Kliem-påslaget inkluderes som forklaringsvariabel i modellen, er ikke Vstox-koeffisienten lenger signifikant. Endringen i signifikans i Vstox-koeffisienten, når Kliem-påslaget inkluderes som forklaringsvariabel i modellen, tyder på at Kliem-påslaget plukker opp usikkerhet i eurosonen.

Resultatene i 5.3.2 indikerer at likviditeten i det norske banksystemet har en påvirkning på OIS-basisen mellom dollar og norske kroner. Vi ser at når strukturell likviditet øker som en følge av de autonome faktorene, trekkes OIS-basisen nedover. Det kommer av at det tilføres mer kronelikviditet i banksystemet. Det vil dermed være enklere å skaffe seg dollar, gjennom

å valutabyttehandler. Resultatene indikerer også at banksystemets totale likviditet ikke har en utpreget effekt på den relative likviditetspremien mellom dollar og norske kroner. Som vi også tidligere har forklart, kommer dette trolig av forutsigbarheten rundt Norges Banks likviditetspåvirkende tiltak.

### 5.3.3 Alternativ tolkning av Kliem-påslaget

Vi har så langt forklart effekten av Norges Banks likviditetspåvirkende tiltak på henholdsvis Nibor-påslaget og OIS-basisen mellom USD og NOK. Vi vil nå rette oppmerksomheten mot den alternative tolkningen av Kliem-påslaget. Syrstad (2012, s. 9-11) argumenterer for at koeffisienten til Kliem-påslaget må tolkes forskjellig når man utfører regresjonen med henholdsvis risikopåslaget i Nibor og OIS-basisen (USDNOK) som avhengige variabler.

Syrstad (2012) forklarer at en likviditetspremie i dollar skal påvirke alle finansinstitusjoner samtidig. Dette gjør at aktørene i markedet vil forsøke å hente dollarfinansiering gjennom terminmarkedet for valuta, når tilgangen til andre valutaer er stor. Teknisk gjøres dette ved at aktørene kjøper USD og selger lokal valuta spot, og selger USD og kjøper lokal valuta på termin. En slik tilpasning fortsetter helt til institusjonene ikke lenger kan skaffe USD billigere gjennom terminmarkedet relativt til å finansiere seg direkte i det lokale pengemarkedet. En implikasjon av dette er at terminpremien faller, samtidig som at effekten av likviditetspremien i dollar på de lokale pengemarkedsrentene trekker i motsatt retning, slik at  $\Delta r_{pN}=0$ . Sammenhengen forklart ovenfor betyr at en likviditetspremie i dollar relativt til norske kroner vil redusere OIS-basisen. Den reduserte OIS-basisen blir utlignet av høyere påslag i dollarrenten, slik at nettoeffekten på påslaget i Nibor summerer seg til null (Syrstad, 2012).

Til forskjell fra likviditetspremien, blir kredittpremien overført til de lokale pengemarkedspåslagene gjennom terminmarkedet for valuta. Syrstad (2012) forklarer dette ved at kredittpremien er institusjonsspesifikk, som vil si at den er uavhengig av hvilken valuta finansieringen hentes i. Han forklarer at en bank som står overfor en høyere kredittpremie i dollar enn i norske kroner, vil forsøke å hente dollar-finansiering gjennom terminmarkedet for valuta. Bankene kjøper USD og selger NOK spot, og selger USD og kjøper NOK på termin. Dette vil isolert sett legge press nedover på terminkursen  $f^*$ . En konsekvens av dette er at bankene som ikke står overfor en høyere kredittpremie vil kunne oppnå arbitrasjegevinst som en følge av sammenhengen:  $OIS_N > OIS_\$ + (f^* - e)$ . Arbitrasjemuligheten setter et press oppover på terminkursen, slik at endringen totalt sett er positiv ( $\Delta f > 0$ ). Samlet sett vil ikke den økte

kredittpremien bli utlignet i terminmarkedet. Det betyr at bankene, som står overfor en høyere kredittrisiko, må betale en høyere rente for å hente finansiering, uavhengig av hvilken valuta det utstedes i (Syrstad, 2012).

Vi bruker regresjonsresultatene fra tabell 5 og 6 for å se på hvordan risikopremien i Kliem-renten er oppbygd. Det gir oss muligheten til å vurdere hvordan Kliem-påslaget slår inn i de norske pengemarkedspåslagene. Vi begynner med å tolke koeffisienten til Kliem-påslaget når påslaget i Nibor blir brukt som avhengig variabel. Når påslaget i Nibor blir brukt som avhengig variabel, kan vi tolke koeffisienten som den gjennomsnittlige andelen av Kliem-påslaget som stammer fra kredittpremien norske banker står overfor. Dette kommer av at likviditetseffekten fra den relative likviditetspremien ikke slår direkte inn i pengemarkedsrentene<sup>34</sup>. Ser vi på hele perioden under ett, estimeres  $\beta_{\text{Kliem}}$  til å være 0,389. Dette kan tolkes som at gjennomsnittlig 40% av risikopåslaget i Kliem-renten vært en kredittpremie. Når regresjonen estimeres uten perioden rundt finanskrisen, øker koeffisienten til 0,634, som vil si at kredittpremien i gjennomsnitt forklarte omtrent 65% av risikopremien i dollar-renten. Resultatet tyder på at i rundt finanskrisen, var risikopremien i Kliem-renten i hovedsak drevet av en likviditetspremie i dollar. Vi ser de samme tendensene i periodene med Norges Banks nye likviditetsstyringssystem og i de to siste årene, da  $\beta_{\text{Kliem}}$  er betydelig høyere enn i periodene som inkluderer finanskrisen.

Videre vil vi fokusere på regresjonen i tabell 6, hvor vi benytter OIS-basisen mellom USD og NOK som den avhengige variabelen. I henhold til det teoretiske rammeverket fra Syrstad (2012), vil eventuelle likviditetspremier i Kliem-påslaget ha en negativ sammenheng med OIS-basisen. Samtidig vil ikke delen av Kliem-påslaget, som kommer av utenlandske bankers kredittpremie, ha noen påvirkning på OIS-basisen. Det impliserer at koeffisienten  $\beta_{\text{Kliem}}$  kan tolkes som andelen av risikopremien i Kliem-renten som stammer fra en likviditetspremie i USD. I modellen hvor hele perioden inkluderes, estimeres  $\beta_{\text{Kliem}}$  til å være 0,493. Dette vil si at i gjennomsnitt har 50% av risikopåslaget i Kliem-renten kommet som en følge av en likviditetspremie i dollar. Når perioden rundt finanskrisen utelates, går koeffisienten til Kliem-påslaget kraftig ned. Det estimeres at rundt 22% av variasjonen i Kliem-påslaget skyldes en

---

<sup>34</sup> Likviditetspremien innebygd i Kliem-renten blir utlignet av terminpremien når Nibor-påslaget inkluderes som avhengig variabel.

likviditetspremie i dollar, når finanskrisen utelates fra perioden. Resultatene viser at likviditetspremien har vært mindre dominant også for de nyere periodene.

Vi legger merke til at effekten på OIS-basisen er konsistent med det vi fant når Nibor-påslaget ble brukt som avhengig variabel. Både regresjonen med Nibor-påslaget- og OIS-basisen som avhengig variabel, indikerer at perioden rundt finanskrisen ble dominert av en likviditetspremie i dollar relativt til norske kroner. Siden alle koeffisientene er signifikante, og de estimerte effektene stemmer overens med a priori forventninger, synes resultatene å være robuste. Resultatene er også konsistente med det Syrstad (2012) fant i sin *Working paper* «The daily liquidity effect in a floor system - Empirical evidence from the Norwegian market», selv om omfanget målt i våre regresjoner ikke er like sterke.

Det er viktig å påpeke at sammenhengene identifisert i tabell 5 og 6 i utgangspunktet kun holder på en teoretisk basis. I vårt eksempel har vi inkludert variabler som kan fange den relative likviditetssituasjonen mellom USD og NOK. I utgangspunktet skal absoluttverdien av de to koeffisientene til Kliem-påslaget i henholdsvis tabell 5 og 6 summere seg til 1. I vårt tilfelle holder ikke dette teoretiske resultatet i praksis. For hele perioden under ett, summerer de to koeffisientene  $\beta_{\text{Kliem, Nibor-påslag}}$  og  $\beta_{\text{Kliem, OIS-basis}}$  seg til rundt 0,9. For perioden uten finanskrisen, gammelt system og nytt system, summerer koeffisientene seg til henholdsvis 0,85, 0,87 og 0,88. For de to siste årene for seg selv er ikke koeffisientene i nærheten, med en absoluttverdi på 0,73. En potensiell årsak til at koeffisientene ikke summerer seg nøyaktig til 1, kan være måten risikopåslaget i Nibor er definert i det teoretiske rammeverket. Her defineres Nibor-påslaget til å bestå av påslaget i dollar-renten Kliem, samt OIS-basisen mellom USD og NOK. En implikasjon av denne dekomponeringen av påslaget i Nibor, er antakelsen om at norske banker står overfor den samme kredittrisikoen som europeiske banker gjennom Kliem-renten. Vi fant tidligere i den empiriske analysen resultater som tyder på at norske banker står overfor en kredittpremie som skiller seg fra den som bankene i Eurosonen står overfor. Det kan derfor tenkes at vi ikke fullt ut evner å forklare kredittrisikoen som prises inn i de norske pengemarkedspåslagene.

## 5.4 Modell 3: Kvantitative lettelsler

Etter finanskrisen og den påfølgende statsfinansielle krisen har eurosonen stått overfor en situasjon med lav økonomisk aktivitet og økt usikkerhet. Den europeiske sentralbanken, ECB, og den amerikanske sentralbanken, FED, har som en respons gjennomført flere runder med kvantitative lettelsler. Tiltakene er ment å redusere pengemarkedsrentene i finansmarkedene, for igjen å stimulere til økt økonomisk aktivitet. Kvantitative lettelsler fra ECB vil i utgangspunktet ikke påvirke Nibor-påslaget direkte. Likviditetssituasjonen mellom euro og dollar vil imidlertid ha en effekt på Kliem-renten. Dette kommer som følge av at Kliem-renten i praksis er den europeiske pengemarkedsrenten Euribor, justert for termintillegget mellom euro og dollar. En økt OIS-basis mellom euro og dollar vil derfor ikke motvirkes av en redusert OIS-basis mellom dollar og norske kroner. De kvantitative lettelsene fra ECB tenkes derfor å ha en effekt på risikopåslaget i Nibor gjennom Kliem-påslaget. Vi vil derfor legge hovedfokuset vårt på tiltakene gjennomført av den europeiske sentralbanken ECB. Samtidig tar vi for oss tiltakene fra den amerikanske sentralbanken FED, for å illustrere effekten gjennom den relative likviditetspremien mellom de to valutaene.

Vi husker fra delkapittel 4.2 at et mål på kvantitative lettelsler kan være utviklingen i sentralbankenes balansestørrelser. Vi inkluderer derfor de totale eiendelene til FED og ECB som et mål på de kvantitative lettelsene utført av de to sentralbankene.

I modell 3 vil vi gjennomføre to regresjonsanalyser hvor OIS-basisen mellom euro og amerikanske dollar, og påslaget i Kliem, er inkludert som de avhengige variablene. I tillegg til balansestørrelsene til sentralbankene, er også Vstoxx inkludert i modellen for å ta høyde for usikkerheten i eurosonen.

Regresjonen med OIS-basisen mellom euro og dollar som avhengig variabel, vil la oss undersøke effektene av de kvantitative lettelsene på den relative knappheten mellom de to valutaene.

Vi husker fra den teoretiske gjennomgangen i delkapittel 2.9, at risikopåslaget i Kliem kan skrives som summen av risikopåslaget i Euribor, og OIS-basisen mellom EUR og USD. I tråd med dette kan vi skrive risikopåslaget i Nibor som:

$$(1.24) \quad Rp_N = rp_{Euribor} + OISB_{EUR,\$} + OISB_{\$,NOK}$$

For å kvantifisere effektene kvantitative lettelsers er tenkt å ha på Nibor-påslaget, tar vi utgangspunkt i sammenhengen over. Vi ser derfor på hvordan de kvantitative lettelsene påvirker pengemarkedsrenten Euribor, gjennom Kliem-renten. I tillegg undersøker vi hvordan sentralbankenes tiltak påvirker den relative likviditetspremien mellom euro og dollar direkte. Basert på effekten gjennom de to nevnte kanalene, kan vi potensielt trekke slutninger om hvordan kvantitative lettelsers driver risikopåslaget i Nibor.

#### 5.4.1 Effekten på OIS-basisen (EURUSD)

OIS-basisen (EURUSD) er beregnet på bakgrunn av spot- og terminkurser definert som antall dollar per euro. Derfor vil vi forvente at koeffisienten til de totale eiendelene til sentralbankene vil ha motsatt fortegn, og følgelig motsatt effekt på OIS-basisen. Vi forventer at en økning i de totale eiendelene til den europeiske sentralbanken (ECB) vil trekke OIS-basisen mellom euro og dollar oppover. Dette kommer som følge av at det blir relativt mer euro på markedet, og det blir en knapphet på dollar relativt til euro. Videre forventer vi at en økning i eiendelene til den amerikanske sentralbanken (FED) vil ha en negativ effekt på OIS-basisen. Det kommer som følge av at det blir mer dollar relativt til euro på markedet. Et større tilbud av dollar i markedet reduserer knappheten, og trekker OIS-basisen nedover.

Vi forventer at Vstoxx skal ha en positiv effekt på OIS-basisen, fordi Vstoxx reflekterer nivået av usikkerhet i Europa, og dermed euro. Som et resultat av dette vil det kunne foregå en forflytning til en «tryggere» valuta. Aktørene på markedet vil dermed ønske å sitte med en likvid valuta som det knyttes mindre usikkerhet til.

Basert på de teoretiske sammenhengene over, har vi formulert følgende modell:

$$(1.25) \quad OISB_{EUR,\$} = \beta_0 + \beta_1 ECB_t + \beta_2 FED_t + \beta_3 Vstoxx_t + \varepsilon_t$$

**Tabell 7:** *OIS-basis (EURUSD) som avhengig variabel.*

| VARIABLER        | Hele perioden<br>OIS-basis<br>(EURUSD) | Hele perioden ekskl.<br>finanskrisen<br>OIS-basis<br>(EURUSD) | Årene 2015-2016<br>OIS-basis<br>(EURUSD) |
|------------------|----------------------------------------|---------------------------------------------------------------|------------------------------------------|
| ECB Total Assets | 0.024***<br>(0.006)                    | 0.027***<br>(0.005)                                           | 0.043***<br>(0.004)                      |
| FED Total Assets | -0.006***<br>(0.002)                   | -0.004**<br>(0.001)                                           | -0.191**<br>(0.098)                      |
| Vstoxx-indeks    | 1.984***<br>(0.522)                    | 1.067***<br>(0.234)                                           | -0.661***<br>(0.220)                     |
| Konstant         | -53.247***<br>(10.480)                 | -49.979***<br>(8.283)                                         | 796.177*<br>(444.837)                    |
| Observasjoner    | 2,590                                  | 2,089                                                         | 507                                      |
| R2               | 0.433                                  | 0.620                                                         | 0.877                                    |

Robuste standardfeil i parentes. Residualene er stasjonære med lave p-verdier for de to første periodene.

Residualene for årene 2015-2016 er ikke-stasjonære.

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

Som vi ser i tabell 7 har de totale eiendelene til den europeiske sentralbanken (ECB) en signifikant positiv effekt på OIS-basisen mellom euro og dollar i alle periodene. De totale eiendelene til den amerikanske sentralbanken (FED) har en negativ og signifikant effekt på OIS-basisen.

En økning i de totale eiendelene til den europeiske sentralbanken på 100 milliarder euro i hele perioden øker OIS-basisen med 2,4 basispunkter. Når finanskrisen er ekskludert fra hele perioden er effekten noe større. En økning i de totale eiendelene på 100 milliarder euro, gir nå en økning på 2,7 basispunkter. I årene 2015-2016 har en endring i eiendelene til den europeiske sentralbanken større effekt på OIS-basisen, sammenlignet med de andre periodene. En tilsvarende økning, som i de andre periodene, på 100 milliarder euro øker OIS-basisen med 4,3 basispunkter.

En økning i den amerikanske sentralbankens eiendeler på 100 milliarder dollar, reduserer OIS-basisen med 0,6 basispunkter i hele perioden. En tilsvarende økning av eiendelene i hele perioden ekskludert finanskrisen reduserer basisen med 0,4 basispunkter. I årene 2015-2016

gir en økning i eiendeler på 100 milliarder dollar en reduksjon i OIS-basisen på 19 hele basispunkter.

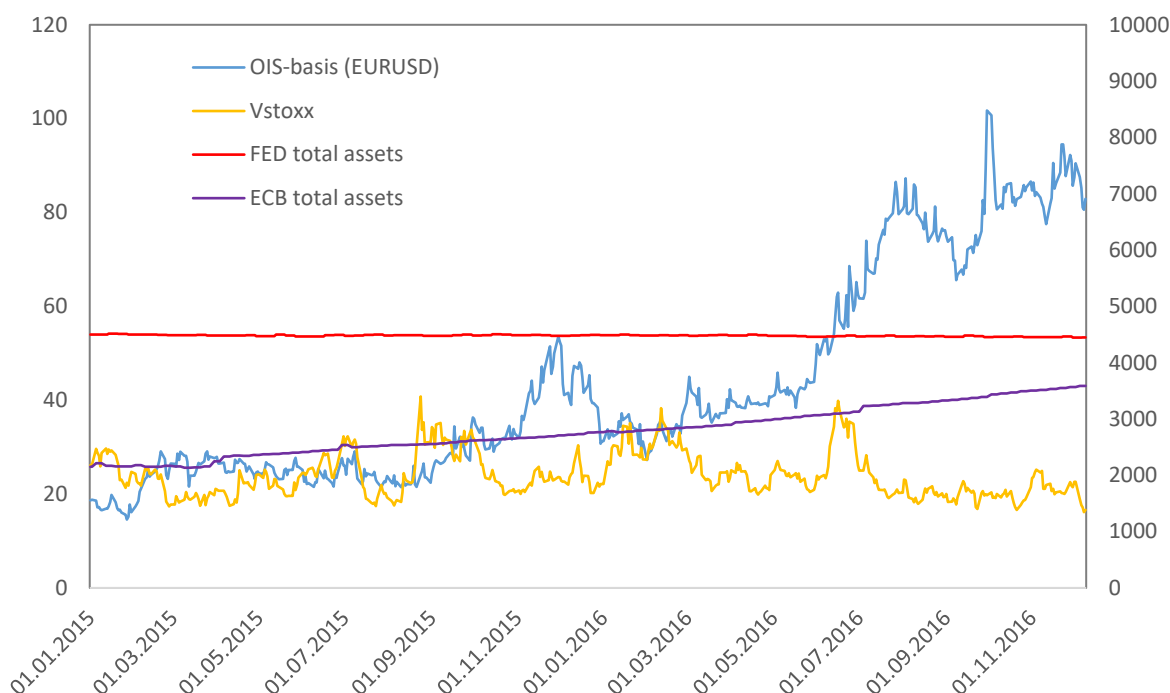
Fortegnene til koeffisientene til den amerikanske og europeiske sentralbanken er som forventet på forhånd. De totale eiendelene til den europeiske- og amerikanske sentralbanken har motsatt effekt på basisen. En økning i eiendelene til den europeiske sentralbanken, alt annet likt, vil øke OIS-basisen, fordi det fører til en relativ knapphet på dollar. Når finanskrisen er ekskludert fra perioden vil vi på forhånd forvente at effekten fra den amerikanske og europeiske sentralbanken vil være sterkere enn når finanskrisen er inkludert i perioden, fordi det var mer usikkerhet under finanskrisen. Effekten viser seg som forventet å være sterkere.

Tolkningen av koeffisienten til Vstoxx må ses i sammenheng med utviklingen i nivået på indeksen. Vi vil derfor begrense oss til å se på signifikansnivået. Vstoxx har en positiv og signifikant effekt på OIS-basisen i hele perioden, og i hele perioden ekskludert finanskrisen. I årene 2015-2016 er effekten til Vstoxx negativ og signifikant.

Som tabell 7 viser, er effekten til Vstoxx høyere når finanskrisen er inkludert i perioden. Dette samsvarer med forventningene på forhånd. Under finanskrisen var usikkerheten stor, og aktører på markedet ønsket å sitte med dollar fremfor euro. Det ble knapphet på dollar relativt til euro som, alt annet likt, øker OIS-basisen. Dette er sannsynligvis årsaken til at koeffisienten til Vstoxx er høyere i hele perioden hvor finanskrisen er inkludert, i forhold til hele perioden hvor den ikke er inkludert.

Resultatene fra regresjonsanalysen i tabell 7 samsvarer med de effektene vi på forhånd forventet å finne. Resultatene indikerer at et økt tilbud av euro, isolert sett, trekker OIS-basisen (EURUSD) oppover. Dette har sammenheng med at det blir billigere å hente finansiering i euro. Aktører som i utgangspunktet ønsker å sitte med dollar, vil dermed benytte seg av valutabytteavtaler for å skaffe seg dette. En slik tilpasning kan gi opphav til et økt tilbud av euro, som vil påvirke den relative likviditetspremien mellom euro og dollar. De kvantitative lettelsene fra ECB kan derfor øke Nibor-påslaget, gjennom termintillegget i Kliem-påslaget. Kvantitative lettelser fra den amerikanske sentralbanken FED gjør det lettere å skaffe likviditet i dollar. Vi ser dermed den motsatte effekten på OIS-basisen mellom euro og dollar. Den totale effekten på OIS-basisen, virker å indikere at termintillegget har vært drevet av et overskuddstilbud i euro relativt til dollar.

**Figur 15:** OIS-basis (EURUSD), Vstox og FED/ECB total assets. 1. januar 2015 - 9. desember 2016. Venstre akse: Basispunkter/indeks. Høyre akse: Milliarder dollar/euro.



Kilde: Bloomberg, Norges Bank og Thomson Reuters

I figur 15 illustreres utviklingen til de totale eiendelene til den amerikanske sentralbanken, OIS-basisen mellom euro og dollar, og Vstox. Vi kan se at de totale eiendelene til den amerikanske sentralbanken har vært om lag konstante, mens de totale eiendelene til den europeiske sentralbanken har en tydelig positiv trend. I løpet av perioden har OIS-basisen økt fra 20 basispunkter til over 100 basispunkter. Vi ser også at Vstox-indeksen har variert mellom 15 og 40 i løpet av perioden.

For perioden 2015-2016 øker det estimerte konstantleddet markant i forhold til andre delperiodene. Rent numerisk går konstantleddet fra å ligge rundt 50 basispunkter til å ligge opp imot 800 basispunkter. Det kan tenkes at dette skyldes multikollinearitet mellom konstantleddet og variabelen *FED Total Assets*. Vi ser av figur 15 den grafiske fremstillingen av balanseverdien til den amerikanske sentralbanken FED. For de to siste årene har den nevnte balanseverdien ligget nærmet konstant rundt 4500 milliarder dollar. Det kan dermed tenkes at det oppstår multikollinearitet mellom konstantleddet og den konstante balanseverdien i den siste perioden i regresjonen. En konsekvens er da at verdien til konstanten drastisk overvurderes. Dette kan føre til at de andre forklaringsvariablene i regresjonen påvirkes. Samtidig vil det trolig ikke ha så store konsekvenser for den samlede effekten i modellen. Vi

ser også at restleddet for perioden 2015-2016 ikke er stasjonære. Det kan derfor tyde på at resultatene fra regresjonen er spuriøse.

### 5.4.2 Effekten på Kliem-påslaget

Som i modellen med OIS-basisen mellom EUR og USD som avhengig variabel, forventer vi motsatt effekt fra eiendelene til den europeiske og amerikanske sentralbanken med påslaget i Kliem som avhengig variabel. Vi forventer at en økning i eiendelene til den europeiske sentralbanken skal øke påslaget i Kliem, og at en økning i eiendelene til den amerikanske sentralbanken skal redusere påslaget i Kliem. Årsakene til forventningene er at Kliem skal reflektere kostnadene til en europeisk bank i dollar. En økning i eiendelene til den europeiske sentralbanken vil resultere i en relativ knapphet på dollar, som er forventet å øke påslaget. Regresjonen vil la oss undersøke om effekten gjennom OIS-basisen mellom euro og dollar, reflekteres tilsvarende gjennom Kliem-påslaget.

Vi forventer at Vstoxx skal ha en signifikant og positiv effekt på påslaget i Kliem. Som forklart i delkapittel 5.4.1 kommer dette følge av at økt usikkerhet i Europa, som Vstoxx-indeksen er et mål på, normalt vil gi et høyere påslag i Kliem.

I tråd med de forventede effektene estimerer vi følgende modell:

$$(1.26) \quad Rp_{Kliem} = \beta_0 + \beta_1 ECB_t + \beta_2 FED_t + \beta_3 Vstoxx_t + \varepsilon_t$$

**Tabell 8:** Kliem-påslaget som avhengig variabel.

| VARIABLER        | Hele perioden<br>Påslag i Kliem | Hele perioden ekskl.<br>finanskrisen<br>Påslag i Kliem | Årene 2015-2016<br>Påslag i Kliem |
|------------------|---------------------------------|--------------------------------------------------------|-----------------------------------|
| ECB Total Assets | 0.021***<br>(0.007)             | 0.029***<br>(0.006)                                    | 0.038***<br>(0.004)               |
| FED Total Assets | -0.014***<br>(0.003)            | -0.008***<br>(0.003)                                   | -0.156*<br>(0.080)                |
| Vstoxx-indeks    | 4.711***<br>(0.803)             | 2.928***<br>(0.479)                                    | -0.473***<br>(0.173)              |
| Konstant         | -62.376***<br>(20.269)          | -61.092***<br>(12.912)                                 | 655.123*<br>(366.389)             |
| Observasjoner    | 2,590                           | 2,089                                                  | 507                               |
| R2               | 0.623                           | 0.593                                                  | 0.853                             |

Robuste standardfeil i parentes. Residualene er stasjonære med lave p-verdier i alle periodene.

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

Tabell 8 viser at eiendelene til den europeiske sentralbanken har en positiv og signifikant effekt på påslaget i Kliem i alle periodene. En økning i eiendelene til den europeiske sentralbanken på 100 milliarder euro øker påslaget i Kliem med 2,1 basispunkter i hele perioden. En tilsvarende økning i hele perioden ekskludert finanskrisen og i årene 2015-2016, øker påslaget med henholdsvis 2,9 basispunkter og 3,8 basispunkter.

Balansetørrelsen til den amerikanske sentralbanken har en negativ og signifikant effekt på et 1% nivå i hele perioden og i hele perioden ekskludert finanskrisen. I årene 2015-2016 er effekten på påslaget i Kliem negativ, men kun signifikant på et 10% nivå.

Effekten på den amerikanske sentralbankens balansetørrelse er lavere relativt til balansetørrelsen til den europeiske sentralbanken både for hele perioden, og i hele perioden ekskludert finanskrisen. I hele perioden ville en økning i eiendelene til den amerikanske sentralbanken på 100 milliarder dollar redusere påslaget i Kliem med 1,4 basispunkter. En tilsvarende økning i hele perioden ekskludert finanskrisen, vil redusere påslaget i Kliem med 0,8 basispunkter.

Effekten til den amerikanske og europeiske sentralbanken er, som i modellen med OIS-basisen som avhengig variabel, i samsvar med forhåndsforventningene. De totale eiendelene til den

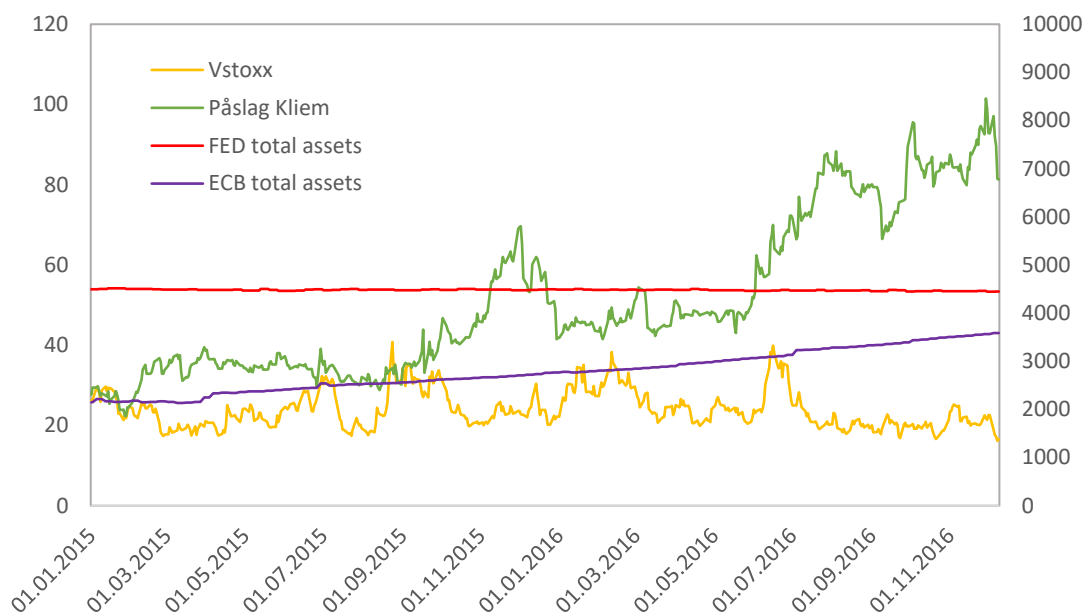
---

amerikanske- og europeiske sentralbanken har motsatt effekt på påslaget i Kliem, hvor effekten er henholdsvis negativ og positiv. En økning i de totale eiendelene til den europeiske sentralbanken fører til en knapphet på dollar relativt til euro, som følgelig resulterer i et høyere påslag i Kliem. Tilsvarende vil en økning i de totale eiendelene til den amerikanske sentralbanken ha motsatt effekt på påslaget i Kliem. Dette fordi en økning i dollarlikviditet, alt annet likt, reduserer påslaget. Som i modellen med OIS-basisen mellom euro og dollar som avhengig variabel, er effekten høyere når finanskrisen er ekskludert fra perioden relativt til hele perioden.

Vstoxx-koeffisienten har en positiv og signifikant effekt på påslaget i Kliem i hele perioden og i hele perioden ekskludert finanskrisen, og samsvarer derfor med forventningene på forhånd. I årene 2015-2016 har Vstoxx en negativ og signifikant effekt på påslaget i Kliem. Dette er en overraskende effekt, fordi vi forventer at økt usikkerhet i Europa normalt skal gi et høyere påslag i Kliem.

Resultatene fra regresjonsanalysen i tabell 8 samsvarer også med de effektene vi på forhånd forventet å finne. Som for modellen med OIS-basisen som avhengig variabel, finner vi også her at de kvantitative lettelsene fra ECB sannsynligvis har ført til et høyere risikopåslag i Kliem. Effektene fra termintillegget mellom euro og dollar synes å ha hatt bredt gjennomslag til Kliem-påslaget. Den motsatte effekten fra de kvantitative lettelsene fra FED, har også slått tilsvarende inn i Kliem-påslaget. Samlet sett synes risikopåslaget i Kliem-renten å ha vært drevet av et overskuddstilbud av euro relativt til dollar, som har slått inn gjennom en høyere OIS-basis (EURUSD).

**Figur 16:** Påslag Kliem, Vstox og FED/ECB Total Assets. 1. januar 2015 – 9 desember 2016. Venstre akse: Basispunkter/indeks. Høyre akse: Milliarder dollar/euro.



Kilde: Bloomberg, Norges Bank og Thomson Reuters

I figur 16 er utviklingen til Kliem-påslaget, Vstox og eiendelene til den amerikanske- og europeiske sentralbanken illustrert grafisk. Som vi ser av figuren, har påslaget i Kliem hatt en kraftig positiv trend i løpet av 2015 og 2016. Vstox har variert mellom 15 og 40 basispunkter i perioden. De totale eiendelene til den amerikanske sentralbanken har vært relativt konstante, mens de totale eiendelene til den europeiske sentralbanken har hatt en svakt positiv trend.

I modellen med OIS-basisen mellom EUR og USD som avhengig variabel, fant vi tegn til mulig multikollinearitet mellom konstantleddet og balansestørrelsen til den amerikanske sentralbanken for perioden 2015-2016. Vi ser tendenser til dette også i modellen med Kliem-påslaget som avhengig variabel<sup>35</sup>.

## 5.5 Modell 4: Regulering av amerikanske pengemarkedsfond

I den innledende delen av oppgaven forklarte vi hvordan de nye reguleringene på amerikanske pengemarkedsfond kan tenkes å påvirke risikopåslaget i Nibor. Vi husker at de nye reguleringene har gitt investor incentiver til å trekke penger ut av primefond, og heller investere i statspapirfond. Statspapirfondene er som nevnt ikke er underlagt de samme

<sup>35</sup> Vi henviser til siste avsnitt i delkapittel 5.4.1 for en ytterligere drøfting.

reguleringene som primefond. De nevnte primefondene investerer typisk tungt i commercial paper, som utstedes av Nibor-bankene. Med mindre tilgjengelige midler, vil nødvendigvis prisen på commercial paper øke. Isolert sett skulle man tro at dette vil øke nivået på risikopåslaget som norske Nibor-banker står overfor.

For å teste hypotesen om at de nye reguleringene av amerikanske pengemarkedsfond har hatt en effekt på påslaget i Nibor, vil vi i denne modellen gjennomføre tre regresjonsanalyser. Den første analysen vil utføres med påslaget i Kliem-renten som den avhengige variabelen. Dette vil la oss undersøke om reguleringene har hatt en effekt gjennom Kliem-påslaget på påslaget i Nibor. Den andre og tredje analysen vil fokusere på effekten ved å inkludere Nibor-påslaget som den avhengige variabelen.

I de to første analysene har vi inkludert en variabel som fanger balansestørrelsen til de amerikanske primefondene. I figur 12 viste vi en grafisk fremstilling av utviklingen til balansestørrelsene til henholdsvis prime- og statspapirfondene. Den viste en tydelig tendens til en forflytning av midler fra primefond til statspapirfond. Vi forventer derfor å estimere en negativ sammenheng mellom balansestørrelsen til pengemarkedsfondene og risikopåslaget i Nibor. I den tredje analysen inkluderer vi påslaget i AA Financial Commercial Paper renten<sup>36</sup>.

I alle analysene har vi inkludert et sett dummyvariabler som tar verdien 1 i en uke etter henholdsvis annonsering, 270 dager før- og ved implementeringen av de nye reguleringene. I tillegg til dette kontrollerer vi for OIS-basisen mellom henholdsvis euro og dollar, og kroner og dollar. Den relevante tidsperioden for analysen er årene fra 2014 til 2016, fordi det var i dette tidsrommet at annonseringen og implementeringen av de nye reguleringene fant sted. Vi analyserer derfor utviklingen i de to delperiodene 2014-2016 og 2015-2016.

### 5.5.1 Effekten på Kliem-påslaget

Vi skal her undersøke om reguleringene av amerikanske pengemarkedsfond kan forklare en del av variasjonen i Kliem-påslaget. Vi husker at Nibor kan beskrives som en valutaswaprente. I figur 4 viste vi utviklingen i Nibor, sammen med Libor USD og Kliem. Konklusjonen var da at utviklingen i Kliem bedre følger utviklingen i den implisitte dollar-renten i Nibor enn Libor USD. Analysen i modell 1 viste at Kliem-renten er godt mål på den dollar-renten Nibor-bankene legger til grunn i sin kvotering av Nibor. Ved å inkludere Kliem-påslaget som

<sup>36</sup> Påslaget i CP-renten beregnes som differansen mellom 3-month AA Financial Commercial Paper og OIS-renten for USD.

avhengig variabel, undersøker vi derfor om reguleringene har påvirket Nibor-påslaget gjennom den dollar-renten Nibor-bankene legger til grunn i sin kvotering. Vi estimerer følgende modell:

$$(1.27) \quad Rp_{Kliem} = \beta_0 + \beta_1 Primefund_t + \beta_2 MMRA1U_t + \beta_3 MMR9M1U_t + \beta_4 MMRI1U_t + \varepsilon_t$$

$$(1.28) \quad Rp_{Kliem} = \beta_0 + \beta_1 Primefund_t + \beta_2 MMRA1U_t + \beta_3 MMR9M1U_t + \beta_4 MMRI1U_t + \beta_5 OISB_{EUR,\$,t} + \varepsilon_t$$

**Tabell 9:** Effekt på påslaget i Kliem.

| VARIABLER               | Årene 2014-2016       |                     | Årene 2015-2016       |                     |
|-------------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|
|                         | Påslag i Kliem        | Påslag i Kliem      | Påslag i Kliem        | Påslag i Kliem      |
| Prime Fund Total Assets | -0.065***<br>(0.007)  | 0.000<br>(0.004)    | -0.054***<br>(0.006)  | 0.006<br>(0.005)    |
| MMRA1U                  | -11.852***<br>(2.011) | -0.328<br>(0.756)   |                       |                     |
| MMR9M1U                 | 5.009**<br>(1.965)    | 3.434***<br>(0.501) | -0.390<br>(1.886)     | 3.934***<br>(0.478) |
| MMRI1U                  | -14.659**<br>(6.893)  | -2.059*<br>(1.165)  | -10.797**<br>(4.961)  | -1.208<br>(1.242)   |
| OIS-basis (EURUSD)      |                       | 0.851***<br>(0.050) |                       | 0.937***<br>(0.063) |
| Konstant                | 124.269***<br>(9.803) | 14.207**<br>(6.577) | 116.137***<br>(7.119) | 3.974<br>(7.847)    |
| Observasjoner           | 768                   | 768                 | 507                   | 507                 |
| R2                      | 0.765                 | 0.978               | 0.792                 | 0.974               |

Robuste standardfeil i parentes. Residualene er ikke-stasjonære for begge periodene. Testene indikerer at noen av resultatene kan være spuriøse.

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

I tabell 9 fremstilles regresjonsanalysene av modell 4, med Kliem-påslaget som avhengig variabel. Vi ser at koeffisientene på balansestørrelsen til pengemarkedsfondene er signifikante med unntak av når OIS-basisen mellom EUR og USD inkluderes. Samtidig er omtrent halvparten av dummy-variablene også statistisk signifikante. Koeffisientene til OIS-basisen mellom EUR og USD er, som forventet, signifikante for begge periodene.

Den *a priori* forventningen til pengemarkedsfondenes balansestørrelse var i utgangspunktet at regresjonen skulle vise en negativ sammenheng med risikopåslaget i Kliem-renten. Av resultatene kan vi se at koeffisienten  $\beta_{\text{Prime Fund Total Assets}}$  er representert med både positive og negative fortegn. Når vi tar for oss årene 2014-2016, ser vi at koeffisienten er estimert med det forventede negative fortegnet når OIS-basisen (EURUSD) utelates. En reduksjon i balansestørrelsen til pengemarkedsfondene med en milliard dollar, førte det til en økning i Kliem-påslaget med 0,065 basispunkter, gitt alt annet likt. Inkluderer vi OIS-basisen, finner vi ingen signifikant effekt. Dette er imidlertid ikke overaskende, siden vi da kontrollerer for eventuelle likviditetseffekter. For årene 2015-2016 finner vi den forventede effekten når OIS-basisen utelates. Her finner vi at en reduksjon i total balansestørrelse på en milliard dollar, alt annet likt, førte til en økning i risikopåslaget i Kliem-renten på 0,054 basispunkter. Dersom OIS-basisen inkluderes er sammenhengen heller ikke her signifikant. I løpet av årene 2014 til 2016 har de totale balansestørrelsene til amerikanske primefond sunket med omtrent 1110 milliarder dollar. Ut i fra sammenhengene estimert i tabell 9, tilsvarer dette en gjennomsnittlig økning i Kliem-påslaget over de tre årene på omtrent 72 basispunkter, gitt alt annet likt. Dette synes å være en rimelig gitt utviklingen i Kliem-påslaget gjennom de siste årene.

Dummy-variablene varierer stort i forhold til hvorvidt de er signifikante eller ikke. Med den første dummy-variabelen har vi som mål å fange en eventuell annonseringseffekt av den nye pengemarkedsreformen. Variabelen tar verdien 1, i en uke etter annonseringsdato. For årene 2014-2016 finner vi en negativ sammenheng når OIS-basisen utelates. Her estimeres koeffisienten til -11,8 basispunkter. Effekten blir imidlertid ikke signifikant når OIS-basisen inkluderes. Det vil dermed si at vi finner motstridende resultater på hvorvidt annonseringen av de nye pengemarkedsreformene har hatt en effekt på påslaget i Kliem-renten. Den negative koeffisienten knyttet til annonserings-variabelen strider mot det vi i utgangspunktet forventet å finne. Samtidig fanger variabelen trolig effekter knyttet til forklaringsvariabler vi ikke har inkludert i modellen.

Den andre dummy-variabelen er inkludert i modellen for å undersøke om det foreligger en spesifikk effekt 270 dager før reformen implementeres. Vi finner tegn på at det foregikk en forflytning av midler fra primefondene til statspapirfondene, som da i teorien skulle begynne 270 dager før implementeringen. Årsaken til dette er at commercial paper utstedes med løpetid på inntil 270 dager. Det vil derfor trolig foregå en tilpasning i denne tidsperioden. Ser vi på analysen under ett estimeres det en positiv og signifikant effekt både med og uten OIS-basisen. I årene 2014-2016 ser vi at perioden rundt 9 måneders-punktet, sammenfaller med en økning

i Kliem-påslaget på rundt 5 basispunkter. Tar vi for oss årene 2015-2016, estimeres koeffisienten til å være 3,9 når OIS-basisen inkluderes. Dette resultatet er signifikant på et 1% nivå. Når OIS-basisen utelates fra modellen, finner vi ingen signifikant sammenheng i den aktuelle perioden.

Den siste dummy-variabelen tar verdien 1, rundt perioden for implementeringen av pengemarkedsreformen. Vi forventet ikke å finne en sterk sammenheng rundt selve implementeringsdatoen, siden det antas at tilpasningen allerede har blitt gjennomført, og at faktorene allerede er priset inn i Kliem-påslaget. Ser vi på årene 2014-2016, estimeres det en negativ og signifikant sammenheng på 14,7 basispunkter når OIS-basisen utelates fra modellen. Koeffisienten er bare svakt signifikant når OIS-basisen utelates. Det samme mønsteret finner vi for årene 2015-2016. Her er koeffisienten negativ og signifikant når OIS-basisen utelates, og ikke-signifikant når den inkluderes i modellen.

I denne analysen har vi undersøkt om det finnes en sammenheng mellom risikopåslaget i Kliem og utviklingen i balansestørrelsene til amerikanske primefond. Dette har vi gjort for å se på effekten av de nye reguleringene i amerikanske pengemarkeder. Vi finner sammenhenger som tyder på at forflytningen av midler fra primefond til statspapirfond har økt risikopåslaget i Kliem. Vi kan dermed si at de nye reguleringene har påvirket kostnaden ved å hente kortsiktig dollar-likviditet gjennom euro. Mer spesifikt synes reguleringene å ha økt påslaget i den europeiske dollar-renten Kliem. Testene for stasjonaritet indikerte at restleddene i modellen var ikke-stasjonære. Vi må derfor være forsiktige med å tolke resultatene for strengt.

### 5.5.2 Effekten på Nibor-påslaget

Etter at vi nå har sett på reguleringenes effekt gjennom Kliem-påslaget, retter vi oppmerksomheten mot effekten når Nibor-påslaget er den avhengige variabelen. Her vil vi undersøke om balanseverdiene til primefondene har hatt en effekt på Nibor-påslaget når Kliem-påslaget er inkludert. Vi estimerer dermed følgende modell:

$$(1.29) \quad Rp_{Nibor} = \beta_0 + \beta_1 Rp_{Kliem,t} + \beta_2 Primefund_t + \beta_3 MMRA1U_t + \beta_4 MMR9M1U_t + \beta_5 MMRI1U_t + \varepsilon_t$$

$$(1.30) \quad Rp_{Nibor} = \beta_0 + \beta_1 Rp_{Kliem,t} + \beta_2 Primefund_t + \beta_3 MMRA1U_t + \beta_4 MMR9M1U_t + \beta_5 MMRI1U_t + \beta_6 OISB_{\$,N,t} + \varepsilon_t$$

**Tabell 10:** Effekten på Nibor-påslaget.

| VARIABLER               | Årene 2014-2016     |                      | Årene 2015-2016     |                      |
|-------------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
|                         | Påslag i Nibor      | Påslag i Nibor       | Påslag i Nibor      | Påslag i Nibor       |
| Påslag i Kliem          | 0.601***<br>(0.070) | 0.605***<br>(0.049)  | 0.540***<br>(0.085) | 0.556***<br>(0.068)  |
| Prime Fund Total Assets | -0.002<br>(0.005)   | -0.008*<br>(0.005)   | -0.003<br>(0.005)   | -0.010*<br>(0.005)   |
| MMRA1U                  | -3.557**<br>(1.536) | -1.830***<br>(0.527) |                     |                      |
| MMR9M1U                 | 5.957***<br>(0.988) | 4.393***<br>(0.629)  | 5.207***<br>(1.302) | 4.133***<br>(0.639)  |
| MMRI1U                  | -2.377<br>(2.771)   | 0.291<br>(2.948)     | -2.306<br>(2.628)   | -0.096<br>(2.955)    |
| OIS-basis (USDNOK)      |                     | 0.805***<br>(0.061)  |                     | 0.783***<br>(0.074)  |
| Konstant                | 13.161<br>(9.313)   | 23.093***<br>(7.758) | 18.906*<br>(10.443) | 27.965***<br>(9.499) |
| Observasjoner           | 768                 | 768                  | 507                 | 507                  |
| R2                      | 0.834               | 0.955                | 0.784               | 0.931                |

Robuste standardfeil i parentes. Residualene er stasjonære med høye p-verdier for begge periodene.

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

I tabell 10 over, fremstilles en analyse av modell 4 med påslaget i Nibor som avhengig variabel. Her har vi inkludert påslaget i Kliem som en forklaringsvariabel. Det gjør at tolkningen av modellen endres i forhold til i delkapittel 5.5.1. De estimerte koeffisientene til *Prime Fund Total Assets*, forklarer her variasjonen i Nibor-påslaget utover det som prises inn i Kliem-påslaget. Dummy-variablene er i varierende grad statistisk signifikante. OIS-basisen mellom USD og NOK er, som forventet på forhånd, statistisk signifikant i begge periodene.

Vi begynner også her med å tolke koeffisienten til pengemarkedsfondenes balansestørrelse,  $\beta_{\text{Prime Fund Total Assets}}$ . Når vi gjennomfører regresjonsanalysen for årene 2014-2016, er koeffisientene ikke-signifikante både med og uten OIS-basisen (USDNOK). Begge koeffisientene estimeres med det forventede negative fortegnet. For årene 2015-2016 estimeres det en negativ og ikke signifikant sammenheng mellom fondenes balansestørrelse og risikopåslaget i Nibor. Dette gjelder både når OIS-basisen inkluderes og utelates.

Resultatene tyder på at effekten fra tilpasningen til ny pengemarkedsreform fullt ut prises inn i Kliem-påslaget.

Som for modellen med Kliem-påslaget som avhengig variabel, begynner vi med å kommentere koeffisientene til dummy-variabelen *MMRA1U*, som skal fange opp den kortsiktige annonseringseffekten av pengemarkedsreformen. Som for balansestørrelsen, vil koeffisienten tolkes som en effekt utover det som prises inn i Kliem-påslaget. For årene 2014-2016, estimeres effekten til å være signifikant uavhengig av om OIS-basisen inkluderes eller ikke. Her er koeffisientene henholdsvis -3,5 og -1,8 basispunkter. Dette stemmer ikke med den på forhånd forventede effekten, som vi husker i teorien skulle være positiv. Vi må imidlertid være forsiktig med å tolke effektene for strengt. Ser vi på den grafiske fremstillingen av utviklingen i balansestørrelsene i figur 12, finner vi ingen forflytning av midler rundt annonseringen. Et problem med å bruke dummy-variabler i modellen, er at vi potensielt kan fange opp andre effekter enn det vi tar sikte på å måle.

Dummy-variabelen *MMR9M1U* er tenkt å fange opp den kortsiktige effekten av investorers tilpasning til reformen, 270 dager før implementering. Ser vi på årene 2014-2016, er koeffisientene representert med utelukkende positive koeffisienter. Uten OIS-basisen, estimeres det rundt 270 dager før en effekt i størrelsesorden 5,9 basispunkter. Effekten er signifikant på 1% nivå. Selv om den estimerte koeffisienten er signifikant med riktig fortegn, synes størrelsen på koeffisienten å være marginal. Når OIS-basisen inkluderes, estimeres koeffisienten til å være positiv og signifikant. På samme måte som i årene 2014-2016, estimeres det for årene 2015-2016 positive og signifikante koeffisienter med og uten OIS-basisen. Som vi forklarte tidligere, har man i de senere årene sett tendenser til at pengemarkedsreformene har økt påslagene i pengemarkedsrentene. Vi fokuserer derfor mest på perioden fra 2014 til 2016. Basert på de estimerte resultatene, finner vi indikasjoner på at investorers tilpasning til de nye reformene begynte 270 dager før implementeringen. I regresjonen med Nibor-påslaget som avhengig variabel finner vi en marginalt sterkere sammenheng enn når vi undersøker effekten på Kliem-påslaget. Det synes derfor å estimeres en effekt utover det som plukkes opp i Kliem-påslaget ni måneder før implementering. Vi må samtidig stille oss kritiske til resultatene, siden effekten kan skyldes andre forhold enn de som fanges opp i modellen.

Den siste dummy-variabelen er ment å fange opp effekten av selve implementeringen av pengemarkedsreformen. Som vi nevnte i delkapittel 5.5.1, er det sannsynlig at tilpasningen

har kommet i forkant av selve implementeringen. Isolert sett vil det si at vi ikke forventer en særlig effekt rundt implementeringen. Dette vil samtidig ikke bety at en estimert positiv sammenheng strider mot teorien. For begge periodene estimeres det en ikke-signifikant effekt rundt tidspunktet for implementeringen av de nye reguleringene. Koeffisientene er representert med både positive og negative fortegn. Resultatet indikerer at implementeringen av reformen ikke hadde en særskilt effekt på risikopåslaget i Nibor.

Som for regresjonen med Kliem-påslaget som avhengig variabel, har vi her forsøkt å undersøke effekten av pengemarkedsreformen på Nibor-påslaget. Forskjellen er at vi her inkluderte Kliem-påslaget som en forklaringsvariabel. Vi ser at forflytningen av midler fra primefond til statspapirfond ikke har en effekt på Nibor-påslaget utover det som prises inn i Kliem-påslaget. Vi fant imidlertid en sterkere effekt rundt perioden som inntraff 270 dager før implementeringen av reformen.

### **5.5.3 Økt påslag i commercial paper renten**

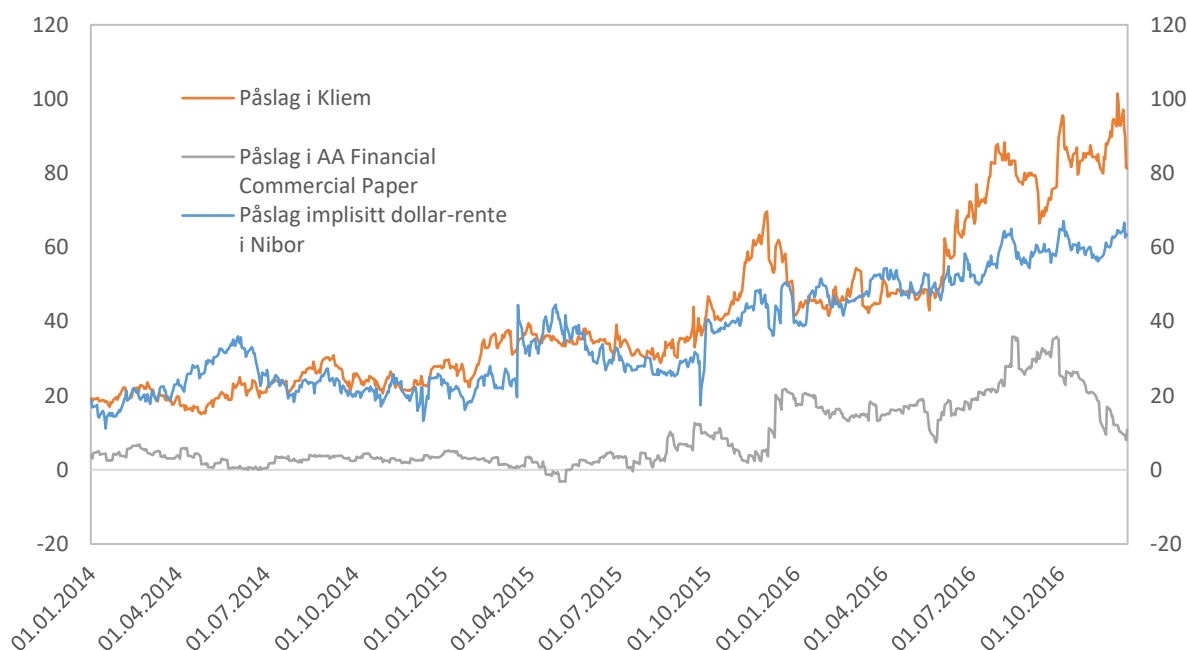
Vi har til nå undersøkt hvordan forflytningen av midler fra primefond til statspapirfond kan forklare en del av den observerte økningen i påslagene i henholdsvis tremåneders Kliem og Nibor de siste årene. Resultatene indikerte at tilpasningene har økt risikopåslaget i Kliem-renten. For Nibor-påslaget kan vi ikke finne en signifikant sammenheng med balansetilpasningene når Kliem-påslaget inkluderes i modellen. Dette kan tyde på at effekten fra tilpasningen fullt ut prises inn i risikopåslaget i Kliem.

Som vi forklarte i innledningen til modell 4, bruker bankene det amerikanske pengemarkedet til å hente kortsiktig finansiering i dollar. Dette gjøres ved å utstede commercial paper, som igjen kjøpes av amerikanske primefond. Som vi husker har reguleringen av pengemarkedsfondene ført til en forflytning av midler fra primefond til statspapirfond. Man skulle derfor anta at prisen på å hente kortsiktig finansiering i det amerikanske pengemarkedet har økt. Vi kan illustrere dette ved å se på AA Financial Commercial Paper renten. Denne er beregnet av The Federal Reserve Board. Renten beregnes basert på et vektet snitt av gjennomførte handler med ulik løpetid i commercial paper. Sammenhengen mellom faktiske renter og løpetid gir derfor The Federal Reserve muligheten til å beregne Commercial Paper renten for en rekke løpetider (FED, 2017).

For å illustrere hvordan kostnaden på å hente kortsiktig finansiering i dollar har utviklet seg i det siste, vil vi fremstille denne grafisk. Mer spesifikt viser vi hvordan påslaget i commercial

paper renten<sup>37</sup> har utviklet seg siden 2014. Sammen med påslaget i CP-rente, inkluderer vi påslaget i Kliem samt påslaget i den implisitte dollar-renten i Nibor.

**Figur 17:** Påslag i Kliem, AA Financial Commercial Paper og implisitt dollar-rente i Nibor. 1. januar 2014 - 9. desember 2016. Basispunkter.



Kilde: Thomson Reuters Datastream

Som figur 17 viser, har utviklingen i den implisitte dollar-renten i Nibor-påslaget fulgt Kliem-påslaget godt frem til midtveis i 2016. Siden den gang har påslaget i Kliem økt markant, samtidig som påslaget i implisitt dollar-rente i Nibor synes å ha flatet noe ut. Prisen på bankfinansiering i dollar har økt siden midten av 2015. Dette ser vi gjennom et økt påslag i CP-renten. Påslaget har imidlertid gått ned i slutten av 2016. Utviklingen i dollar-rentene siden 2015, kan indikere at påslaget i Nibor i større grad har tatt innover seg prisen på kortsiktig bankfinansiering.

For å undersøke om prisen på kortsiktig bankfinansiering i dollar har drevet påslaget i Nibor, gjennomfører vi en regresjonsanalyse hvor vi inkluderer påslaget i CP-renten som forklaringsvariabel. Vi gjennomfører regresjonsanalysen basert på følgende modell:

$$(1.31) \quad Rp_{Nibor} = \beta_0 + \beta_1 Rp_{Kliem,t} + \beta_2 Rp_{CP,t} + \beta_3 OISB_{\$,N,t} + \varepsilon_t$$

<sup>37</sup> Påslaget i CP-renten beregnes som differansen mellom 3-month AA Financial Commercial Paper og OIS-renten for USD.

$$(1.32) \quad Rp_{Nibor} = \beta_0 + \beta_1 Rp_{Kliem,t} + \beta_2 OISB_{\$N,t} + \varepsilon_t$$

**Tabell 11:** Effekt på Nibor-påslaget.

| VARIABLER                 | Hele perioden       |                     | Årene 2014-2016      |                     | Årene 2015-2016      |                     |
|---------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
|                           | Påslag i Nibor      | Påslag i Nibor      | Påslag i Nibor       | Påslag i Nibor      | Påslag i Nibor       | Påslag i Nibor      |
| Påslag i Kliem            | 0.803***<br>(0.037) | 0.800***<br>(0.033) | 0.581***<br>(0.028)  | 0.696***<br>(0.026) | 0.561***<br>(0.029)  | 0.693***<br>(0.032) |
| Påslag i CP               | -0.011<br>(0.047)   |                     | 0.354***<br>(0.074)  |                     | 0.374***<br>(0.072)  |                     |
| OIS-basis<br>(USDNOK)     | 0.695***<br>(0.058) | 0.697***<br>(0.056) | 0.786***<br>(0.051)  | 0.775***<br>(0.076) | 0.738***<br>(0.055)  | 0.739***<br>(0.093) |
| Konstant                  | 7.874***<br>(1.487) | 7.929***<br>(1.458) | 10.840***<br>(0.650) | 9.191***<br>(0.843) | 11.556***<br>(1.158) | 9.239***<br>(1.446) |
| Observasjoner             | 2,590               | 2,590               | 768                  | 768                 | 507                  | 507                 |
| Justert<br>R <sup>2</sup> | 0.921               | 0.921               | 0.965                | 0.948               | 0.951                | 0.917               |

Robuste standardfeil i parentes. Residualene er stasjonære med lave p-verdier, med unntak av for regresjon 3 og 5. Testene indikerer at noen av resultatene kan være spuriøse.

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

I tabell 11 vises resultatene fra regresjonen gjennomført basert på ligning (1.30) og (1.31). Vi har valgt å inkludere regresjoner for hele perioden, årene 2014-2016 og årene 2015-2016. De to siste periodene vil tillegges mest vekt i tolkningen av resultatene. Resultatene for hele perioden er inkludert som en kontroll. Som vi ser av resultatene estimeres variablene med statistisk signifikante koeffisienter for de fleste periodene. I den videre tolkningen av resultatene tar vi for oss hver enkelt koeffisient for seg. Til slutt tolker vi betydningen av resultatene for effekten på risikopåslaget i Nibor.

Som ventet forklarer påslaget i Kliem en stor del av variasjonen i Nibor-påslaget. Alle koeffisientene på Kliem-påslaget er statistisk signifikant på et 1% nivå. For regresjonen basert på hele perioden ligger koeffisientene i størrelsesorden 0,8. Alt annet likt, vil da en 1 basispunkt økning i Kliem-påslaget øke Nibor påslaget med 0,8 basispunkter. Ser vi på årene 2014-2016 går verdien på koeffisienten ned. For modellen inkludert påslaget i CP, estimeres koeffisienten til å være 0,58. Uten påslaget i CP inkludert, estimeres koeffisienten til å være 0,69. Resultatene for årene 2015-2016 viser en tilsvarende effekt. Isolert sett tyder koeffisientene på at Kliem-påslaget forklarer mindre av variasjonen i risikopåslaget i Nibor

---

fra 2014 til 2016.

Påslaget i commercial paper renten reflekterer prisen på kortsiktig bankfinansiering i dollar for Nibor-bankene. Det er derfor tenkt at et økt påslag i CP-renten isolert sett vil påvirke Nibor i retning av et høyere påslag. Resultatene fra tabell 11 tyder på at antakelsen stemmer. For hele perioden estimeres det en ikke-signifikant sammenheng mellom påslaget i CP-renten og påslaget i Nibor. Vi finner imidlertid at sammenhengen er positiv og statistisk signifikant for årene 2014-2016 og 2015-2016. Her estimeres koeffisientene til å være henholdsvis 0,35 og 0,37. Isolert sett vil dette si at en 1 basispunkt økning i påslaget i CP-renten, samsvarer med en 0,35 basispunkt økning i risikopåslaget i Nibor for perioden 2014-2016. For perioden 2015-2016 øker effekten marginalt til 0,37 basispunkter.

Resultatene fra regresjonsanalysen av ligning (1.31) og (1.32) indikerer at en økt pris på kortsiktig bankfinansiering i dollar har sammenfalt med en økning i risikopåslaget i Nibor. Det vil si at den økte prisen på kortsiktig finansiering i det amerikanske pengemarkedet har vært med på å drive risikopåslaget i Nibor oppover. Vi ser at effekten som slår inn i via Kliem-påslaget reduseres når vi inkluderer påslaget i CP-renten som avhengig variabel. Dette kan tyde på at et økt påslag i commercial paper renten til dels prises inn gjennom Kliem-påslaget. Samtidig ser vi gjennom justert  $R^2$  at modellens forklaringskraft øker. Vi kan dermed anta at påslaget i CP-renten forklarer en del av variasjonen i Nibor-påslaget utover det som prises inn via Kliem-påslaget.

De nye reguleringene av amerikanske pengemarkedsfond synes å ha påvirket prisen på kortsiktig dollar finansiering som Nibor-bankene står overfor. Den økte prisen gjør seg synlig gjennom et økt påslag i AA Financial Commercial Paper renten. Basert på resultatene fra regresjonsanalysen i tabell 11, antyder disse at reguleringene av amerikanske pengemarkedsfond har vært en av driverne av risikopåslaget i Nibor de siste årene. Det gjør seg da gjeldende ved at Nibor-bankene justerer dollar-renten som legges til grunn for kvoteringen, i takt med den økte prisen på kortsiktig bankfinansiering i det amerikanske pengemarkedet. Samtidig må vi være forsiktige med å tolke resultatene for strengt. Testene for stasjonaritet viste at restleddene for årene 2014-2016 og 2015-2016 var ikke-stasjonære når påslaget i commercial paper inkluderes.

## 5.6 Modell 5: Årsskifteeffekt

I oppgavens siste modell, ønsker vi å undersøke om risikopåslaget i tremåneders Nibor blir påvirket av såkalte årsskifteeffekter. Vi husker fra den innledende delen av oppgaven hvordan de nevnte årsskifteeffektene er tenkt å slå inn i Nibor-renten. Før vi går nærmere inn på selve modellen, ser vi det som hensiktsmessig å gi en oppsummering av det teoretiske grunnlaget for årsskifteeffektene. Vi forklarte i delkapittel 4.1 hvordan visse reguleringer gir bankene insentiver til å slanke balansene rundt årsskiftet, og også enkelte kvartalsskifter. Dette fenomenet kalles populært for «window dressing». I situasjonen med Nibor-bankene, kan dette forklares med at det gis insentiver til å «sminke» balansen, slik at man fremstår som bedre enn det man i utgangspunktet er. Det kan gjøres ved at man øker andelen utlån (til redusert pris), for at aktiviteten skal fremstå som høyere enn den er. Siden bankene for eksempel ønsker å øke sine utlån, vil man da ikke være villig til å fordele likviditet innad i banksystemet. Årsaken er at interbank-lån ikke kan fremstilles på samme måte som et ordinært utlån. Det tenkes derfor at årsskifteeffektene skal øke påslagene i Nibor-renten. Samtidig antas det at effekten er kortvarig. Dette betyr derfor at man forventer at en økning i påslaget rundt årsskiftet, vil bli utlignet av en reduksjon i løpet av et par uker inne i det nye året.

Vi baserer vårt metodiske grunnlag på artikkelen til Syrstad (2012), som blant annet analyserer kvartalsskifteeffekten på Nibor-renten. Vi inkluderer derfor variabler som skal fange opp effekten av Norges Banks likviditetsstyringssystem, samt kredittpremien gjennom Kliem-påslaget. For å fange selve effekten av årsskifteeffekten, inkluderer vi en dummy-variabel. Denne er, som vi definerte i delkapittel 4.1, en 0/1 dummy-variabel som tar verdien 1 det 4. kvartalet hvert år. Vi deler på samme måte som for modell 1 og 2, inn i fem forskjellige delperioder. Det vil dermed si at vi estimerer følgende regresjonsligning:

$$(1.33) \quad Rp_{Nibor} = \beta_0 + \beta_1 Tot. likv + \beta_2 Str. likv + \beta_3 Rp_{Kliem} + \beta_4 YEND3M + \varepsilon_t$$

Som vi forklarte i avsnittet over, forventer vi at årsskifteeffekten skal øke påslaget i Nibor. Det vil dermed si at vi forventer å finne positive og signifikante koeffisienter knyttet til dummy-variabelen.

**Tabell 12:** Årsskifteeffekten på Nibor-påslaget.

|                        | Hele perioden        | Hele perioden<br>ekskl.<br>finanskrisen | Gammelt system       | Nytt system          | Årene<br>2015-2016   |
|------------------------|----------------------|-----------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| VARIABLER              | Påslag i Nibor       | Påslag i Nibor                          | Påslag i Nibor       | Påslag i Nibor       | Påslag i Nibor       |
| Total likviditet       | 0.238**<br>(0.094)   | -0.010<br>(0.044)                       | 0.305***<br>(0.086)  | -0.080<br>(0.089)    | 0.018<br>(0.085)     |
| Strukturell likviditet | -0.094***<br>(0.025) | -0.090***<br>(0.016)                    | -0.079**<br>(0.038)  | -0.087***<br>(0.020) | -0.077***<br>(0.021) |
| Påslag i Kliem         | 0.445***<br>(0.057)  | 0.651***<br>(0.029)                     | 0.381***<br>(0.035)  | 0.696***<br>(0.030)  | 0.558***<br>(0.034)  |
| YEND3M                 | -4.662**<br>(2.283)  | -4.663***<br>(1.569)                    | -5.344**<br>(2.674)  | -5.636***<br>(1.839) | -2.038<br>(1.527)    |
| Konstant               | 18.824***<br>(2.836) | 17.777***<br>(2.348)                    | 21.276***<br>(3.436) | 17.162***<br>(3.179) | 16.980***<br>(3.914) |
| Observasjoner          | 2,590                | 2,089                                   | 1,235                | 1,354                | 507                  |
| R2                     | 0.826                | 0.872                                   | 0.822                | 0.911                | 0.823                |

Robuste standardfeil i parentes. Residualene er stasjonære med lave p-verdier for alle periodene.

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

### 5.6.1 Tolkning av koeffisientene

I tabell 12 ser vi regresjonsresultatene estimert basert på modellen vi har konstruert. Vi har tidligere i oppgaven forklart effekten av total- og strukturell likviditet, samt Kliem-påslaget på påslaget i Nibor. Analysen viser her at effektene er konsistente med det vi tidligere har funnet. Vi velger derfor her i hovedsak å fokusere på koeffisientene til dummy-variabelen<sup>38</sup>.

Som vi ser i tabell 12, er alle koeffisientene signifikante med unntak av for årene 2015-2016. Koeffisientene er imidlertid estimert med galt fortegn, i forhold til det vi på forhånd skulle forvente. Resultatene viser gjennomgående at årets siste kvartal er forbundet med en nedgang i risikopåslaget i tremåneders Nibor. Effekten har for alle de periodene ligget i området rundt 4-5 basispunkter. Dette resultatet strider imot det som Syrstad (2012) finner i sin artikkel som analyserer den daglige likviditetseffekten i et gulvsystem.

<sup>38</sup> Det fremkommer en grundigere tolkning av koeffisientene til likviditetsvariablene og Kliem-påslaget i modell 2.

Det kan være flere faktorer som gjør at vi ser motsatt effekt av det vi forventet å finne. For det første har renten som risikopåslaget i vår analyse baseres på en løpetid på 3 måneder. Syrstad (2012) benytter seg av renter med kortere løpetid. Det gjør at det i vårt datasett er mindre volatilitet, enn for eksempel for en O/N eller T/N rente. Dette kan være en årsak til hvorfor vi ikke finner en signifikant effekt på risikopåslaget i perioden rundt det 4. kvartal.

En annen grunn til at analysen vår ikke er direkte sammenlignbar med den Syrstad (2012) gjennomfører, er at den tar sikte på å identifisere «end-of-quarter» effekter. Vi forklarte i oppgavens innledende del hvordan dette kan relateres til Nowa-renten. I den grafiske fremstillingen av Nowa-renten, pekte vi på en tydelig kvartalseffekt. Vi ønsker imidlertid å undersøke årsskifteeffekten på risikopåslaget i tremåneders Nibor. Det er dermed ikke sikkert at de resultatene som fremkommer i artikkelen til Syrstad (2012), er direkte overførbare til den analysen vi har gjennomført.

En annen potensiell feilkilde i analysen, er bruken av OIS-renten beregnet av Norges Bank. Dette kan føre til problemer når vi beregner risikopåslaget i tremåneders Nibor. Årsaken til dette er at OIS-renten baseres på skjønnsmessige vurderinger, og at den derfor ikke fullt ut reflekterer det en mer markedsorientert rente ville gjort. Dette gjelder spesielt rundt årsskiftet, da det i Norge ofte er flere helligdager enn i andre land. Det vil føre til at observasjonene rundt helligdagene for det meste blir identiske. En konsekvens av dette kan være at størrelsen på de estimerte koeffisientene påvirkes. Vi skulle imidlertid ikke forvente at dette påvirker fortegnene på dummy-variabelen.

Vi finner en negativ og signifikant effekt gjennom alle delperiodene bortsett fra årene 2015-2016. Det kan ikke utelukkes at det finnes relevante faktorer som vi ikke har inkludert i modellen, som kunne ha fanget noe av nedgangen i påslaget rundt fjerde kvartal.

Til slutt nevner vi at metoden brukt for å fange effekten, kan være forbundet med feilkilder. Med dette menes at resultatet av en «tids-dummy» kan fange opp flere ulike effekter, som ikke nødvendigvis er direkte knyttet til det man ønsker å undersøke. Det vil derfor si at det ikke nødvendigvis er slik at det er en negativ effekt, selv om våre resultater viser det. Dermed kan det synes å være problemer med modell og metode i vårt forsøk på å fange bankenes tilpasninger rundt årsskiftet.

For å undersøke om dummy-variabelen har stor påvirkning på den samlede estimerte effekten, gjennomførte vi regresjoner der vi utelatte variabelen. Regresjonene viste kun marginale endringer i de andre forklaringsvariablene når dummy-variabelen er inkludert i modellen.

## 5.7 Resultater i korte trekk

I den empiriske analysen tok vi for oss fem modeller for å teste drivere av risikopåslaget i tremåneders Nibor. Vi vil i her oppsummere de viktigste resultatene.

I den første modellen fant vi at Nibor-bankene legger til grunn flere faktorer enn Kliem-renten og terminpunktene mellom dollar og norske kroner. Det er altså ikke et en-til-en forhold mellom renten Nibor-bankene legger til grunn, og Kliem-renten, slik som det i teorien skal være. Derfor utvidet vi modellen ved å inkludere CDS-priser, som vi har forklart kan reflektere motpartsrisiko i det norske banksystemet. Resultatet var at modellen bedre forklarte variasjonen i påslaget. Vi kan derfor si at Nibor-bankene justerer dollar-renten so legges til grunn for kvoteringen i henhold til nivået på motpartsrisiko i de norske banksystemet.

Vi har også estimert en tilsvarende modell for påslaget i den svenske interbankrenten, Stibor. Med påslaget i Stibor som avhengig variabel, og med påslaget i Kliem og terminpunktene mellom dollar og svenske kroner som forklaringsvariabler, er forklaringskraften betraktelig lavere enn i den tilsvarende modellen for Nibor. Dette kan ha sammenheng med forskjellen i oppbygningen til de to pengemarkedsrentene. Stibor er, som vi forklarte i den innledende delen, en ren svensk interbankrente, mens Nibor er en valutaswappet dollar-rente.

De siste 10 årene har påslaget i Stibor stort sett vært lavere enn påslaget i Nibor. Siden begynnelsen av 2015 har påslaget i de to interbankrentene beveget seg i motsatt retning. Påslaget i Nibor har økt, i likhet med påslaget i Libor og Kliem, mens påslaget i Stibor har hatt en fallende kurve. Ettersom Nibor er en valutaswappet dollar-rente, vil påslaget i Nibor i større grad bli påvirket av påslaget i blant annet dollar-renten Kliem, og av den relative etterspørselen etter dollar versus norske kroner.

I modell 2 tok vi for oss effekten til total- og strukturell likviditet på påslaget i Nibor. Total likviditet har en signifikant effekt i det gamle likviditetssystemet til Norges Bank, samt hele perioden. Det er ingen signifikant effekt på påslaget i Nibor i det nye likviditetssystemet. I hele perioden er effekten positiv og signifikant, mens effekten ikke er signifikant når

finanskrisen er ekskludert fra perioden. En årsak kan være at påslaget i Nibor økte i samme periode som Norges Bank kom med likviditetstiltak for å stimulere aktivitet i markedet. Resultatene i modell 2 viser også at påslaget i Nibor påvirkes gjennom nivået på den strukturelle likviditeten i banksystemet. Årsaken kan være at en større mengde strukturell likviditet vil gi bankene et større insentiv til å omfordele likviditeten før Norges Banks markedsoperasjoner. Økt likviditet i kroner, gjør det også lettere å skaffe seg likviditet i dollar gjennom terminmarkedet for valuta.

Ved å bruke den alternative tolkningen til Syrstad (2012) fant vi at gjennomsnittlig 40% av påslaget i Kliem var et kredittpåslag over hele analyseperioden. Mens når finanskrisen er ekskludert fra perioden, er i snitt 65% av Kliem-påslaget en kredittpremie på de norske Nibor-bankene. Det tyder på at under finanskrisen var Kliem-påslaget drevet av en likviditetspremie på dollar. Dette virker også til å være tilfellet i det nye likviditetssystemet, og i årene 2015-2016, da koeffisienten er høyere enn periodene som inneholder finanskrisen.

I modell 3 tok vi for oss hvordan kvantitative lettelser har påvirket risikopåslaget i Kliem og den relative likviditetspremien mellom euro og dollar i perioden etter finanskrisen. Et økt risikopåslag i den europeiske dollar-renten Kliem som en følge av tiltak fra FED og ECB, vil kunne slå inn i Nibor-påslaget. Vi valgte å bruke balansestørrelsene til den europeiske- og amerikanske sentralbanken som et mål på kvantitative lettelser. Resultatene fra modell 3 viser at en økning i balansestørrelsen til den europeiske sentralbanken fører til en høyere OIS-basis mellom euro og dollar. Årsaken er at det blir større knapphet på dollar relativt til euro. En tilsvarende økning i de totale eiendelene til den amerikanske sentralbanken, alt annet likt, har en negativ effekt på basisen, fordi tilbudet av dollar relativt til euro øker. En økning i OIS-basisen mellom euro og dollar vil normalt trekke i retning av et høyere risikopåslag i Kliem. Vi må imidlertid være forsiktige med å trekke konklusjoner, siden resultatene virker å kunne være spuriøse.

Med risikopåslaget i Kliem-renten som avhengig variabel, fant vi tilsvarende resultater. En økning i balansestørrelsen til den europeiske sentralbanken, estimeres med en økning i påslaget i Kliem. En tilsvarende økning i balansestørrelsen til den amerikanske sentralbanken reduserer risikopåslaget i Kliem. Kvantitative lettelser fra ECB synes derfor å ha økt risikopåslaget i tremåneders Nibor, gjennom et økt risikopåslag i Kliem. Det kan i utgangspunktet virke motsigende at ekspansive tiltak har økt risikopåslaget i Nibor. Vi husker imidlertid tilbake til definisjonen av Nibor som en valutaswaprente. I det ligger det at renten

er knyttet tett opp imot internasjonale forhold. En utvikling i den relative likviditetspremien mellom EUR og USD vil derfor øke risikopåslaget gjennom Kliem-renten.

I modell 4 fokuserte vi på utviklingen av risikopåslaget i tremåneders Nibor i perioden etter finanskrisen. Her testet vi om de nye reguleringene på de amerikanske pengemarkedsfond har vært med på å drive påslaget i Nibor. Vi konsentrerer oss om resultatene i periodene 2014-2016 og 2015-2016, fordi det var i dette tidsrommet annonseringen og implementeringen av reguleringene til pengemarkedsfondene fant sted.

I de to første analysene i modell 4, inkluderte vi effekten av reguleringene gjennom å se på forflytningen av midler fra primefond til statspapirfond. Vi begynte med å undersøke effekten til reguleringene på de amerikanske pengemarkedsfondene på Kliem-påslaget. Balanseverdiene til de amerikanske primefondene har en negativ og signifikant effekt på Kliem-påslaget når OIS-basisen mellom euro og dollar er utelatt fra modellen. Dette er i samsvar med det vi på forhånd forventet. Dummy-variabelen, som skal plukke opp effekten rundt annonseringen av reguleringen, har ingen effekt på Kliem-påslaget når OIS-basisen er inkludert i modellen. Den har en signifikant negativ effekt på Kliem-påslaget når OIS-basisen er utelatt fra modellen i årene 2014-2016. Effekten 270 dager før implementeringen har en positiv effekt på påslaget i Kliem, med og uten OIS-basisen i modellen, i årene 2014-2016. I perioden 2015-2016 finner vi ingen signifikant sammenheng når OIS-basisen utelates fra modellen. Når OIS-basisen inkluderes i modellen er det en synlig effekt på Kliem-påslaget. Dummy-variabelen rundt implementeringstidspunktet har en signifikant effekt på Kliem-påslaget i begge periodene når OIS-basisen er utelatt.

I den første modellen med påslaget i Nibor som avhengig variabel, estimeres det ikke en signifikant sammenheng mellom utviklingen i balansestørrelsene til primefondene og risikopåslaget i Nibor. Påslaget i Kliem-renten er her inkludert i modellen. Tilpasningen i forbindelse med de nye reguleringene på amerikanske pengemarkedsfond synes derfor å prises fullt ut i Kliem-påslaget. Dummy-variabelen rundt annonseringstidspunktet har en signifikant negativ effekt på påslaget i Nibor, både når OIS-basisen er inkludert og ikke. Som for Kliem-påslaget, synes det å ha skjedd en økning i Nibor-påslaget 270 dager før implementeringen av de nye reguleringene. Vi finner ingen effekt i perioden rundt implementeringstidspunktet i noen av periodene.

---

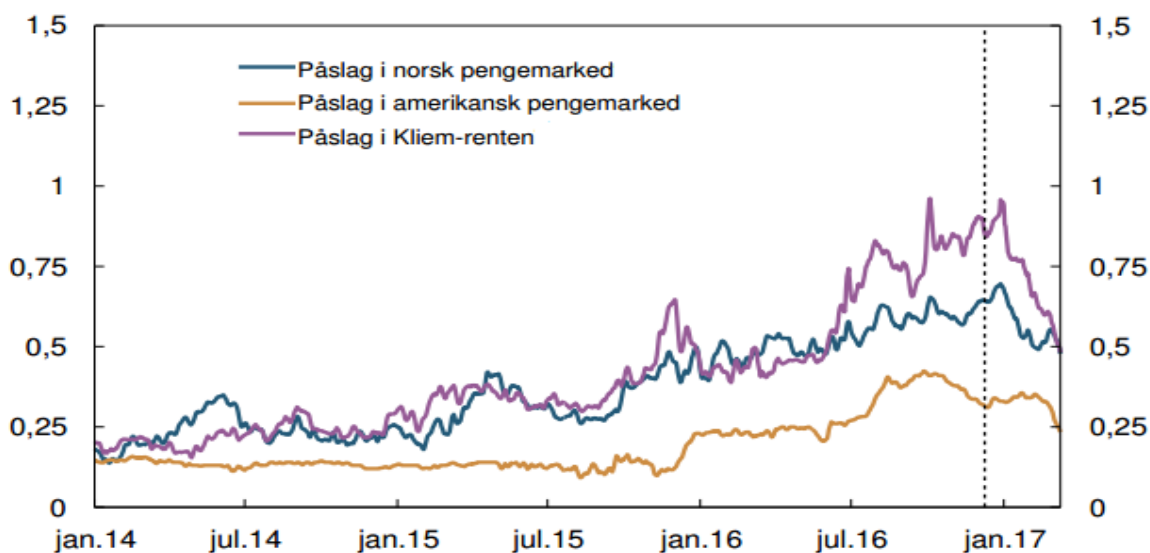
I den andre modellen med påslaget i Nibor som avhengig variabel, inkluderer vi påslaget i AA Financial Commercial Paper renten, samtidig som vi ekskluderer balansestørrelsene til primefondene. Resultatene viser en signifikant positiv effekt fra påslaget i commercial paper. Fra teorien skulle vi anta at økt pris på kortsiktig bankfinansiering i dollar, skal øke påslaget i den europeiske dollar-renten Kliem. Vi finner sammenhenger som tyder på at påslaget i Nibor har vært drevet av økt pris på kortsiktig bankfinansiering, utover det som prises inn gjennom Kliem-påslaget. Resultatene synes å være spuriøse for regresjonene hvor påslaget i commercial paper renten inkluderes. Vi må av den grunn være varsomme med å tillegge resultatene for stor vekt.

I modell 5 finner vi en signifikant negativ effekt rundt årsskiftet i alle periodene unntatt årene 2015-2016. Resultatene er overraskende i forhold til forventningene på forhånd. Som drøftet i tolkningen av modellen, kan det være flere årsaker til dette. Blant annet er det visse estimeringsutfordringer med bruk av tids-dummy, som at tids-dummyen kan fange andre effekter enn kun årsskifteeffekten. Samtidig vil ikke eventuelle effekter plukkes like godt opp i en tremåneders rente, som i en rente med kortere løpetid.

## 6. Veien videre

Gjennom 2016 viste påslaget i Nibor en tydelig positiv trend. I etterkant av vårt datasett<sup>39</sup> og frem til 10. mars 2017 har påslaget vist tegn til en negativ trend. Årsaker til det økte påslaget i Nibor mot slutten av 2016 kom, ifølge pengepolitisk rapport 1|17 (Norges Bank, 2017), av reformen i de amerikanske pengemarkedsfondene. Vi fant effekter i vår empiriske analyse som tyder på at dette stemmer. I tillegg har bankene i Nibor-panelet tilpasset balansene sine rundt årsskiftet. Vi finner imidlertid ikke tegn til en slik tilpasning for påslaget i tremåneders Nibor. I pengepolitisk rapport 4|16 (Norges Bank, 2016b) la Norges Bank til grunn at dollarrenten, som Nibor-bankene legger til grunn, ble trukket opp i slutten av 2016 som følge av tilpasningen til reguleringene i de amerikanske pengemarkedsfondene. I tillegg var det rundt årsskiftet økt etterspørsel fra banker etter dollar på grunn av finansieringstilpasninger. I løpet av det første kvartalet i 2017 har påslaget falt. Markedet har tilpasset seg reguleringene i de amerikanske pengemarkedsfondene, og etterspørselen etter dollar, som var høy rundt nyttår, har avtatt.

**Figur 18:** Påslag i norsk pengemarked, amerikansk pengemarked og Kliem-renten<sup>40</sup>.  
1. januar 2014 – 10. mars 2017<sup>41</sup>.



Kilde: Norges Bank

<sup>39</sup> Til og med 9. desember 2016.

<sup>40</sup> Hentet fra Norges Banks Pengepolitisk rapport 1|2017.

<sup>41</sup> Stipla linje er 9. desember 2016.

I årsskiftet 2016/2017 lå risikopåslaget i området rundt 70 basispunkter, og har frem til 10. mars 2017 falt til 50 basispunkter. Norges Bank anslår i pengepolitisk rapport 1|17 (Norges Bank, 2017) at påslaget vil falle til 40 basispunkter gjennom 2017 og forbli uendret frem til 2020.

## 6.1 Prognose av fremtidig påslag

Til nå har denne oppgaven i hovedsak fokusert på å analysere forklaringsvariablenes påvirkning på risikopåslaget i Nibor i en historisk kontekst. På fagspråket har vi utført såkalte tidsserieanalyser. Her er målet å utforme en modell som på best mulig måte forklarer de tilgjengelige data. Vi bruker da typisk et mål på «goodness-of-fit» for å fastsette hvor godt vi har modellert de aktuelle sammenhengene. Videre i denne oppgaven vil vi rette fokuset mot den fremtidige utviklingen i risikopåslaget. Det er dette som kalles tidsserieprognoser. Prognostisering går i hovedsak ut på å anvende modeller som er laget basert på historiske observasjoner, til å predikere fremtidige observasjoner utenfor datasettet.

Tidsserieprognoser kan være viktige i mange forskjellige situasjoner, og har følgelig flere bruksområder. De kan eksempelvis benyttes for å gi en produksjonsbedrift forutsigbarhet i fremtidig salg. Mer relevant for vår oppgave, kan prognoser være en viktig del av økonomisk planlegging. Muligheten til å predikere fremtidige pengemarkedspåslag kan være viktig som et ledd i Norges Banks utforming av pengepolitikken. Det vil gi sentralbanken anledning til å signalisere fremtidige renteendringer gjennom for eksempel sin kvartalsvise pengepolitiske rapport. I vårt tilfelle kan predikeringen også brukes til å fastsette hvor godt vår modell forklarer den faktiske utviklingen i påslaget. Når vi utfører såkalte «in-sample» analyser, sammenligner vi vanligvis forklaringsgraden basert på de samme observasjonene vi har brukt til å estimere parameterne i modellen. Ved å undersøke forklaringsgraden til modellen «out-of-sample»<sup>42</sup>, argumenteres det ofte med at estimatene for «goodness-of-fit» er mer robuste. Vi kan dermed sammenligne de predikerte verdiene vi beregner, med de observerte verdiene etter cut-off for vårt datasett. Rent praktisk kan dette oppnås fordi vår siste observasjon forekommer 9. desember 2016. Det betyr at det finnes tilgjengelig informasjon om den avhengige variabelen som strekker seg forbi observasjonene i vårt datasett (Chatfield, 2000).

---

<sup>42</sup> «In-sample» refererer til analyser hvor vi legger til grunn faktisk observerte data. «Out-of-sample» beskriver en situasjon hvor vi bruker historiske data til å predikere verdier for intervaller som ligger utenfor vårt datasett.

Innen tidsserieprognostisering finnes det flere ulike varianter av metoder man kan benytte seg av. Chatfield (2000, s.3-4) argumenterer for at tidsserieprognoser kan klassifiseres på tre måter:

- «Judgemental forecasts»
- «Univariate methods»
- «Multivariate methods»

Ved å bruke «Judgemental forecasts» baserer man seg på subjektive vurderinger, som for eksempel innsideinformasjon i en bransje, for å utarbeide tidsserieprognoser. «Univariate methods» går ut på å modellere prognosene som en funksjon av kun en enkelt tidsserie, samt også en potensiell tidskomponent (trend). «Multivariate methods» går, som navnet indikerer, ut på at prognosene kan avhenge av minst en, eller flere andre variabler. Det trenger imidlertid ikke være slik at all variasjonen i prognosene forklares ut i fra de inkluderte forklaringsvariablene. Den avhengige variabelens prognoser kan fremdeles til en viss grad avhenge av sine egne historiske observasjoner. Det vil for oss være mest hensiktsmessig å benytte oss av de nevnte «univariate» metodene (Chatfield, 2000).

For å kunne bygge troverdige prognoser av risikopåslaget i 3-måneders Nibor, må vi først vurdere hvilken modell vi mener forklarer påslaget best. Vi tar utgangspunkt i modell 1 for prognostiseringen. Mer spesifikt legger vi følgende sammenheng til grunn:

$$(1.34) \quad Rp_{Nibor} = \beta_0 + \beta_1 Rp_{Kliem,t} + \beta_2 OISB_{\$,N,t} + \beta_3 erp_{\$,N,t} + \varepsilon_t$$

Vi støter her på et problem, fordi vi ikke har tilgjengelig observasjoner for alle forklaringsvariablene etter 9. desember 2016. Mer spesifikt har vi ikke tilgang til den skjønnsmessige OIS-renten for Norge, som gjør at vi ikke kan beregne OIS-basisen mellom USD og NOK. Vi må derfor bruke en kombinasjon av flere modeller for å utarbeide prognoser for Nibor-påslaget. Vi inkluderer derfor ytterligere to ligninger som spalter opp forklaringsvariablene i ligningen over:

$$(1.35) \quad OISB_{\$,N} = \beta_0 + \beta_1 Tot. likv_t + \beta_2 Str. likv_t + \beta_3 Vstoxx_t + \beta_4 Rp_{Kliem,t} + \varepsilon_t$$

$$(1.36) \quad Rp_{Kliem} = \beta_0 + \beta_1 Rp_{Euribor,t} + \beta_2 OISB_{EUR,USD,t} + \beta_3 Vstoxx_t + \varepsilon_t$$

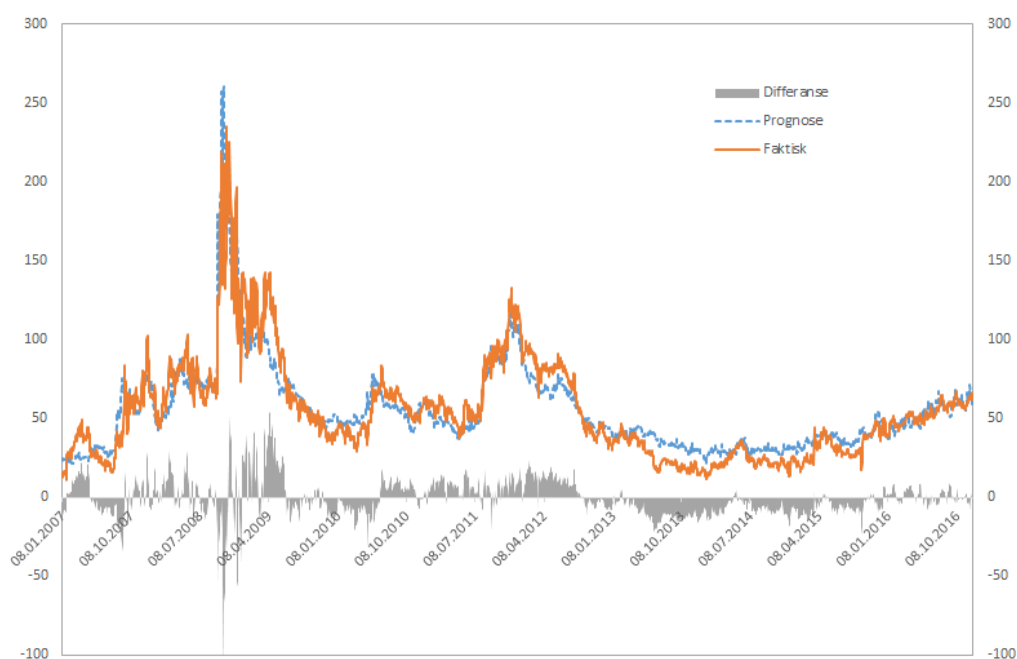
Vi ender dermed opp med tre endogene variabler og seks eksogene variabler i prognosen. Vi har forlenget datasettet vårt med verdier på de eksogene variablene frem til og med 10. mars 2017. Det er dermed disse variablene som vil ligge til grunn for de prognostiserte verdiene på Nibor-påslaget. Prognosene vil utarbeidet med målet om å sammenligne dem mot de som

Norges Bank har lagt frem i sin pengepolitiske rapport 1|17<sup>43</sup>. Vi vil derfor legge frem prognoser av risikopåslaget som strekker seg til og med 10. mars 2017.

### 6.1.1 In-sample

I den første prognosen, tar vi sikte på å vurdere de predikerte verdiene mot faktiske observasjoner av påslaget i Nibor. Med andre ord gir vi en grafisk fremstilling av de predikerte verdiene av påslaget, samt de estimerte residualene i modellen. Dette vil kunne gi oss informasjon om hvor godt våre modeller kan forklare variasjonen i det faktiske påslaget. Figuren vises nedenfor.

**Figur 19:** Faktisk- og prognoseverdi på påslag i Nibor. Differansen beregnes som «faktisk» - «prognose». 8. januar 2007 - 9. desember 2016. Basispunkter.



Kilde: Bloomberg, Norges Bank og Thomson Reuters

Som vi ser av figur 19 over, gjengis de predikerte verdiene av påslaget sammen med de observerte verdiene over hele analyseperioden. Figuren inneholder også den estimerte differansen mellom det faktiske risikopåslaget og de predikerte verdiene. Det vi kan legge merke til er at prognoseverdiene i det store og hele følger de faktiske observerte verdiene av Nibor-påslaget gjennom hele perioden. Dette ser vi også fra den beregnede differansen mellom de to seriene. Bortsett fra i perioden rundt finanskrisen, holder differansen seg konsekvent

<sup>43</sup> I pengepolitisk rapport 1|17 har Norges Bank utarbeidet prognoser til og med 10. mars.

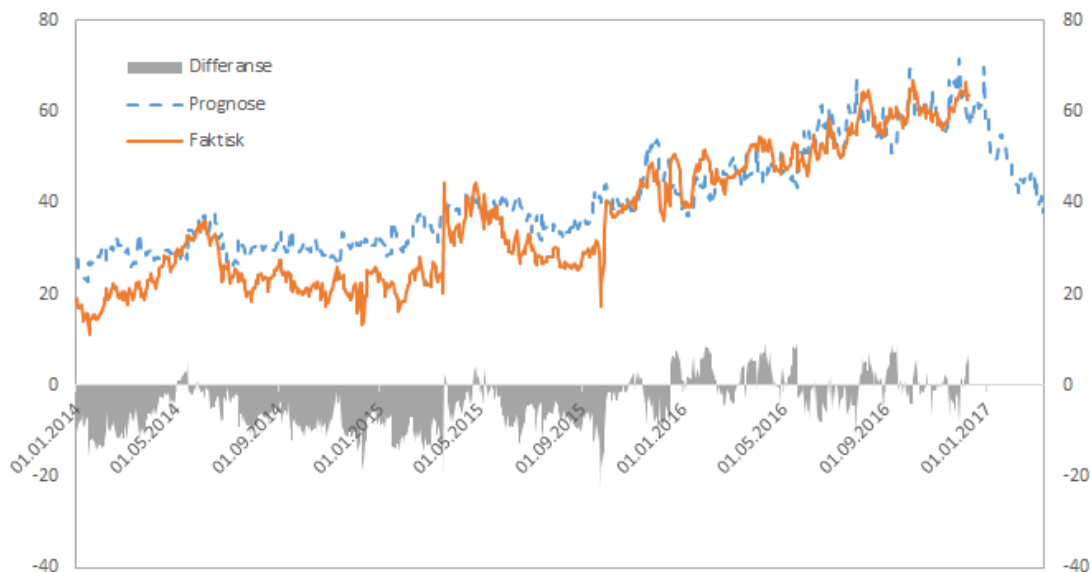
under 25 basispunkter. Dette må kunne sies å være en «good-fit». Den økte differansen mellom våre prognoser og det faktiske påslaget under finanskrisen er ikke overraskende. Under den turbulente perioden rundt finanskrisen var det mange forhold som trakk påslagene i begge retninger. De faktorene som normalt forklarer påslaget godt, er ikke tilstrekkelig til å forklare all variasjonen under finanskrisen. I perioden rundt finanskrisen forventer vi derfor at estimatene ikke er like gode som for resten av analyseperioden. Vi ser at det for visse perioder estimeres en differanse helt opp i nærmere 100 basispunkter. Mer spesifikt virker prognosene å overvurdere risikopåslaget under finanskrisens topp, mens de undervurderer risikopåslaget i slutten av finanskrisen. Vi konkluderer med at modellene på en tilfredsstillende måte forklarer variasjonen i påslaget for store deler av analyseperioden. Samtidig ser vi at de predikerte verdiene ikke er tilfredsstillende sammenlignet med det faktiske påslaget under perioden rundt finanskrisen.

### 6.1.2 Out-of-sample

I den andre prognosen ønsker vi å se på hvordan våre modeller predikerer risikopåslaget i Nibor utover perioden i datasettet vårt. Vi vil deretter sammenligne våre prognoser med påslaget beregnet av Norges Bank i pengepolitisk rapport 1|17 (Norges Bank, 2017), gjengitt i figur 17. Som vi også har nevnt tidligere, vil «out-of-sample» prognosene våre strekke seg fra 9. desember 2016 til 10. mars 2017. Selv om prognosene omtales som «out-of-sample», vil dette i teorien ikke holde helt. Observasjonene våre på risikopåslaget i tremåneders Nibor strekker seg til tidspunkt  $N$ . Vi benytter oss av verdier på de eksogene variablene definert over, som strekker seg forbi tidspunkt  $N$ , til å forklare utviklingen i Nibor-påslaget frem til 10.03.2017. Skulle prognosene virkelig vært «out-of-sample», ville vi ha brukt data frem til tidspunkt  $N$ , for å forklare utviklingen i påslaget forbi tidspunkt  $N$ . Vi nøyer oss dermed med å forklare utviklingen i risikopåslaget i tremåneders Nibor forbi tidspunkt  $N$ , gitt utviklingen i de eksogene variablene definert i 6.1.

I figuren nedenfor inkluderer vises faktiske- og prognoseverdier fra og med 2014, slik at den er direkte sammenlignbar med påslaget beregnet av Norges Bank i pengepolitisk rapport 1|17, gjengitt i figur 17.

**Figur 20:** Faktisk- og prognoseverdi på påslag i Nibor. Differansen beregnes som «faktisk» - «prognose». Prognoseverdier: 1. januar 2014 - 10. mars 2017. Faktiske verdier: 1. januar 2014 – 9. desember 2016. Basispunkter.



Kilde: Bloomberg, Norges Bank og Thomson Reuters

I figur 20 over, framstilles prognoseverdiene av risikopåslaget fra januar 2014 til mars 2017. De faktiske verdiene er i denne figuren vist til cut-off på datasettet, 9. desember 2016. Det faktiske påslaget fra 9. desember 2016 til mars 2017 vises i figur 17.

Som i figur 19, ser vi også her at de prognostiserte verdiene av risikopåslaget følger utviklingen i de observerte verdiene tett. Et moment vi kan legge merke til, er at prognosene konsekvent overvurderer risikopåslaget for perioden frem til januar 2016. Ser vi på prognosen for perioden etter cut-off for vårt datasett, estimeres det at risikopåslaget i Nibor skal bevege seg nedover mot 40 basispunkter 1. kvartal 2017. Sammenligner vi våre prognoser med det beregnede påslaget fra Norges Bank i figur 18, ser vi at modellene våre klarer å predikere en nedgang i påslaget. Vi ser imidlertid at våre prognoser viser en kraftigere nedgang i 1. kvartal 2017 enn det man faktisk observerte. I pengepolitisk rapport 1|17 indikerer Norges Bank at de forventer at risikopåslaget skal synke ned mot 40 basispunkter i løpet av 2017, for så å holde seg tilnærmet uendret frem mot 2020.

Sammenligningen mellom våre prognoser og den faktiske utviklingen i påslaget i 2017, kan tyde på at vår modell ikke fullt ut tok hensyn til alle relevante faktorer. Mer spesifikt kan det tyde på at det var effekter som trakk i retning av et høyere risikopåslag, som vi igjen ikke klarte å fange i vår modell. Differansen er imidlertid noe mindre enn det som estimeres for resten av analyseperioden.

---

## 7. Konklusjon og diskusjon

Vi har i denne masteroppgaven tatt for oss driverne av risikopåslaget i tremåneders Nibor. Det teoretiske rammeverket i den innledende delen av oppgaven danner et grunnlag for å forstå effektene som driver risikopåslaget. Vi forklarte hvorfor Nibor kan betegnes som en valutaswaprente, og at dette gir grobunn for diskusjonen om hvorvidt renten kan defineres som en sikret eller usikret rente. Videre gis det en intuitiv tolkning på hvorfor OIS-basisen kan betegnes som en relativ likviditetspremie i en valuta kontra en annen. Den innledende delen dannet grunnlaget for testene utført i den empiriske analysen.

I den første modellen tok vi sikte på å undersøke teorien om at påslaget i Nibor kan forklares av dollar-renten bankene legger til grunn i sin kvotering, samt OIS-basisen mellom dollar og norske kroner. Vi viste hvordan Kliem-renten har vært et godt mål på den implisitte dollar-renten i Nibor. Dette kommer som følge av oppbyggingen av Nibor som en valutaswaprente. Resultatene fra analysen viste at Kliem-påslaget og OIS-basisen forklarer mye av variasjonen i Nibor-påslaget. Grafiske fremstillinger av risikopåslagene i Nibor og Stibor viste at disse har utviklet seg i motsatt retning de siste årene. Der hvor påslaget i Stibor har en tydelig nedadgående kurve, viste påslaget i Nibor at det norske bankene priset inn stadig større risiko. For å se nærmere på dette, gjennomførte vi en regresjon på påslaget i Stibor. Sammenstilt med regresjonen på Nibor-påslaget så vi indikasjoner på at de norske risikopåslagene følger risikopåslagene i USD pengemarkedsrenter tettere. Høy motpartsrisiko under finanskrisen gjorde det vanskelig for aktørene i pengemarkedet å skaffe seg likviditet i USD. For å undersøke om norske Nibor-banker stod overfor den samme motpartsrisikoen som banker i det europeiske banksystemet, gjennomførte vi ytterligere en regresjon i modell 1. Vi inkluderte her CDS-prisene til norske banker, som er ment å reflektere norske bankers motpartsrisiko. Resultatene tyder på at norske Nibor-bankene justerer dollar-renten som ligger til grunn for kvoteringene i takt med motpartsrisikoen i det norske banksystemet. Nibor-bankene står dermed overfor et ekstra risikopåslag utover det de europeiske bankene står overfor.

For å videre forklare utviklingen i risikopåslaget i Nibor, undersøker vi om nivået på likviditeten i det norske banksystemet kan være en forklarende faktor. Her fant vi at påslaget påvirkes av nivået på strukturell likviditet i banksystemet. Strukturell likviditet har en negativ effekt på både påslaget i Nibor og OIS-basisen mellom dollar og kroner. Det vil si at mer strukturell likviditet reduserer påslaget i Nibor. Vi undersøkte også effekten av banksystemets totale likviditet. Resultatene tyder på at total likviditet ikke påvirker risikopåslaget i Nibor. En

sannsynlig årsak kan være at Norges Bank søker å holde mengden total likviditet relativt konstant. Det fører dermed til forutsigbarhet vedrørende nivået på den totale likviditeten i banksystemet. Fra analysen ser vi at mengden total likviditet i banksystemet hadde en signifikant effekt på risikopåslaget for perioden hvor vi inkluderer finanskrisen. Resultatet kan trolig tilegnes turbulens i finansmarkedene under finanskrisen. Sammenhengen mellom utviklingen i påslaget og den totale likviditeten under finansuroen kan potensielt ha en selvforsterkende effekt. Vi legger derfor ikke stor vekt på en inngående tolkning av dette resultatet.

Vi argumenterte også i tråd med Syrtstad (2012) for at tolkningen av Kliem-påslaget inneholder en alternativ tolkning når vi inkluderer variabelen i regresjoner med henholdsvis Nibor-påslaget og OIS-basisen mellom USD og NOK som avhengige variabler. Vi kan da kvantifisere i hvor stor grad en kredittpremie i Kliem-påslaget og en relativ likviditetspremie mellom USD og NOK slår inn i Nibor-påslaget. De estimerte verdiene på koeffisienten til Kliem-påslaget indikerer at innslag av en likviditetspremie i dollar i stor grad drev Nibor-påslaget under finanskrisen. Den tilhørende kredittpremien estimeres da til å være lavere. Når finanskrisen utelates ser vi at Nibor-bankene priset inn en større andel av kredittpremien i Kliem-påslaget. Resultatene tyder på at uroen i det norske banksystemet i utgangspunktet kan karakteriseres som en likviditetskrise. Under den påfølgende statsfinansielle krisen tyder imidlertid resultatene på at påslaget i større grad kunne forklares ved en økt kredittpremie i påslaget i den europeiske dollar-renten Kliem.

Som en respons til den finansielle uroen under finanskrisen og den påfølgende statsfinansielle krisen, gjennomførte sentralbankene i USA og Eurosonen tiltak for å øke aktiviteten i finansmarkedene. Kvantitative lettelsener, definert som økningen i balansestørrelsene til den amerikanske og europeiske sentralbanken, har hatt en effekt på OIS-basisen mellom euro og dollar. De kvantitative lettelsene til den europeiske sentralbanken tilfører mer likviditet i euro. Isolert sett vil dette skape en relativ knapphetspremie på dollar som vil øke OIS-basisen mellom euro og dollar. Tilsvarende har de kvantitative lettelsene hos den amerikanske sentralbanken hatt motsatt effekt. Som vi husker kan Kliem-renten dekomponeres som den europeiske interbankrente Euribor, samt OIS-basisen mellom euro og dollar. Analogt til OIS-basisen, ser vi effekten av de kvantitative lettelsene hos den amerikanske og europeiske sentralbanken i Kliem-påslaget. Resultatene tyder på at tiltakene fra ECB har slått sterkere inn i Kliem-påslaget enn tiltakene til FED. Dette trekker i retning av at de kvantitative lettelsene

har økt Kliem-påslaget. Vi ser dermed at de kvantitative lettelsene fra den europeiske sentralbanken har slått inn i Nibor-påslaget gjennom et høyere risikopåslag i Kliem-renten.

Perioden rundt finanskrisen har avdekket flere svakheter ved måten aktørene i finansmarkedene opptrer på. Dette kom særlig til syne da flere av de største investeringsbankene i USA gikk konkurs. Etter at man fikk innsyn i hvordan finansielle institusjoner konsekvent gjennomførte risikable handler, uten å ha tilstrekkelig dekning i likvide reserver, har responsen vært økte reguleringer av finansmarkedene. Amerikanske primefond stod overfor slike reguleringer høsten 2016. For å undersøke om de nye reguleringene av amerikanske pengemarkedsfond har påvirket risikopåslaget i Nibor, gjennomførte vi flere regresjonsanalyser. Analysene indikerte at forflytningen av midler fra primefond til statspapirfond har økt påslaget i Kliem-renten. Vi fant ikke en effekt av forflytningen i Nibor-påslaget utover det som prises inn i Kliem-påslaget. Fra de inkluderte dummy-variablene så vi tegn til et økt risikopåslag i både Nibor og Kliem i perioden rundt 270 dager før implementeringen av reformen. Vi søkte videre å forklare effekten på Nibor-påslaget gjennom den prisen på kortsiktig bankfinansiering i dollar. Her fant vi at et økt påslag i commercial paper renten har vært en av driverne av det økte risikopåslaget i tremåneders Nibor. Noen av resultatene viste tegn til å være spuriøse. Konkusjonene må derfor ses i sammenheng med dette.

Tidligere studier av risikopåslagene i korte pengemarkedsrenter, har indikert at det finnes en tydelig kvartals- og årsskifteeffekt i slike renter. For å forsøke å fange opp årsskifteeffekten i tremåneders risikopåslag i Nibor, gjennomførte vi en analyse hvor vi inkluderte en dummy-variabel for 4. kvartal hvert år i datasettet. De estimerte resultatene stemmer ikke med de vi forventet å finne. Vi har dermed ikke funnet indikasjoner på at det forekommer utpregede årsskifteeffekter i risikopåslaget i tremåneders Nibor-rente.

Til slutt har vi utarbeidet prognoser for hvordan risikopåslaget i Nibor utviklet seg etter vår analyseperiode. Sammenlignet med de faktiske observerte verdiene for hele analyseperioden, finner vi at våre modeller for det meste kunne forklare variasjonen i risikopåslaget i Nibor. Under finanskrisen kunne vi imidlertid observere relativt store avvik fra de faktiske verdiene. Dette kan trolig knyttes til de ekstraordinære forholdene som påvirket finansmarkeder verden over. Det vil derfor være problematisk å fange alle potensielle effekter ved hjelp av de inkluderte modellene. De estimerte «out-of-sample» prognosene forklarte med relativt liten feilmargin hvordan påslaget utviklet seg i 1.kvartal 2017. Sammenlignet med Norges Bank

sine egne beregninger ser vi at våre prognoser til en viss grad overvurderte fallet i påslaget i første del av 2017.

Denne masteroppgaven har undersøkt hvilke faktorer som driver risikopåslaget i tremåneders Nibor. Det vil imidlertid ikke si at vi har inkludert alle relevante forklaringsvariabler. En faktor oppgaven ikke har tatt hensyn til, er de nye kravene til likviditetsdekning i banksektoren som følge av Basel III. Det kan være et interessant utgangspunkt for videre forskning.

Det kan også være interessant å se nærmere på renten Nibor-bankene faktisk legger til grunn for sine kvoteringer. Innsikt i de skjønnsmessige vurderingene panel-bankene gjør rundt Nibor-kvoteringene, vil kunne gi en økt forståelse av utviklingen i risikopåslaget i tremåneders Nibor.

## Litteraturliste

- Aamodt, E., Fjære, J. S., Lerbak, M. N. & Tafjord, K. 2016. Penger, sentralbankreserver og Norges Banks likviditetsstyringssystem. *Norges Bank: Staff Memo*, (5), s 1-18.
- Aamodt, E. & Tafjord, K. 2013. Strukturell likviditet. Norges-bank.no: Norges Bank.
- Bank, E. C. 2017. *Targeted longer-term refinancing operations (TLTROs)* [Online]. European Central Bank: European Central Bank. Tilgjengelig fra: <https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/omo/tltro/html/index.en.html> [Lastet ned 05.03.2017 2017].
- Bankföreningen, S. 2016. Ramverk för Stibor. Tilgjengelig fra: <http://www.swedishbankers.se/fraagor-vi-arbetar-med/stibor/ramverk-foer-stibor/>.
- Benjamin, J. 2016. *Money-market funds scramble ahead of SEC's floating NAV rule* [Online]. Investmentnews.com. Tilgjengelig fra: <http://www.investmentnews.com/article/20160810/FREE/160819997/money-market-funds-scramble-ahead-of-secs-floating-nav-rule> [Lastet ned 02.03 2017].
- Bernhardsen, T. 2011. Renteanalysen. *Norges Bank: Staff Memo*, (4), s 1-25.
- Bernhardsen, T. 2012a. Sammenhengen mellom styringsrenten og pengemarkedsrentene: 2007-2012 *Norges Bank: Aktuell Kommentar*(2).
- Bernhardsen, T. 2012b. Sammenhengen mellom styringsrenten og pengemarkedsrentene: 2007-2012 *Norges Bank: Aktuell Kommentar*(2)Norges Bank: Aktuell Kommentar(2).
- Bernhardsen, T. & Kloster, A. 2012. Misforståtte sentralbankreserver. Norges-bank.no: Norges Bank,.
- Bernhardsen, T., Kloster, A., Smith, E. & Syrstad, O. 2009. The financial crisis in Norway: effects on financial markets and measures taken. *Financial Markets and Portfolio Management*, 23(4), s 361-381.

- 
- Bernhardsen, T., Kloster, A. & Syrstad, O. 2012. Risikopåslagene i Nibor og andre lands interbankrenter. *Norges Bank: Staff Memo*, (20), s 1-43.
- Blinder, A. 2010. Quantitative Easing: Entrance and Exit Strategies. *Review - Federal Reserve Bank of St. Louis*, 92(6), s 465-479.
- Borio, C. E. V., McCauley, R. N., McGuire, P. & Sushko, V. 2016. Covered interest parity lost: understanding the cross-currency basis.
- Campbell, J. Y. & Shiller, R. J. 1987. Cointegration and tests of present value models. *Journal of political economy*, 95(5), s 1062-1088.
- Chatfield, C. 2000. *Time-series forecasting*: CRC Press.
- European Central Bank. 2017. *Asset purchase programmes* [Online]. European Central Bank: European Central Bank. Tilgjengelig fra: <https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/omt/html/index.en.html> [Lastet ned 05.03.2017 2017].
- FED. 2017. *Commercial Paper Rates and Outstanding Summary* [Online]. [www.federalreserve.gov](http://www.federalreserve.gov): The Federal Reserve. Tilgjengelig fra: <https://www.federalreserve.gov/releases/cp/about.htm> [Lastet ned 15.06.2017 2017].
- Finans Norge. 2013. *Nowa - Norwegian Overnight Weighted Average* [Online]. Finans Norge. Tilgjengelig fra: <https://www.finansnorge.no/tema/nibor-nowa/nowa/> [Lastet ned 28.02 2017].
- Finans Norge. 2017. *Nibor* [Online]. Finansnorge.no. Tilgjengelig fra: <https://www.finansnorge.no/tema/nibor-nowa/nibor/> [Lastet ned 06.03 2017].
- Fjære, J. S. 2017. *Renteoppgang i Norge?* [Online]. DNB Markets. Tilgjengelig fra: <https://www.dnb.no/portalfront/nedlast/no/markets/analyser-rapporter/norske/valutamorgen/MR170124.pdf> [Lastet ned 30.01 2017].
- Grytten, O. H. & Hunnes, A. 2016. *Krakk og kriser i historisk perspektiv*, Oslo: Cappelen Damm Akademisk.

- 
- Gulbrandsen, K. & Bø, O. 2014. Tilbudet av referanserenter i Norge:. *Norges Banks brev av 26. mai 2014 til Finanstilsynet*. norges-bank-no: Norges Bank.
- Heideken, V. Q. v. & Sellin, P. 2014. The banking system's liquidity surplus and interest rate formation. Tilgjengelig fra:  
[http://www.riksbank.se/Documents/Rapporter/POV/2014/2014\\_3/rap\\_pov\\_artikel\\_3\\_141121\\_eng.pdf](http://www.riksbank.se/Documents/Rapporter/POV/2014/2014_3/rap_pov_artikel_3_141121_eng.pdf).
- Hellum, E. & Kårvik, G.-A. 2012. Hvordan kan vi anslå fremtidige påslag i Nibor? .  
*Norges Bank: Aktuell Kommentar(5)*Norges Bank: Aktuell Kommentar(5).
- Jacobsen, D. H. 2012. Pengepolitikken bankutlånskanal. *Norges Bank: Staff Memo*, (19), s 1-18.
- Joyce, M., Tong, M. & Woods, R. 2011. The United Kingdom's quantitative easing policy: design, operation and impact. *Bank of England. Quarterly Bulletin*, 51(3), s 200-212.
- Klovland, J. T. 2016. F3- forelesning 29.08.2016. Pengemarkeder og Bankvesen (FIE420).
- Lerbak, A. M. N. 2013. Om pengemengden. *Norges Bank: Staff Memo*, (14), s 1-27.
- Lund, K., Tafjord, K. & Øwre-Johansen, M. 2016. Hva driver Nibor-påslaget? , *Norges Bank: Aktuell Kommentar(10)*.
- Martin, V., Hurn, S. & Harris, D. 2013. Econometric modelling with time series. *Cambridge Books*.
- Mishkin, F. S., Matthews, K. & Giuliodori, M. 2013. *The economics of money, banking & financial markets*, European Edition: Pearson.
- Mørck, H. S. 2015. Hva påvirker risikopåslaget i tremåneders Nibor?
- Norges Bank 2004. Norske finansmarkeder–pengepolitikk og finansiell stabilitet. *Norges Banks skriftserie*, Nr. 34(Kapittel 4. Penge- og kapitalmarkedene), s 40-65.
- Norges Bank. 2006. *Ord og uttrykk* [Online]. Norges Bank,. Tilgjengelig fra:  
<http://www.norges-bank.no/Ord-og-uttrykk/> [Lastet ned 08.04 2017].

---

Norges Bank 2016a. Norges Banks pengemarkedsundersøkelse i april 2016. *Norges Banks Pengemarkedsundersøkelse*.

Norges Bank 2016b. Pengepolitisk rapport med vurdering av finansiell stabilitet 4|2016. *Pengepolitisk rapport med vurdering av finansiell stabilitet 4|2016*.

Norges Bank 2017. Pengepolitisk rapport med vurdering av finansiell stabilitet 1|2017. *Pengepolitisk rapport med vurdering av finansiell stabilitet 1|2017*.

Norris, F. 2011. A Central Bank doing what it should.(Business/Financial Desk)(HIGH & LOW FINANCE).

Rennison, J. 2016. *US money market fund reform: an explainer* [Online]. w[www.ft.com](http://www.ft.com): Financial Times. Tilgjengelig fra: <https://www.ft.com/content/93679bf0-0be4-11e6-9456-444ab5211a2f> [Lastet ned 28.01 2017].

Stewart, H. 2012. ECB hands €529bn in emergency loans to European banks. Tilgjengelig fra: <https://www.theguardian.com/business/2012/feb/29/ecb-emergency-loans-european-banks> [Lastet ned 03.03.2017].

STOXX Limited. 2017. *Euro Stoxx 50* [Online]. <https://www.stoxx.com/index-details?symbol=SX5E>; STOXX Limited. Tilgjengelig fra: <https://www.stoxx.com/index-details?symbol=SX5E>.

Sveriges Riksbank. 2011. *Riksbank rates* [Online]. Sveriges Riksbank,. Tilgjengelig fra: <http://www.riksbank.se/en/Interest-and-exchange-rates/Explanation-of-the-series/Riksbank-interest-rates/> [Lastet ned 23.02 2017].

Sveriges Riksbank. 2015. *Market operations* [Online]. Sveriges Riksbank,. Tilgjengelig fra: <http://www.riksbank.se/en/Monetary-policy/Market-operations/> [Lastet ned 23.02 2017].

Syrstad, O. 2011. Systemer for likviditetsstyring: Oppbygging og egenskaper,

Syrstad, O. 2012. The daily liquidity effect in a floor system—Empirical evidence from the Norwegian market.

Tafjord, K. 2015. En dekomponering av Nibor. Norges Bank: Aktuell Kommentar(3).

Trefis Team. 2015. Quantitative Easing In Focus: The U.S. Experience. Tilgjengelig fra:  
<https://www.forbes.com/sites/greatspeculations/2015/11/16/quantitative-easing-in-focus-the-u-s-experience/#78ab45fc528d>.

Valseth, S. 2003. Renteforventninger og betydningen av løpetidspremier. *Penger og Kreditt*, 1(2003).

Wooldridge, J. M. 2014. *Introduction to econometrics*, Europe, Middle East and Africa ed., Andover: Cengage Learning.

## 8. Appendiks

### 8.1 Deskriptiv statistikk

| Variabel                    | Måleenhet         | Gjennomsnitt | Standardavvik |
|-----------------------------|-------------------|--------------|---------------|
| Påslaget i Nibor-<br>renten | Basispunkter      | 54.60        | 31.74         |
| Påslaget i Kliem-<br>renten | Basispunkter      | 64.49        | 58.94         |
| OIS-basis<br>(USDNOK)       | Basispunkter      | -7.04        | 31.51         |
| OIS-basis<br>(EURUSD)       | Basispunkter      | 31.58        | 32.00         |
| VSTOXX-indeksen             | Indeks            | 25.29        | 9.02          |
| CDS-priser                  | Basispunkter      | 86.05        | 47.83         |
| Total likviditet            | Milliarder kroner | 40.57        | 18.55         |
| Strukturell likviditet      | Milliarder kroner | 14.69        | 42.02         |
| ECB Total Assets            | Milliarder euro   | 2177.37      | 595.88        |
| FED Total Assets            | Milliarder dollar | 2878.28      | 1256.76       |
| Prime Fund Total<br>Assets  | Milliarder dollar | 1555.03      | 300.41        |

---

## 8.2 Datagrunnlag

Perioden som brukes i den empiriske analysen er fra og med 08.01.2007 til og med 09.12.2016.

Finanskrisen defineres i denne oppgaven som perioden august 2007 til juli 2009. Dette er en bred definisjon av perioden til krisen, som gjør at vi kan utelukke og fange opp forstyrrende effekter.

Variablene inkludert i datasettet vårt er hentet fra ulike databaser. Siden de ulike databasene opererer med forskjellige «business calendars», mangler vi for enkelte dager observasjoner for noen av variablene. For å unngå å redusere antall observasjoner i analysene, har vi valgt å forutsette verdier der disse mangler. Vi har valgt å ta utgangspunkt i at beste estimat på en manglende verdi, er siste publiserte observasjon. Vi forlenger dermed seriene med siste observerte verdi til ny informasjon tilfaller markedet.

### 8.2.1 Thomson Reuters Datastream

Alle interbankrentene og OIS-rentene vi skal benytte oss av i vår analyse er hentet fra Thomson Reuters Datastream. Det eneste unntaket er OIS-renten for Norge, som vi fikk tilgang på gjennom Norges Banks interne beregninger. Samtlige spot- og terminvalutakurser er også hentet fra Thomson Reuters Datastream. All data er daglige observasjoner, bortsett fra OIS-renten for Norge, som er et fem-dagers glidende gjennomsnitt.

Balanseverdiene til den europeiske sentralbank (ECB) og Federal Reserve (FED), samt totale eiendeler for amerikanske «Prime Funds» er hentet fra Thomson Reuters Datastream. Dataene er på ukentlig frekvens. AA Financial Commercial Paper rente er også hentet fra Thomson Reuters Datastream. I tråd med det vi tidligere forutsatte, forlenges seriene med siste rapporterte verdi, helt til nye data fremkommer. Dette gjør at vi sitter igjen med «daglige» data, i den hensikt å bruke dem i den empiriske analysen.

### 8.2.2 Bloomberg

Data på den europeiske volatilitetsindeksen Vstoxx er hentet fra Bloomberg sitt informasjonssystem. Det samme gjelder CDS-prisene for Nibor-bankene, den europeiske dollar-renten Kliem og amerikanske Prime- og Government fond. Vi inkluderer også «S&P/ISDA CDS European Banks Select 15»-indeksen for å vise den relative utviklingen mellom motpartsrisikoen i den norske og det europeiske banksystemet.