

Stian Hoelgaard

Økonomiske prognosers treffsikkerhet

**En empirisk analyse av treffsikkerheten til ulike
aktørers prognoser for renter, valutakurser og oljepris
i perioden 2006-2017**

**Masteroppgave i økonomi og administrasjon
Handelshøyskolen ved OsloMet - storbyuniversitetet
2018**

Sammendrag

I denne oppgaven har jeg analysert ni aktørers prognoser for tre ulike renter, tre valutakryss og oljepris, i perioden 2006-2017. Jeg har sammenlignet prognosenes treffsikkerhet med den naive random walk-modellen (RW) og markedsforsventningene, uttrykt ved terminkontrakter og FRA-renter.

Resultatene viser at aktørene totalt sett er mindre treffsikre enn RW, både for renteprognosene og valutaprognosene, målt ved prognosefeil. RW er best i hhv. 63% og 78% av prognosehorisontene for renter og valuta. Aktørenes oljeprogner viser seg å være mer treffsikre enn RW, men de klarer ikke ved noen kriterier å predikere oljeprisen bedre enn terminprisen.

Aktørene viser god treffsikkerhet ved prognoser gitt for styringsrenten opp til og med 12 måneders horisont, og for valutakrysset USD/NOK. For 10-års renter blir prognosene slått av RW ved alle kriterier og ved alle horisonter.

Ingen av bankene er mer treffsikre enn RW totalt i perioden når resultatene fra rente-, valuta- og oljeprogner legges sammen. Av bankene er det Nordea som viser seg å gi de mest treffsikre prognosene totalt i perioden.

Resultatene mine bekrefter hvor vanskelig det er å predikere økonomiske størrelser, noe flere studier også har vist tidligere. Prognosenes treffsikkerhet er ikke bedre enn det vi hadde fått ved å ta utgangspunkt i markedsforsventningene eller en naiv random walk-modell.

Abstract

In this study I have analyzed forecasts from nine candidates for three different interest rates, three currency pairs and the oil price, in the period 2006-2017. I have compared these forecasts against the naive random walk-model (RW) and against market expectations in terms of futures contracts and Forward Rate Agreements (FRA).

The results show that the candidates' forecasts are less accurate than RW, both for interest rate and exchange rate, measured in terms of forecast errors. RW proves to be the best forecast model in respectively 63% and 78% of the forecasts horizons for interest- and exchange rates. The candidates' oil price forecasts is more accurate than RW, but they do not predict the oil price better than the future contracts by any criteria.

The candidates are accurate in their predictions for both key policy rate up to 12 months horizon, and for the currency pair USD/NOK. However, the 10-year interest rate forecasts is less accurate than the RW-model by all criteria and horizons.

When results from interest rate, exchange rate and oil price forecasts for the entire period are merged, none of the bank's forecasts are more accurate than RW. Nordea is the bank that gives the best forecasts within the period.

My results confirm how difficult it is to predict economic variables, which has been shown in several earlier studies. The forecasts were no more accurate than using market expectations or the naïve random walk model.

Forord

Denne masteroppgaven markerer avslutningen på min mastergrad i økonomi og administrasjon ved OsloMet - storbyuniversitetet. Arbeidet med oppgaven tatt lang tid og vært utfordrende. Jeg har også erfart hvor tidkrevende det er å samle inn og behandle store mengder data. Samtidig har det vært en utrolig givende periode, hvor jeg har lært mye.

Motivasjonen til å skrive en oppgave om prognoser utviklet seg da jeg fikk øynene opp for hvor mye meninger som finnes om fremtidig pris og nivå til ulike økonomiske variabler. Renter, valutakurser og oljepris var lett å relatere seg til, samtidig som de ofte blir diskutert i media.

En stor takk til min kone Edith for å ha støttet meg, og laget mye god mat jeg har kunnet komme hjem til etter seine kvelder på skolen. Jeg ønsker også å takke min veileder Helge Nordahl for veiledning og gode innspill gjennom hele prosessen, på tross av bytte av jobb underveis.

Oslo, 28. mai 2018

Stian Hoelgaard

Innholdsfortegnelse

1	Innledning.....	1
2	Teori og empiriske resultater	4
2.1	<i>Rentemarkedet.....</i>	<i>4</i>
2.1.1	Styringsrenten	4
2.1.2	Nibor	7
2.1.3	Lange renter	8
2.1.4	Rentens terminstruktur og terminrenter	10
2.1.5	Empiriske resultater: Renteprognooser.....	12
2.2	<i>Valutamarkedet</i>	<i>14</i>
2.2.1	Dekket renteparitet	14
2.2.2	Udekket renteparitet	16
2.2.3	Kjøpekraftsparitet.....	19
2.2.4	Empiriske resultater: Valutaprognooser	20
2.3	<i>Oljemarkedet.....</i>	<i>23</i>
2.3.1	Oljeprisdannelse	24
2.3.2	Reel og nominell oljepris	25
2.3.3	Hvordan oljepris predikeres	25
2.3.4	Empiriske resultater: Oljeprisprognooser	27
2.4	<i>Benchmarks.....</i>	<i>30</i>
2.4.1	Terminkontrakter	30
2.4.2	FRA-renter	31
2.4.3	Random walk	32
3	Metode.....	34
3.1	<i>Datainnsamling.....</i>	<i>34</i>
3.2	<i>Variabler og tidshorisonter</i>	<i>36</i>
3.3	<i>Målekriterier</i>	<i>38</i>
3.3.1	Mean Absolute Error (MAE)	38
3.3.2	Mean Squared Error (MSE).....	39
3.3.3	Mean Error (ME).....	40
3.3.4	Direction of Change (DoC)	40
3.3.5	Suksessrate (SR).....	41
3.3.6	Test av signifikante avvik for MAE og MSE: Diebold-Mariano testen.....	41

3.3.7	Test av signifikante avvik for DoC og SR	44
4	Analyse	46
4.1	<i>Analyse av renteprognoser.....</i>	<i>48</i>
4.1.1	MAE og MSE	48
4.1.2	DoC og SR.....	51
4.1.3	ME.....	55
4.1.4	Analyse av Nibor mot FRA-renter	56
4.1.5	Oppsummering renteprognoser	57
4.2	<i>Analyse av valutaprognoser.....</i>	<i>58</i>
4.2.1	MAE og MSE	59
4.2.2	DoC og SR.....	61
4.2.3	ME.....	64
4.2.4	Oppsummering valutaprognoser.....	66
4.3	<i>Analyse av oljeprisprognoser</i>	<i>67</i>
4.3.1	MAE og MSE	68
4.3.2	DoC og SR.....	70
4.3.3	ME.....	73
4.3.4	Oppsummering oljeprisprognoser	74
4.4	<i>Sammenligning av aktørenes prognoser.....</i>	<i>74</i>
4.4.1	Sammenligning av aktørenes renteprognoser	74
4.4.2	Sammenligning av aktørenes valutaprognoser	80
4.4.3	Sammenligning av aktørenes oljeprognoiser	84
4.5	<i>Oppsummering og sammenligning med tidligere forskning</i>	<i>87</i>
4.5.1	Oppsummering av samlet analyse av aktørene.....	87
4.5.2	Oppsummering av sammenligningen av aktørenes prognoser	91
5	Videre forskning og kritikk	93
6	Konklusjon.....	95
7	Referanser	97
8	Vedlegg	
8.1	<i>Figurliste</i>	
8.2	<i>Tabelliste</i>	

1 Innledning

Vi er inne i en periode med renter som er lave og som har vært fallende i lengre tid. Flere banker melder om en stor økning i antall kunder som velger fastrentelån. Valget mellom fast eller flytende rente på lån kan være av stor betydning for bedrifter og privatpersoners økonomi i lang tid fremover. Analytikeres prognoser på fremtidig renteutvikling er derfor av stor interesse og vi kan jevnlig lese om dette i media.

Analytikere gir også prognoser for valutakurser. Det fikk sykkel-VM arrangør «Bergen 2017 AS» erfare, da de i forkant av VM i Bergen 2017 valgte å ikke sikre seg mot valutarisiko. Dette var en vurdering blant annet basert på råd fra et norsk meglerhus om at den norske krona skulle styrke seg mot euroen. Utviklingen gikk derimot motsatt vei, og valutasmellen viste seg å bli på flere millioner kroner (E24, 2018).

Oljeprisens betydning for norsk økonomi har vi sett flere ganger. Dette kom tydelig frem under det siste store oljeprisfallet som startet sommeren 2014. Svak vekst i norsk økonomi og økende arbeidsledighet var noen av konsekvensene.

Renter, valutakurser og oljepris er noe de fleste har et forhold til, og som mange har en mening om. Banker og institusjoner publiserer derfor prognoser for disse variablene med jevne mellomrom. Treffsikkerheten til disse prognosene blir derimot sjelden skrevet noe om. Unntaket er nok om noen har tapt mye penger på å følge ekspertenes råd, som for eksempel ved å binde renten i 2014, eller som i tilfellet over, med sykkel-VM i Bergen. Kanskje havner økonomer som gir prognoser, på samme måte som norske skismørere, kun i fokus når det har gått dårlig?

Empiriske resultater innen økonomisk litteratur belyser i midlertidig utfordringene med å predikere økonomiske variabler. Meese og Rogoff (1983) konkluderte med at ingen av valutakursmodellene de så på gav bedre prognoser for fremtidig valutakurs enn en naiv random walk modell, som går ut fra at fremtidig kurs blir den samme som i dag. Flere studier har siden den gang tatt for seg både rente-, valuta- og oljeprogner, både fra ulike økonomiske modeller og profesjonelle analytikere. Resultatene er blandede, men det er ingen som enda har klart å motbevise Meese og

Rogoff. Prognosene blir gjerne sammenlignet med markedsforventninger og en random walk modell, som ofte viser seg å være vanskelige å slå.

Det meste av den tidligere forskningen på området er internasjonale studier, og er ofte gjort for en variabel av gangen. Jeg vil i denne oppgaven ta for meg prognoser for renter, valutakurser og oljepris. Prognosene er gitt av fem skandinaviske banker og fire institusjoner. De er gitt for en tolv års periode, fra 2006 til og med 2017. Bankene i utvalget er DNB, Handelsbanken, Nordea, Danske Bank og SEB. Institusjonene jeg tar for meg er Norges Bank, Statistisk sentralbyrå, Finansdepartementet og IMF. De syv variablene jeg evaluerer prognoser for er:

- Styringsrenten
- Norsk tre måneders pengemarkedsrente, heretter kalt Nibor
- 10-års statsobligasjonsrente og 10-års swaprente, heretter kalt 10-års renter
- EUR/NOK, USD/NOK og GBP/NOK
- Oljepris

Dette er omsettelige finansielle variabler som en kan kapitalisere seg på, hvis en klarer å forutsi utviklingen bedre enn det markedet til enhver tid priser inn. Jeg ønsker å finne ut om aktørenes prognoser har noen verdi. Om så er, i hvilken grad og for hvilke variabler?

Om de har verdi finner jeg ikke ved å se på treffsikkerheten isolert sett, men hvor god treffsikkerhet prognosene har sammenlignet med det en kan forvente av tilfeldig gjetning (RW) og forventningene i markedet (FRA-renter og terminpriser). For at prognosene skal ha verdi, må de være mer treffsikre enn ved bruk av de nevnte benchmarkmodellene. Hvis prognosene i løpet av min tolv års periode ikke viser seg å være bedre enn eksempelvis RW-modellen, er det vanskelig å se at de har noen verdi i form av det å kunne si noe om fremtiden.

Om analytikernes prognoser viser seg å ikke være treffsikre kan det skyldes mye, for eksempel mangel på «skin in the game». Et blogginnlegg av Peter Warren tar opp dette ved en illustrasjon av en kronesvekkelse som visstnok kom overraskende på valutaanalytikerne (Warren, 2014). Han viser et chart (figur 1) som illustrerer

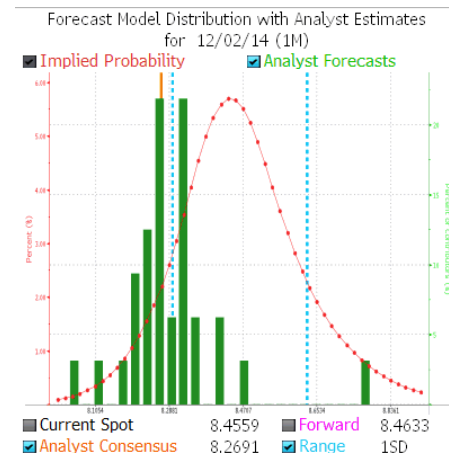
forskjellen mellom analytikernes prognoser (grønne stolper) og hva de reelle risikotakerne forventer (rød stiple linje), vist gjennom priser på opsjoner. Vi ser den store forskjellen mellom markedsaktørens forventninger og hva analytikernes prognoser ligger på. Kanskje ville makroøkonomiske prognoser blitt mer treffsikre om analytikerne faktisk hadde noe på spill?

Jeg vil dele prognosene inn i ulike horisonter, og analysere disse hovedsakelig på to forskjellige måter. Først vil jeg se på prognosenes samlede

treffsikkerhet. Her er alle prognosene sett under ett. Dette er dermed en indikasjon på hvor gode prognosene er på generelt grunnlag.

Jeg vil deretter sammenligne bankene mot hverandre og en RW-modell. Da ønsker jeg å finne ut om det er forskjeller i treffsikkerheten mellom bankene, og hvilken aktør som gir de beste prognosene innenfor hver variabel og totalt sett for hele perioden.

Oppgaven er strukturert på følgende vis: I kapittel 2 tar jeg for meg teoretisk bakgrunn for de ulike variablene jeg evaluerer prognoser for, samt tidligere forskning. Videre viser jeg i kapittel 3 hvilken fremgangsmåte og hvilke metoder jeg har brukt. Kapittel 4 er analysedelen hvor resultatene blir presentert. Til slutt tar jeg for meg mulige svakheter med oppgaven, og forslag til videre studier i kapittel 5. Oppgaven avsluttes med en konklusjon i kapittel 6.



Figur 1: Prognosefordeling EUR/NOK (Warren, 2014)

2 Teori og empiriske resultater

I teoridelen vil jeg presentere og forklare de variablene jeg evaluerer prognoser for. I første delkapittel tar jeg for meg renter. Her vil jeg forklare styringsrenten, Nibor og 10-års renter, samt vise hvordan disse rentene blir bestemt og hvilken påvirkning de har i økonomien. Det vil også bli gitt en kort utredning av renters terminstruktur og terminrenter.

I andre delkapittel tar jeg for meg valutamarkedet, og hvordan valutakurser ifølge økonomisk teori beveger seg. Jeg presenterer renteparitetene og derav også terminkursen for valuta. Kjøpekraftsparitet vil også bli kort forklart.

Tredje delkapittel tar for seg oljemarkedet og oljepris. Jeg gir en kort oversikt over oljemarkedet, samt faktorer som i stor grad påvirker oljeprisen. I hovedsak vil jeg ta for meg hvordan oljeprisen kan predikeres og presentere de mest sentrale økonomiske modellene som brukes ved prediksjon av oljeprisen.

Hvert av de tre delkapitlene vil avsluttes med empiriske resultater. Her vil jeg se på empiri knyttet til både modeller og terminpriser, samt treffsikkerheten til offentlige og private aktørers prognoser.

Teoridelen presenterer også random walk-teorien (RW), FRA-renter og terminpriser. Disse vil bli brukt som benchmark mot prognosene til bankene og institusjonene.

2.1 Rentemarkedet

Renter spiller en stor rolle både i makroøkonomien og privatøkonomisk. Det finnes svært mange ulike typer renter som er notert i de forskjellige valutaene. I denne oppgaven har jeg sett på prognoser for styringsrenten i Norge, tremåneders Nibor, og 10-års statsobligasjons- og swaprente. Jeg vil gi en kort oversikt over teorien bak disse rentene, samt terminrenter og renters terminstruktur som uttrykker markedets renteforventninger fremover.

2.1.1 Styringsrenten

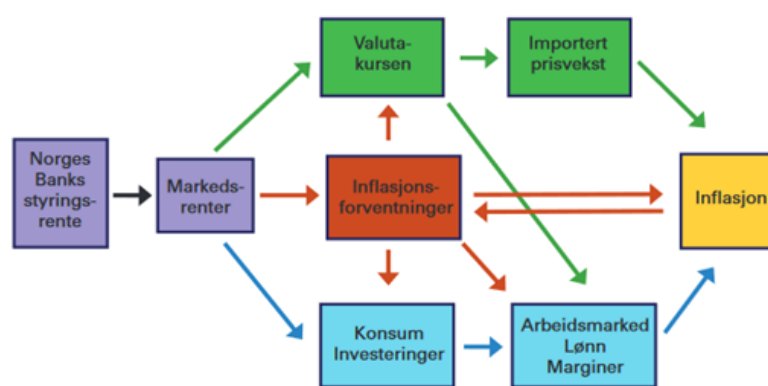
Styringsrenten er den mest toneangivende renten vi har. Alle banker som er etablert i Norge kan ha en konto i Norges Bank, kalt foliokonto. Innskuddene her gir en rente vi kjenner som styringsrenten. Styringsrenten vil påvirke bankenes innskudds- og

utlånsrenter, og dermed også folk flest sin økonomi. Styringsrenten danner normalt et gulv for de kortsiktige pengemarkedsrentene. Dette er fordi ingen banker vil låne ut penger til en lavere rente enn den de får for sine innskudd i sentralbanken (Bernhardsen, 2011).

Det er Norges Bank som utøver pengepolitikken i Norge på vegne av regjeringen. En stor del av pengepolitikken går ut på å regulere pengemengden, og dermed styre landets økonomi gjennom renter og likviditet. Det beste virkemiddelet de har for å gjøre nettopp dette er gjennom sin regulering av styringsrenten. Fastsettelsen av denne renten får derfor stor oppmerksomhet.

Styringsrenten blir offentliggjort normalt hver sjette uke under Norges Banks rentemøter. Pengepolitikken i Norge omtales som fleksibel inflasjonsstyring. Det vil si at sentralbanken legger vekt på både en stabil utvikling i sysselsettingen og en inflasjon som skal ligge på 2%¹ over tid.

I figuren under ser vi hvordan en endring i Norges Banks styringsrente kan virke gjennom flere kanaler. Etterspørselskanalen (blå) påvirkes gjennom at forbruket og investeringene i husholdninger, kommuner og bedrifter økes hvis styringsrenten senkes. Etterspørselen øker og det kan føre til større produksjon og sysselsetting. Lønnsnivået kan også øke, og sammen med økte marginer i bedriftene vil dette gi sterkere prisvekst.

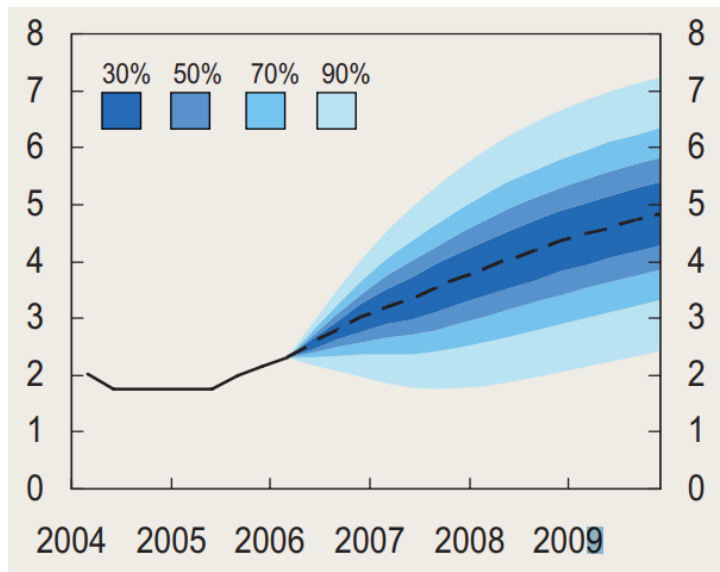


Figur 4: Mulige virkninger av en renteendring (Norges Bank, 2004)

¹ Gjeldende fra 02.03.2018. Tidligere inflasjonsmål var 2,5% (Norges Bank, 2018).

Gjennom valutakurskanalen (grønn) ser vi at effekten av en renteendring kan forsterkes ved at kronekursen også påvirkes. Settes styringsrenten ned, sier teorien at det blir mer attraktivt å låne penger, og mindre attraktivt å plassere penger i norske kroner. Dette vil normalt sett føre til en svakere kronekurs. Importprisene går opp og eksporten øker, noe som kan bidra til økt inflasjon.

Hva markedsaktørene forventer (rød) spiller en stor rolle i pris- og lønnssetting. Det er også sentralt med tanke på prognoser, som på mange måter er et uttrykk for aktørenes forventninger. Norges Bank ønsker å være forutsigbare og bidra til trygghet for folk som tar økonomiske beslutninger. Alle som låner penger må kunne ha tiltro til at renten ikke plutselig skyter i været. Sentralbanksjef Øystein Olsen sier at åpenhet og troverdighet er viktig. Norges Bank prøver derfor å påvirke forventningene til inflasjonen fremover. Dess bedre forventningene er forankret, dess bedre blir virkemidlene sentralbanken bruker. Er det tillit til pengepolitikken, vil forventet prisvekst være lik eller nær inflasjonsmålet. Norges Bank offentliggjør derfor modellene de bruker for å analysere den økonomiske utviklingen, i tillegg til renteprognosene (Norges Bank, 2015). Ett eksempel er illustrert i figur 5, hvor vi ser Norges Bank sin styringsrentebane fra 2006, noe som også er starttidspunktet for prognosene i denne oppgaven. Norges Bank hadde i mars 2006 en rentebane som tilsa en styringsrente på ca. 5% ved inngangen til 2010.



Figur 5: Norges Banks rentebane med usikkerhetsvifte (Norges Bank, 2006).

2.1.2 Nibor

Nibor (Norwegian Interbank Offered Rate) er den norske referanserenten i pengemarkedet, og er tenkt å reflektere prisen på usikrede lån mellom banker med en viss løpetid (Bernhardsen, 2011). En styringsgruppe nominerer banker til å være med i et panel som publiserer disse rentene. Nibor beregnes da som gjennomsnittet av de rentene panelbankene har publisert, etter å ha utelatt lave og høye renter (Finans Norge, 2017). Rentene i interbankmarkedet spiller en viktig rolle som referanse for en rekke andre finansielle priser.

Nibor bestemmes i hovedsak av forventningene til styringsrenten samt et risikopåslag. For tremåneders Nibor er det gjennomsnittlig nivå på styringsrenten de neste tre månedene som er relevant. Risikopåslaget vil variere over tid, både som følge av endret kredittrisiko blant banker og som følge av at bankene kan være mer eller mindre villige til å gi fra seg likviditet i noen perioder.

Nibor skiller seg litt fra interbankrenter i andre land, hvor det gjennomføres daglige spørreundersøkelser. Praksisen i Norge har vært å ta utgangspunkt i utenlandske renter når Nibor skal beregnes. Det vil si at Nibor har vært en valutaswaprente avledet fra renten på tilsvarende lån i amerikanske dollar, pluss den rentedifferansen mellom kroner og dollar som kommer til uttrykk i terminmarkedet for valuta (Bernhardsen, Kloster, & Syrstad, 2012). Tremåneders Nibor kan uttrykkes med følgende funksjon:

$$i_{n,3} = i_{n,\$} + (f - e) \quad (1)$$

hvor $i_{n,3}$ er tremåneders Nibor, $i_{n,\$}$ er den tremåneders dollarrenten Nibor-bankene legger til grunn for Nibor kvoteringen, f er terminvalutakursen og e er spotkursen, begge på logaritmisk form.

Nibor beregnes og publiseres av Oslo Børs. På grunn av at tremåneders Nibor er mye brukt som referanserente i det profesjonelle markedet er dette en variabel de fleste skandinaviske banker og institusjoner gir prognoser for.

2.1.3 Lange renter

Lange renter vil si renter med løpetid over 12 måneder. Her vil jeg gi en beskrivelse av de lange rentene jeg har prognoser for, som er 10-års statsobligasjonsrente og 10-års swaprente.

2.1.3.1 10-års statsobligasjonsrente

Kjøperen av en obligasjon låner ut penger til utsteder mot en kupongrente i obligasjonens løpetid. 10-års statsobligasjoner har en fast rente som gir en rentebetaling av det nominelle beløpet, på en bestemt dato, en eller to ganger i året. Ved forfall blir pålydende verdi tilbakebetalt til kjøperen av obligasjonen. 10-års statsobligasjonsrente er altså renten som gis ved å låne staten penger i 10 år. Staten kan trykke penger og skrive ut skatter, så statsobligasjoner har derfor svært lav risiko.

Renten på en 10-års statsobligasjon er dermed den årlige effektive avkastningen man oppnår på en statsobligasjon der løpetiden er 10 år. Den effektive avkastningen bestemmes av renten og forskjellen mellom markedsverdi for obligasjonen og pålydende. Markedsverdien vil altså endres, slik at den effektive avkastningen hele tiden er lik den en ville fått ved eksisterende rentenivå på en investering med samme risiko og løpetid som gjenstår i obligasjonen (Norges Bank, 2004). Utviklingen i rentenivået er dermed inverst knyttet til prisen på obligasjonen, og vi har følgende sammenheng

$$P_0 = \sum_{t=1}^n \left[\frac{C}{(1+r)^t} \right] + \frac{100}{(1+r)^n} \quad (2)$$

hvor P_0 er pris, r er diskonteringsrente, årlig kupong er lik C , pålydende verdi er 100 og løpetiden er n år. Vi ser i uttrykk (2) at prisen, P_0 , øker når renten synker.

2.1.3.2 10-års swaprente

En swap er en avtale om å bytte kontantstrømmer på et gitt tidspunkt i fremtiden. En renteswap går dermed ut på å bytte rentebetalinger, eksempelvis ved å bytte renteforpliktelser for et lån fra flytende til fast rente.

I denne oppgaven tar jeg for meg prognoser for swaprenter med 10-års løpetid. Utviklingen i 10-års swaprente korrelerer i stor grad med 10-års statsobligasjonsrente, og vil derfor vanligvis ha de samme bevegelsene. Hva en swaprente innebærer kan illustreres med et eksempel av Bernhardsen (2011):

- Aktørene A og B, avtaler et nominelt beløp, eksempelvis 100, og en periode, for eksempel 5 år.
- A skal betale en på forhånd bestemt rente, $i_{swap5\text{år}}$, til B. Om 5 år skal da A betale $(1 + i_{swap5\text{år}})^5$ til B.
- B skal betale flytende (løpende) kort rente til A i perioden swapavtalen gjelder for. Dette er renten som noteres i markedet. Hvis den løpende renten i avtalen er ettårsrenten, skal B om 5 år betale til A: $(1+i_0) (1+i_1) (1+i_2) (1+i_3) (1+i_4)$, der i_0 er dagens ettårsrente, i_1 , er ettårsrenten om ett år osv. Ettårsrentene fremover (i_1, i_2, i_3, i_4) er ukjente, slik at det beløpet B skal betale til A om fem år er ukjent i dag. Ved slutten av perioden er alle ettårsrentene kjente, og en kan regne ut det beløpet B skal betale til A.
- Ved forfall er det kun differansen som gjøres opp. Risikoen ved en slik avtale er altså at partene ikke kan gjøre opp for seg.

Den faste renten i avtalen, swaprenten $i_{swap5\text{år}}$, er en indikasjon på markedets forventninger til renten fremover. For at begge avtalene skal ha samme forventede avkastning når avtalen inngås har vi dermed følgende uttrykk:

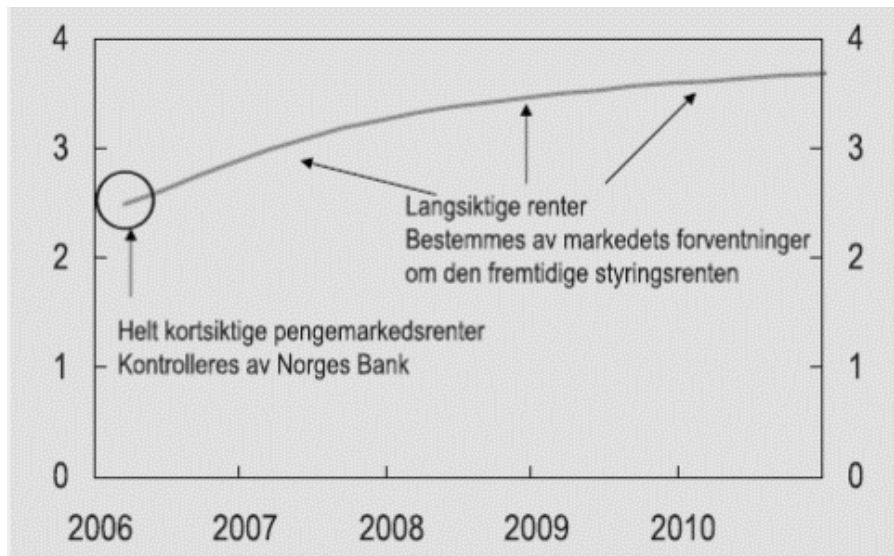
$$(1 + i_{swap5\text{år}})^5 = (1 + i_0^f) + (1 + i_1^f) + (1 + i_2^f) + (1 + i_3^f) + (1 + i_4^f) \quad (3)$$

Toppskrift f indikerer at det er markedets forventning det er snakk om. Swaprenter vil være et snitt av dagens korte rente og forventede korte renter, gitt forventningsteorien som blir forklart senere.

Siden statsobligasjoner er ansett som nærmest risikofrie, så vil forskjellen mellom 10-års statsobligasjonsrente og 10-års swaprente være risikopremien, da motparten ikke er like sikker som staten.

2.1.4 Rentens terminstruktur og terminrenter

Det er flere teorier på hva som bestemmer forholdet mellom renter med ulik løpetid, kalt rentens terminstruktur, illustrert i figur 6. Den mest innflytelsesrike forklaringen er forventningshypotesen, som tar utgangspunkt i at markedsaktørene er risikonøytrale og maksimerer forventet avkastning, uten å ha preferanser på løpetiden på lån og plasseringer. Det fører til at renten på en plassering med lang løpetid blir bestemt av markedets forventning til utviklingen i de kortsiktige rentene i den samme perioden. Hvis det ikke var slik, kunne en tatt opp lån med lang løpetid og investert i rullerende plasseringer med kort løpetid, eller omvendt, og oppnådd meravkastning. Dette fører altså til at lange renter er et veid gjennomsnitt av nåværende og fremtidige korte renter. For utdypende informasjon om forventningsteorien viser jeg til Browne og Manasse (1990). Andre teorier som forsøker å forklare sammenhengen mellom korte og lange renter er løpetidspremiehypotesen og segmenteringshypotesen. For mer informasjon se Kloster (2000).



Figur 6: Eksempel på rentens terminstruktur (Asplin og Thorset, 2012)

Terminrenten er den implisitte renten mellom to fremtidige tidspunkt og beregnes på bakgrunn av observerte renter med ulik løpetid.

En investering til to-års rente i_2 (annualisert) i dag, må gi samme forventede avkastning som en investering i ettårs rente, i_1 , pluss ettårs renten om ett år, $i_{1,2}$. Dette fører til følgende sammenheng:

$$(1+i_2)^2 = (1+i_1) \times (1+i_{1,2}) \quad (4)$$

Terminrenten som løper fra ett til to år kan dermed uttrykkes slik:

$$i_{1,2}^f = \frac{(1+i_2)^2}{(1+i_1)} - 1 \quad (5)$$

Den implisitte renten ($i_{1,2}^f$) om ett år er den renten som gjør at uttrykk (4) holder og dermed gjør de to plasseringsalternativene like. Terminrenten kan tolkes som markedets forventning til fremtidig rente, gitt at forventningshypotesen eller løpetidspremiehypotesen holder.

Ved å sammenligne korte renter med lange renter kan vi dermed si noe om markedets forventninger til korte renter i fremtiden. Denne forventningen brukes av flere prognosemakere som en del av grunnlaget for deres prognoser. Terminrenter er også en velkjent benchmark for å se om prognosemakerne klarer å spå fremtidens renter bedre enn det markedet forventer.

2.1.5 Empiriske resultater: Renteprognoser

En studie av Gosnell og Kolb (1997) tar for seg prognoser gjort på tremåneders pengemarkedsrenter i USA, Storbritannia, Tyskland, Sveits og Japan. Prognosene er gjort av ti forskjellige banker og er for horisontene 3, 6, 9 og 12 måneder. En styrke ved studien som kan være verdt å nevne er at alle prognosene er gitt på nøyaktig samme dato. Informasjonen som er tilgjengelig og prognosehorisonten er dermed helt lik for alle banker. Prognosene evalueres opp mot en RW-modell og terminrentene. Det blir tatt utgangspunkt i konsensus blant bankene og dermed er det medianen og gjennomsnittet av bankenes prognoser som evalueres. Bankenes prognoser viser seg å generelt sett være bedre enn RW-modellen. Når en sammenligner med terminrentene så viser bankene derimot lavere treffsikkerhet i sine prognoser. Dette gjelder også om en ekskluderer prognosene for USA, som var ekstraordinært gode i denne perioden.

Mitchell og Pearce (2007) finner i sin studie at mesteparten av «Wall Street Journals» panel av økonomer lager forventningsrette prognoser, og at de er systematisk heterogene. De ser både på valutaprognoser og renteprognoser. Resultatene for valutaprognosene blir presentert i valutakapittelet. Prognosene er gitt to ganger årlig av økonomene. Renteprognosene er for statskasseveksel² og statsobligasjoner seks måneder frem i tid, og er gjort mellom 1982 og 2002. Resultatene viser at økonomene sett under ett ikke spår renteutviklingen bedre enn RW-modellen, hverken for statskasseveksel eller statsobligasjoner. Flere gir signifikant dårligere prognoser enn RW.

² Til forskjell fra ordinære statsobligasjoner har de ikke løpetid som er lengre enn ett år.

Andre interessante resultater Mitchell og Pearce viser til, er at de uavhengige økonomene (ikke ansatt av f.eks. banker) spår signifikant lavere renter både for statskasseveksel og statsobligasjoner. Ved økt alder ser det også ut til at økonomene avviker mindre fra konsensus i sine prognoser enn de yngre økonomene. De får også resultater som viser at de som antas å ha høyest nytte av publisitet lager mer ekstreme prognoser. Dersom en er ansatt i eksempelvis en institusjon som ikke har samme nytte av publisitet, er tendensen dermed at prognosene er mer konservative og mindre ekstreme. Dette støttes av Laster, Bennett og Geoum (1999) og Lamont (2002) som også finner at insentiver kan føre til at prognosemakerne lager mer ekstreme prognoser enn de egentlig har tro på, hvis fordelen ved å ha rett der andre tar feil er stor. Variablene som studeres her er ikke renter, men prognoser for BNP, inflasjon og arbeidsledighet. Formålet er like fullt det samme, nemlig økt publisitet og oppmerksomhet.

Asplin og Thorset (2012) ser på norske renteprognosers treffsikkerhet i perioden 2000-2012. De har analysert Norges Bank, SSB og fire av bankene i Nibor-panelet. De ser på prognoser gjort for styringsrenten, tremåneders Nibor og 10-års renter. Treffsikkerheten er god for styringsrenten sammenlignet med RW. I 73% av horisontene er bankenes anslag for styringsrenten bedre enn RW, målt ved MAE. For tremåneders Nibor er det vanskelig å trekke konklusjoner fordi resultatene er blandede. 27% av prognosene er signifikant bedre enn RW og 18% er signifikant dårligere. FRA-rentene viser seg å være bedre enn bankenes prognoser for Nibor ved korte horisonter, og dårligere for de lengre horisontene. For 10-års renter er resultatene nedslående. I hele 88% av kombinasjonene horisont og rente, blir prognosene slått av RW-modellen. Generelt er treffsikkerheten sterkt avtagende både for lange horisonter og lange renter.

Resultatene fra Asplin og Thorset for statsobligasjoner samsvarer også med Jacob Mose (2005) sine resultater. Han finner at prognoser for 10-års statsobligasjonsrente for USA og Tyskland har vært dårligere enn RW-modellen både for 3- og 12 måneders horisont.

Empiri terminrenter

Valseth (2003) og Kloster (2000) konkluderer med at terminrentene treffer bra på tre måneders sikt, og at treffsikkerheten deretter avtar. Det poengteres også at man i

bruken av terminrenter forutsetter at forventningshypotesen holder, noe Kloster påpeker at litteraturen viser svært blandede resultater for. Culbertsen (1957) går i sin studie langt i å forkaste forventningsteorien.

Domínguez og Novales (2002) konkluderer derimot med at terminstrukturen inneholder signifikant informasjon med tanke på renteutviklingen i fremtiden. Informasjonen tilgjengelig i terminrentene støtter opp under forventningshypotesen, særlig på kort sikt. Men også her vises det at effekten forsvinner for lengre løpetider.

2.2 Valutamarkedet

Valutakursen er prisen på utenlandsk valuta uttrykt i norske kroner. Kursen bestemmes av tilbud og etterspørsel i valutamarkedet, som er det største finansielle markedet vi har (Norges Bank, 2004).

Videre vil jeg presentere rentepariteter og kjøpekraftsparitet, samt empiriske resultater for disse teoriene. Til slutt tar jeg for meg eksisterende empiri for profesjonelle aktørers valutaprognoser. Sistnevnte baserer seg på forskjellige metoder avhengig av hva den enkelte bank eller institusjon vektlegger (Asplin & Thorset, 2012).

2.2.1 Dekket renteparitet

Dekket renteparitet brukes til å utlede terminkursen, og bygger på teorien om et effisient marked hvor arbitrasje ikke er mulig. Hypotesen om dekket renteparitet tilsier at det er en likevekts sammenheng mellom terminkurs, spot valutakurs, utenlandsk- og innenlandsk pengemarkedsrente. Teorien forutsetter fravær av transaksjonskostnader og fri kapitalflyt. Det vil altså si at prisen i fremtiden kan låses i dag. Dette kan illustreres med et eksempel hentet fra Korsvold og Høidal (2012):

Anta at spotprisen på en dollar i dag er 8 kroner og at norsk ettårsrente er 5%. Amerikansk ettårsrente er 2%. En investor har ett beløp på 100 000 kroner som skal investeres. Da sitter han igjen med to helt sikre alternativer, gitt at bankene ikke går konkurs. Investoren kan investere til norsk rente og sitte igjen med 105 000 kroner ($100\,000 \times 1,05$) om ett år. Det andre alternativet er å veksle om til dollar til en kurs på 8, og dermed investere 12 500 dollar ($100\,000 \div 8$) til 2% rente slik at en sitter igjen med 12 750 dollar ($12\,500 \times 1,02$) om ett år. På grunn av at begge disse alternativene

gir helt sikker avkastning om ett år, må de derfor være like gode. Hvis ikke eksisterer det arbitrasjemuligheter. Terminkursen vil i dette tilfellet derfor være 8,24 EUR/NOK (105 000÷12 750).

Hvis vi bruker notasjonen K_0 =Investeringsbeløp, S_t = Spotkurs på tidspunkt t , F = Terminkursen, i = Renten hjemme og i^* = Renten ute, så ser vi at $K_0(1 + i)/F$ må tilsvare $K_0/S_t \times (1 + i^*)$. Det vil si at vi får følgende sammenheng:

$$F(1+i^*) = S_t(1+i) \quad (6)$$

Terminkursen F kan altså skrives slik:

$$F = S_t \frac{(1+i)}{(1+i^*)} \quad (7)$$

Vi har dermed at terminkursen er lik spotkursen, kun justert for renteforskjellene mellom hjemlandet og utlandet. Dette vil være terminkursen i markedet gitt at forutsetningene for dekket renteparitet er oppfylt.

2.2.1.1 Empiriske resultater: Dekket renteparitet

Det er gjort flere undersøkelser med den hensikt å se i hvilken grad dekket renteparitet holder. En studie er gjort av Taylor (1987) hvor han tester dekket renteparitet for USD, DEM og GBP. Han finner at de aktuelle markedene er bemerkelsesverdig effisiente med tanke på å eliminere profitable arbitrasjemuligheter. Taylor hevder at hans analyse gir overveldende støtte til teorien om markedseffisiens og teorien om dekket renteparitet. Tidsperioden er tre dager, med ti minutters mellomrom mellom observasjonene av renter og valutakurs. Totalt er det 48 datapunkter per dag. For valutaparene USD/GBP og GEM/GBP finner Taylor ingen arbitrasjemulighet på noe tidspunkt for forfall 1, 3, 6 og 12 måneder. Ved USD/GEM viste det seg en arbitrasjemulighet hvor en aktør var 3/16 av en prosent ute av takt med markedet ellers. Hvis transaksjonskostnader tas med i betraktning ville

sannsynligvis også denne muligheten være ulønnsom. Ingen profitable arbitrasjemuligheter blir dermed observert i perioden. Taylor argumenterer også for at studier som har vist at dekket renteparitet ikke holder, ofte er et resultat av svakhet ved datasettene, mer enn at markedet er ueffisient. Han påpeker derfor viktigheten av at all data som brukes for å teste dekket renteparitet hentes samtidig og at det er faktiske markedsdata som en kunne handlet på. Taylor hevder at tidligere empiriske studier ofte bruker data fra publiserte kilder som ikke er samlet samtidig.

En annen studie ser også på eurovalutamarkedet (Committeri, Rossi, & Santorelli, 2006) med syv observasjoner daglig over tre dager i januar 1989. Konklusjonen er den samme her som for Taylor. Ingen signifikante arbitrasjemulighet blir funnet, selv ikke på de mest turbulente dagene i valutamarkedet.

Frankel og MacArthur (1988) ser utenfor eurovalutamarkedene. De finner klare avvik fra teorien om dekket renteparitet i LDC-land (Less developed countries). De peker blant annet på at den kapitale mobiliteten her er mindre på tvers av landegrensene.

2.2.2 Udekket renteparitet

Udekket renteparitet (URP) tilsier at ulik rente i to land vil gjenspeiles i tilsvarende endring i valutakursen (Korsvold & Høidal, 2012). Også her forutsetter man fri kapitalflyt, fravær av transaksjonskostnader og i tillegg at investorene er risikonøytrale. Forskjellen fra dekket renteparitet er at terminkursen i uttrykk (7) erstattes med forventet fremtidig spotkurs. Til prognoseformål er derfor teorien om udekket renteparitet interessant, da den tar sikte på å forklare fremtidig valutakurs.

Dersom udekket renteparitet holder, vil forventet avkastning være den samme uansett hvilken valuta det investeres i og når man veksler fra en valuta til en annen. En eventuell fortjeneste som følge av ulikt rentenivå i to land, vil bli utlignet av tilsvarende endring i valutakursen. Man skal altså ikke kunne oppnå meravkastning ved å ta opp lån i lavrentevalutaen og investere i høyrentevalutaen, såkalt carry trading.

Hvis vi bytter ut terminkursen i uttrykk (7) med forventet spotkurs om ett år $E(S_{t+1})$, så har vi uttrykket for udekket renteparitet:

$$E(S_{t+1}) = S_t \frac{(1+i)}{(1+i^*)} \quad (8)$$

Dette er ingen arbitrasjebetingelse. Altså, den er ikke uten risiko. Hvis vi kombinerer udekket og dekket renteparitet har vi:

$$E(S_{t+1}) = S_t \frac{(1+i)}{(1+i^*)} = F \quad (9)$$

Det første likhetstegnet refererer til udekket renteparitet, og det andre til dekket renteparitet. Det andre likhetstegnet vil alltid holde på grunn av arbitrasjebetingelsen. Dersom udekket renteparitet holder, vil dagens terminkurs representere forventet fremtidig spotkurs.

2.2.2.1 Empiriske resultater: Udekket renteparitet

Udekket renteparitet er testet i et stort antall studier. Som vist over vil dette altså være hvor godt terminkursen predikerer fremtidig valutakurs. Det meste av litteraturen slår fast at udekket renteparitet ikke holder, og at terminkursen dermed ikke representerer noen god prognose for fremtidig spotkurs. En årsak kan være at plassering i en valuta kan ansees som mer risikabelt enn plassering i en annen. Undersøkelser viser at utviklingen i valutakursene ikke bare bestemmes av rentedifferanser, men simultant av en rekke markedstekniske, konjunkturmessige og strukturelle forhold (Kloster, Lokshall, & Røisland, 2003).

For å teste udekket renteparitet, bruker en gjerne historiske tall, og setter opp en regresjon slik:

$$\frac{S_{t+1} - S_t}{S_t} = \alpha + \beta(i - i^*) + u_t \quad (10)$$

For at URP skal holde forventer vi at $\alpha = 0$ og $\beta = 1$. Betaverdien representerer forholdet mellom valutakursutviklingen og rentedifferansen. Hvis betaverdien er negativ har vi en situasjon hvor valutakursene reagerer motsatt av hva URP sier. Et eksempel er at den amerikanske dollaren appresierer i forhold til den norske kronen, til tross for at rentenivået i USA er høyere enn det er i Norge.

Flood og Rose (2002) tester URP ved hjelp av daglige data for 23 land på 80- og 90-tallet. De tar for seg både utviklede land og utviklingsland med både fast og flytende valutakurs.

De viser at URP holder bedre på 90-tallet enn i tidligere perioder og at positiv renteforskjell stort sett fører til en svak depresiering av valutaen med høyest rente. Men resultatene har stor varians for β og er ikke signifikante. De påpeker at det totalt sett finnes store avvik fra udekket renteparitet, selv om den ofte spår retningen på valutakursendringen. Det samsvarer med funnene til Bekaert, Wei og Xing (2007) som i tillegg hevder at resultatene ikke er avhengig av tidshorisont, men av hvilke valutakryss man ser på.

Meredith og Ma (2002) konkluderer med at terminprisene er dårlige prediktorer for fremtidig valutakurs. De finner at positive renteforskjeller fører til appresiering av lavrentevalutaen, noe som strider med resultatene man skulle vente seg ifølge URP.

I en norsk studie hvor en ser på NOK mot USD, GBP, JPY, CHF og SEK mellom 1993-2008 sier resultatene at URP ikke holder på kort sikt (Hubak, 2013). Kronen ser ut til å appresiere selv om rentedifferansen er positiv, uttrykt ved en gjennomsnittlig $\beta = (-0,602)$.

Carry trading³ er et interessant tillegg til empirien jeg allerede har presentert. Bø og Klokkehaug (2010) undersøker avkastningen ved carry trading i perioden 1979-2008 for ett knippe valutaer. De finner ut at dette hadde vært en lønnsom strategi, med en gjennomsnittlig månedlig avkastning på 0,54% for hele perioden. Strategien gikk ut

³ Carry trading er en strategi hvor en selger (tar opp lån i) valuta med lav rente og investerer i (låner ut) valuta med høyere rente.

på å låne i de tre valutaene med lavest rente og investere i de tre med høyest rente, basert på månedlige observasjoner i tidsrommet de analyserer. Sharpe ratioen⁴ viste seg å bli 1,13, beregnet på årlig basis. Dette sier noe om at risikoen ved denne strategien er langt lavere enn ved å investere i aksjemarkedet, hvor Sharpe ratioen gjerne er en del lavere. Gevinst ved carry trading, og dermed også en rype i lakken for teorien om udekket renteparitet, blir også funnet av blant andre Burnside, Eichenbaum, Kleshchelski og Rebelo (2011). Også her blir det påpekt at Sharpe ratioen ved denne strategien var omtrent dobbelt så høy som i det amerikanske aksjemarkedet.

2.2.3 Kjøpekraftsparitet

En av de mest kjente og kontroversielle teoriene innen finans er teorien om kjøpekraftsparitet (KKP). To valutaer er i paritet hvis man for samme beløp kan kjøpe den samme mengde varer eller tjenester i de to landene. Valutakursen S kan dermed uttrykkes ved

$$S = \frac{P}{P^*} \quad (11)$$

hvor P og P^* er prisnivået hjemme og i utlandet.

Kjøpekraftsparitet forutsetter at konsumentene, gitt ingen internasjonale barrierer, alltid vil etterspør varer der de er billigst (Madura, 2015). Dette impliserer at prisene på identiske varer i to forskjellige land, alltid skal være like når de blir målt i samme valuta. Hvis det er forskjell i prisene, vil etterspørselen skifte, slik at gapet forsvinner.

På grunn av blant annet transportkostnader, skatter, avgifter og kvoter vil ikke teorien om KKP holde. Den relative formen for kjøpekraft tar hensyn til dette. Teorien tar hensyn til at det, på grunn av ufullkomne markeder, ikke er sannsynlig med lik pris.

⁴ Sharpe ratio er ett mål på risiko. Den viser avkastning utover risikofri rente dividert med standardavviket. En høy Sharpe ratio er positivt, og indikerer en høy risikjustert avkastning.

Relativ KKP tar utgangspunkt i at den prosentvise endringen i prisene i de forskjellige varene skal være sammenlignbart målt i felles valuta. Relativ KKP uttrykkes slik:

$$S_{t+1} = \frac{P_{t+1}/P_t}{P_{t+1}^*/P_t^*} = S_t \quad (12)$$

hvor S_{t+1} og S_t er valutakurs i ved tidspunkt t og $t+1$. Hvis prisnivået i utlandet ikke endrer seg i perioden ($P_{t+1}^*/P_t^*=1$), mens prisnivået i hjemlandet øker med 50%, så skal valutakursen S_{t+1} bli 50% høyere.

Det er gjort en rekke studier på om KKP holder. På lang sikt er det en tendens til at valutakursen utvikler seg i samsvar med utviklingen i landets pris og kostnadsnivå sammenlignet med utlandet, ifølge Bernhardsen og Røiseland (2000). Derimot er Meese og Rogoff (1988) noen blant flere som ikke finner støtte til fordel for KKP på lang sikt. Salvatore (2007) ser på en rekke empiriske studier og oppsummerer med at kjøpekraftsparitet holder brukbart ved lange perioder (flere tiår), ikke fullt så bra ved perioder opp til to tiår, og meget dårlig ved korte perioder.

2.2.4 Empiriske resultater: Valutaprognoser

I 1971 brøt Bretton Woods systemet sammen, og de fleste industrialiserte land gikk over til flytende valuta. Dette kan sies å være startskuddet for mye av forskningen på modeller som kunne forklare valutakursutviklingen i ulike land.

I 1983 kommer artikkelen til Meese og Rogoff. Denne studien var på mange måter banebrytende og er mye sitert i etterkant. Studien tester ulike valutamodeller og deres evne til å predikere valutakursen en til tolv måneder frem i tid. Valutaparene som ble sett på var USD/JPY, USD/GBP, USD/DEM og eksportvektet dollarkurs. De testet tre

monetære modeller, to tidsseriemodeller, terminkursen og RW. De brukte de tre statistiske avvikene mean error, mean absolute error og root mean square error⁵.

Hovedgrunnen til at studien vakte stor oppsikt i det internasjonale fagmiljøet for makroøkonomi var at ingen av modellene greide å predikere valutakurs bedre enn en enkel RW-modell. Dette gjaldt for alle valutapar og alle tidshorisonter. Terminkursen var heller ikke bedre enn RW. I estimeringsperioden kunne valutakursen forklares bra av de strukturelle modellene, men dette holdt altså ikke til å kunne forutsi fremtidige valutakurser.

Resultatene til Meese og Rogoff har blitt etterprøvd flere ganger. Blant annet av den amerikanske økonomen Mark (1995). Mark tester prediksjonsevnen til en monetær valutakursmodell som inkluderer pengemengde og realinntekt. Han hevder å finne signifikante resultater på at det er mulig å predikere valutakursendringer på lang sikt. Mark skriver at det i en kort tidshorison vil være mye «støy», men at dette ser ut til å jevne seg ut over tid. Senere blir det derimot hevdet av Faust, Rogers og Wright (2003) at resultatene til Mark er bygget på tvilsomme økonometriske teknikker og at flere av resultatene kun gjelder for en begrenset tidsperiode på to år.

I likhet med Meese og Rogoff finner også Cheung, Yin, Chinn og Pascual (2005) at det ikke er modeller som systematisk predikerer valutakurser bedre enn RW-modellen. De har sett på tidsrommet 1973-2000 og for horisontene tre måneder, tolv måneder og fem år. De skriver at modeller som gjør det bra i en periode ikke nødvendigvis gjør det bra i en annen periode, og at resultatene dermed ikke er konsistente.

Profesjonelle aktørers prognoseevne

Det er gjort færre studier på treffsikkerheten til banker, institusjoner og andre finansaktørers valutaprognoiser enn det er for økonometriske modeller og terminpriser. Prognosene til disse aktørene er svært sammensatte, og baserer seg ofte på flere modeller i tillegg til skjønn og eventuelt andre motiver.

⁵ Mye brukte målekriterier for evaluering og vurdering av prognoser. Videre forklaring gjøres i kapittel 3.3.

Studien til Mitchell og Pearce (2007), som tidligere nevnt i kapittel 2.1.5, ser i tillegg til renteprognooser, også på valutaprognooser. Valutakursprognosene strekker seg fra 1989 til 2002 og tar for seg USD/YEN-kursen ved seks måneders prognosehorisont, gitt av økonomer og publisert i «Wall Street Journal». Ingen av økonomene har klart å predikere retningen på valutakursutviklingen (DoC) mer nøyaktig enn en kunne forvente ved tilfeldig gjetning. Ved målekriteriet MSE klarte ingen økonomer å oppnå lavere ratio enn 1 ($\frac{MSE(\text{prognoser})}{MSE(rw)}$). Halvparten oppnådde signifikant dårligere treffsikkerhet enn RW ved bruk av Diebold-Mariano statistikk. Studien viser også at økonomene er systematisk heterogene i sine prognoser. Som beskrevet i kapittel 2.1.5 viser resultatene også at de som antas å ha høyest nytte av publisitet, gjerne lager mer ekstreme prognoser.

Marthinsen og Rakli (2010) ser i sin masteroppgave på syv skandinaviske aktørers valutaprognooser i perioden 2000-2010. Aktørene er seks banker i tillegg til Konjunkturinstituttet. De ser på valutakryssene USD/NOK, EUR/NOK, SEK/USD, SEK/EUR, USD/EUR, JPY/USD og GBP/EUR. Valutaprediksjonene strekker seg fra en måned til to år, og testes mot RW og terminkursen.

Resultatene er nedslående for bankene. Ingen viser tegn til systematisk å slå RW. Resultatene viser derimot at RW er en bedre prediksjon for fremtidig valutakurs enn bankenes prognoser. Hvis en ser på målekriteriet MAE, gjør RW det bedre enn bankene i 72% av tilfellene.

Ved retningsmålet DoC får Marthinsen og Rakli litt andre resultater. Bankenes prognoser gjør det bedre enn RW i 63% av tilfellene. Hvis et signifikansnivå på 10% benyttes gjør bankene det derimot ikke like godt. Prognosene slår da RW i kun 5% av tilfellene, og gjør det dårligere i 2% av tilfellene.

Andre interessante funn er blant annet at USD/NOK er valutakrysset der bankene treffer best. Her treffer bankene samlet sett bedre enn RW på retningen til valutakursen ved alle mulige tidshorisonter

Hovedoppgaven til Landberg og Tellesbø (2005) ser også på valutakursprognosene til flere skandinaviske banker opp mot terminkursen og RW. De har et utvalg på åtte valutapar fra fem skandinaviske banker for tidshorisontene 1, 3, 6 og 12 måneder i perioden 1994-2004.

Uttrykt ved DoC, så finner Landberg og Tellesbø at bankene treffer riktig retning bedre enn tilfeldig gjetning ($\text{DoC} > 0,5$) i 22 av 66 kombinasjoner av valutapar og tidshorison. Bankene gjetter altså riktig retning dårligere enn et tilfeldig myntkast i 65% av prognoseforsøkene. I motsetning til Marthinsen og Rakli så ser vi i denne studien at valutaparet bankene kommer dårligst ut på, målt ved DoC, er USD/NOK, med kun 35% riktig retning i prognosene.

Landberg og Tellesbø viser at ved bruk av RMSE (kvadratroten av MSE) gjør RW-modellen det best i 44 av 62 mulige kombinasjoner av valutakryss og horisont. Bankenes prognoser gjør det best i 14 av kombinasjonene, mens terminkursen kommer dårligst ut med 4 besterangeringer av 62 mulige.

Ørjasæter (2017) har gjennomført sin studie etter omtrent samme oppskrift som Landberg og Tellesbø og Marthinsen og Rakli. Han kommer frem til stort sett de samme konklusjonene. Prognosene er dårligere enn RW i 85% av alle tilfellene målt ved MAE. Ørjasæter konkluderer med at valutaprognosene ikke egner seg som beslutningsgrunnlag hverken for privatpersoner eller bedrifter.

2.3 Oljemarkedet

Olje er en viktig innsatsfaktor i de fleste lands økonomiske virksomhet og er den enkeltvare i internasjonal handel med størst omsetning (Austvik, 2016). Oljeprisen har derfor stor betydning for økonomisk utvikling og inntektsfordeling mellom oljeimporterende og oljeeksporterende land.

Siden første funn på norsk sokkel i 1969, har oljen vært en stor del av norsk økonomi, og en viktig inntektskilde for den norske stat og norske bedrifter. På tross av at statens petroleumsinntekter har falt fra 16% av BNP i 2008 til 3,9% i 2016, utgjør olje fortsatt en stor del av norsk økonomi (Hansen, Borgås, & Gran-Henriksen, 2017). Petroleumsinntektene har i tidsrommet 2000-2015 ligget på 7 – 16,1% av BNP. En naturlig følge av dette er at oljeprisen har stor betydning i den norske penge- og finanspolitikken. Det samme gjelder for norske bedrifter som er, direkte eller indirekte, avhengige av inntekter fra oljeproduksjon. Oljeprisprognoser vil derfor være av stor interesse både for myndighetene og bedrifter.

Å forsøke å predikere oljeprisen er svært vanlig i skandinaviske banker og ulike institusjoner. Oljeprisen er av så stor betydning for norsk økonomi at prognosene gjerne følges tett av mediene.

I denne studien er alle prognosene, med ett unntak, gjort for Brent Blend (Nordsjøolje). Unntaket er IMF som gir prognoser for snittprisen av Brent, West Texas Intermediate og Dubai.

2.3.1 Oljeprisdannelse

Oljeprisen bestemmes, som andre økonomiske variabler, av tilbud og etterspørsel i markedet. Samtidig er olje en råvare, i motsetning til valuta og renter. Det vil si at råolje er en ikke-fornybar ressurs. Tilgangen til petroleumsressurser er begrenset og i stor grad geografisk betinget. Dette påvirker markedet og prisdannelsen. På lang sikt øker det globale energibehovet, og mange mener at siden olje er en begrenset ressurs, vil dette føre til knapphet og dermed økte oljepriser. Men oljen har også en stor konkurrent i «det grønne skiftet». Parisavtalen har som mål å redusere utslipp fra fossilt brensel. Sol, vind, gass og kjernekraft er noen av konkurrentene til oljen. Det samme er teknologisk innovasjon, som gjør energiforbruket mer effektivt, og dermed også behovet for eksempelvis olje mindre.

En av de viktigste faktorene som bestemmer oljeprisen er OPEC, som er en organisasjon for oljeeksporterende land. Kartellet står for mellom 40 og 50% av verdens totale råoljeproduksjon (The Statistic Portal, 2018) og er dermed i en særegen posisjon med tanke på å kontrollere produksjonen og dermed påvirke oljeprisen.

Krig og konflikter er en annen faktor som vil kunne påvirke tilbudssiden. Oljeprisen er ekstra volatil ved usikkerhet eller konflikter i områder knyttet til oljeproduksjon. Iran-Irak krigen på 80-tallet er ett eksempel hvor oljeprisen har steget ekstremt mye på grunn av uroligheter.

Andre faktorer som påvirker tilbud og etterspørsel er teknologisk utvikling, som vi blant annet har sett i USA ved såkalt fracking⁶. Dette førte til en stor økning i

⁶ Fracking er et uttrykk for hydraulisk frakturering av olje. Denne utvinningsmetoden brukes spesielt av USA og Canada, men også andre steder i verden.

oljetilbudet og dermed en kraftig nedgang i prisen. Den globale økonomien påvirker også oljeprisen, og da spesielt gjennom etterspørselssiden. I oppgangstider tenderer oljeetterspørselen til å øke, og dermed også prisen. Finansielle forhold i valutamarkedet vil også kunne påvirke oljeprisen. Det er stort sett USD som er referansevalutaen ved kjøp og salg av olje. Ved et fall i dollarkursen, vil oljeprisen bli lavere for eksporterende og importerende land utenfor USA. Dette fører til lavere tilbud og høyere etterspørsel, som igjen kan føre til at oljeprisen målt i dollar stiger (Akram, 2000).

2.3.2 *Reel og nominell oljepris*

Ved prediksjon av oljeprisen er det av stor betydning om vi ser på reelle eller nominelle priser. Alquist, Kilian og Vigfusson (2011) tar grundig for seg teorigrunnlaget og empiriske resultater for prediksjon av oljepris, og skiller mellom prediksjon av nominell- og realpris på olje. Hvis konsumprisindeksen er predikerbar og realoljeprisen ikke er det, vil det kunne tenkes at man vil kunne predikere nominell oljepris bare på grunn av at inflasjonen kan predikeres. Prognosene jeg evaluerer er alle gjort for nominelle priser.

2.3.3 *Hvordan oljepris predikeres*

For de ulike prognosemakerne som spår oljeprisen, vil det være relevant å identifisere de ulike faktorene som driver oljeprisen, samt hvilke modeller som best kan brukes til å predikere oljeprisen. Mye av forskningen på om det er mulig å spå oljeprisen er gjort ved å evaluere ulike modellens prognoseevner. Bankene i utvalget bruker også ulike modeller som en del av grunnlaget for sine prognoser.

I eksisterende empirisk litteratur kan en dele prediksjon av oljepris inn følgende tre typer økonometriske modeller (Frey, Manera, Markandya, & Scarpa, 2009):

- Tidsseriemodeller
- Finansielle modeller
- Strukturelle modeller

Videre vil jeg gi en kort oversikt over de tre typene økonometriske modeller.

Tidsseriemodeller

Tidsseriemodeller tar utgangspunkt i historiske data og forsøker på grunnlag av dette å predikere fremtidig oljepris. «Martingale prosesser», «autoregressive modeller» og «mean reverting specifications» er tre kategorier tidsseriemodeller. Martingale prosesser er bedre kjent som RW. For utdypende informasjon om RW viser jeg til kapittel 2.4.3. Autoregressive (AR) modeller har en lineær sammenheng med tidligere verdier, pluss et feilledd. Mean reverting (MR) metoden bygger på teorien om at prisen vil gå tilbake til den langsiktige gjennomsnittsverdien. AR og MR modeller vil ikke bli brukt videre i oppgaven, og vil derfor ikke bli videre presentert.

Finansielle modeller

Finansielle modeller basert på økonomisk teori er illustrert av blant andre Hamilton (2008). Her vises forventet oljepris gjennom likevekt i lagringsmarkedet og terminmarkedet. Likevektsbetingelsen i lagringsmarkedet viser at fremtidig forventet pris $E_t S_{t+1}$, avhenger av dagens spotpris ved S_t , samt netto bærekostnad uttrykt ved $C^\#$. Netto bærekostnad innebærer de totale rente og lagringskostnadene i forbindelse med å eie oljen, fratrukket eventuelle eierfordeler med å lagre oljen (convenience yield).

$$E_t S_{t+1} = S_t + C^\# \quad (13)$$

I terminmarkedet vises likevekten ved at terminprisen, F_t , avhenger av forventet fremtidig spotpris, $E_t S_{t+1}$ og risikopremiekomponenten $H^\#$. Her inkluderes risikopremien samt utfordringer ved daglig oppgjør og marginkrav. Dermed ender vi opp med følgende likevektsbetingelse i terminmarkedet:

$$F_t = E_t S_{t+1} + H^\# \quad (14)$$

Ligningene (13) og (14) er ikke to alternativ, men to betingelser som må holde i likevekt. Kombinerer vi de to ligningene kommer vi frem til følgende uttrykk:

$$S_t = F_t + H^\# - C^\# \quad (15)$$

Uttrykk (15) viser at forskjellen mellom spot- og terminpris stammer fra forskjellen mellom risikopremiekomponenten $H^\#$, knyttet til terminkontrakten, og netto bærekostnad $C^\#$, forbundet med lagring av oljen (Ree, 2017).

Ved en terminpris som er høyere enn dagens spotpris har vi en markedssituasjon som kalles «contango». Det vil altså si at $F_t > S_t$ ved at $H^\# > C^\#$. I motsatt tilfelle hvor terminprisen er lavere enn nåværende spotpris har vi «backwardation», og en fallende terminkurve.

Strukturelle modeller

Strukturelle modeller forklarer utviklingen i oljeprisen opp mot fundamentale økonomiske variabler. En vektor autoregressiv (VAR) modell er i dette tilfellet en mye brukt metode. VAR modellen tar hensyn til mer enn en variabel av gangen, og skiller seg dermed fra en AR modell. Frey et al. (2009) trekker frem variabler knyttet til OPECs rolle i det internasjonale oljemarkedet og variabler som måler nåværende og fremtidig fysisk oljetilgjengelighet, som eksempler på variabler som blir brukt som drivere for spotprisen på olje.

2.3.4 Empiriske resultater: Oljeprisprognoser

Det er gjort mange studier på om oljeprisen lar seg predikere. Særlig terminpriser og økonomiske modellers evne til å forutsi oljeprisen er det gjort mye forskning på. En stor andel av disse studiene bruker RW, med eller uten drift, som benchmark.

Alquist et al. (2011) ser på en rekke modeller og terminprisens prognoseevne. De viser at hvis en justerer RW-modellen med forventet fremtidig inflasjon skjer det lite med treffsikkerhet opp til ett års horisont. Men den slår en vanlig RW-modell uten drift med god margin ved prognosehorisonter på flere år. MSPE ratioen (RW/RW_{drift}) er på 0,855 og DoC på 81,1% ved fem års prognosehorisont. Resultatene er signifikante, og RW_{drift} er også en bedre predikator enn terminprisene ved fem års horisont. Grunnen som trekkes frem er at inflasjonskomponenten ved lange horisonter blir veldig stor. Derfor er det sannsynlig at den nominelle prisen på olje vil øke over en lang tidshorisont.

Alquist et al. tester en rekke modellens prognoseevne både in-sample og out-of-sample. De tester for nominelle priser og realpriser. Resultatene viser at den nominelle prisen og realprisen er predikerbar in-population. Andre funn i studien er oppsummert under:

Nominell pris:

- For en og tre måneders horisont er den beste modellen en RW-modell som er justert for nylig prisendringer i industrielle råvarer.
- Ved seks måneder til fire års horisont er RW den beste modellen.
- Ved horisonter over fem år gir RW justert for inflasjon den beste prognosen.
- Terminpriser er generelt dårlige til å spå fremtidig spotpris på olje.

Realpris:

- Ved horisonter opp til seks måneder tenderer tilpassede VAR-modeller til å være bedre enn RW. Det samme gjelder for rekursive⁷ AR og ARMA modeller som tenderer til å ha lavere MSPE enn RW, spesielt for en- og tre måneders horisont.
- Ved alle horisonter lengre enn seks måneder er RW den beste predikatoren.

Det som skiller Alquist et al. sine konklusjoner fra tidligere studier er blant annet at de har data for en veldig lang periode. Resultater fra kortere testperioder kan ha en tendens til å forsvinne hvis en utvider perioden.

Før Alquist et al. publiserte sin studie var det, på tross av at resultatene fra litteraturen var delte, en allmenn oppfatning av at terminprisene i det minste kunne bidra noe til å forutsi endringer i spotprisen på olje (Fattouh, Kilian, & Mahadeva, 2013). Reeve og Vigfusson (2011) konkluderer med at terminpriser har vært en bedre predikator for fremtidig oljepris enn RW i de fleste tilfeller. Spesielt hvor det er stor forskjell mellom spotpris og terminpris, tenderer terminprisene til å være en bedre prognose for oljeprisen enn RW.

Hoff og Olsvik (2015) finner at RW er best på kort sikt og at terminprisen er bedre over lengre horisonter. Nordahl og Shabani (2016) hevder at terminprisen har vært en grei føring for fremtidig spotpris, men de klarer ikke å signifikant skille prediksjonsnøyaktigheten til terminprisen og RW.

⁷ Kausalmodell der det ikke forekommer gjensidig påvirkning mellom variablene.

Ree (2017) finner i sin masteroppgave at terminprisene gir bedre estimat for fremtidig oljepris enn RW ved alle horisonter som undersøkes. Terminprisens evne til å spå retningsendringen er avtagende dess lenger horisonten blir, men er ved lengste horisont (12 måneder) allikevel på over 57%. MAPE verdiene strekker seg fra 2,7% (1 måned) til 13,5% (12 måneder), og er ved alle horisonter lavere for terminprisen enn RW-modellen.

Kort oppsummert så viser empirien blandede konklusjoner på om oljeprisen lar seg predikere, og eventuelt i hvilken grad. En kan ikke slå fast at modeller eller terminpriser har beviselig bedre prognoseevne for oljepris enn en enkel RW-modell.

Banker og institusjoners prognoser

Det finnes langt mindre empiri på banker og institusjoners evne til å predikere oljeprisen. Dette kan selvsagt knyttes til terminpriser og modeller i den grad disse aktørene benytter terminprisene og ulike modeller som grunnlag for sine prognoser. Hvilke modeller som benyttes i forbindelse med prognosene varierer fra aktør til aktør. I tillegg er skjønn svært sentralt, og alt henger sammen med alt, slik at det blir en iterativ prosess (Magne Østnor, DNB, personlig kommunikasjon, 2. februar, 2018).

Alquist et al. ser ikke bare på modeller og terminprisers prognoseevne, men også profesjonelle aktørers oljeprogner. De har tatt for seg oljeprogner gitt av privat sektor fra flere land, hentet fra «Consensus Economics Inc». De har månedlige prognoser fra ca. 70 ulike aktører, for 3- og 12 måneders horisont i perioden 1989-2009.

Studien viser at prognosene ikke reduserer MSPE sammenlignet med RW, og at det i noen tilfeller øker MSPE betydelig. Prognosene er spesielt dårlige ved tre måneders horisont. Her er prognosene dårligere enn RW målt ved både MSPE og DoC. Ved 12 måneders horisont har prognosene lavere MSPE enn RW, men forskjellen er ikke signifikant. Prognosene er derimot så vidt bedre enn RW til å spå retningen på oljeprisen med en DoC (Alquist et al. bruker uttrykket «success rate») på 53,9%, noe som også er signifikant.

Et annet funn er at profesjonelle prognosemakere korrekt klarte å forutsi den langvarige oljeprisoppgangen etter kollapsen siste halvdel av 2008, men de var ikke like treffsikre med timingen for oljeprisoppgangen. Alquist et al. konkluderer med at

RW er like god til å spå oljeprisen som prognoser basert på månedlige terminpriser, enkle økonometriske modeller og månedlige prognoser gitt av private aktører.

Resultatene her samsvarer godt med funnene til Engel og Valdès (2000). De evaluerer 12 måneders prognoser på oljepris, hentet fra «Consensus Forecast» i perioden 1974-1999. Prognosene og RW har omtrent lik RMSE på hhv. 14% og 15,6%.

Siden 2007 har Roland Berger (2017) publisert en årlig oversikt over tilgjengelige oljeprisprognoser (WTI). De har evaluert treffsikkerheten til de ti største oljeeksporterende landene opp mot institusjonene NYMEX, EIA og OECD. De har data fra og med 1999. Før år 2009 var de oljeeksporterende landene bedre enn institusjonene. Siden 2009 har derimot institusjonene vært signifikant bedre på å spå oljeprisen enn landene. Hovedfokuset her er ikke å måle treffsikkerheten til prognosene, men sammenligne institusjoner mot oljeeksporterende land.

Om profesjonelle aktører klarer å predikere oljeprisen, er ifølge studiene over i beste fall usikkert. Tidligere sjefsøkonom i British Petroleum, Peter Davies, sier følgende i en tale til energiøkonomer under årsmøte for «British Institute of Energy Economics» (2008):

“As economists we should admit that we cannot forecast oil prices with any degree of accuracy over any period, whether short or long. No oil price model has proved reliable over anything but short periods. There are simply too many variables and uncertainties”

2.4 Benchmarks

For å sammenligne og evaluere prognosene bruker jeg blant annet den naive teorien om random walk (RW), terminkontrakter og FRA-renter som benchmarks mot aktørenes prognoser. Her vil jeg forklare de ulike benchmarkene.

2.4.1 Terminkontrakter

For valuta bruker jeg kun RW som benchmark, fordi terminkursene på valuta ikke kan sees på som en prognose for fremtidig kurs på samme måte som den kan for eksempelvis renter og olje. Valutastrateg Vikram Murarka hevder at det er en utbredt

misforståelse at terminprisen er en prognose på fremtidig valutakurs (Murarka, 2012). Terminkursen kun er en funksjon av renteforskjellene mellom to valutaer. Han påpeker at banker ikke tar et veddemål på hvordan valutakursen utvikler seg når de handler med terminer for valuta. De låner ut en valuta og låner en annen med samme forfallsdato. Terminkursen er et uttrykk for rentedifferansene. Terminpriser for andre markeder, inkludert råvarer og renter, kan i større grad sees på som rådende markedskonsensus på hvordan prisene blir i fremtiden.

For oljeprisen brukes observerte terminpriser i markedet. Likevektsbetingelsen i terminmarkedet er vist i uttrykk (14).

Terminkontraktene (ICE Brent Crude Oil Future) jeg benytter i oppgaven er hentet fra Thomson Reuters Datastream. De er omsatt på The Intercontinental Exchange (ICE) og er kontinuerlige kontrakter. Fra og med mars 2016 har kontraktene utløp siste handelsdag to måneder før leveringsmåned. Til og med februar 2016 var det den 15. dagen før første kalenderdag i kontraktsmåned som var gjeldende (ICE Futures Europa, 2018). Jeg har daglige data for alle datoene jeg har oljeprognooser for, og beregner ut i fra dette de aktuelle terminprisene for de ulike prognosehorisontene.

2.4.2 *FRA-renter*

Fremtidige renteavtaler (FRA) gir et direkte observerbart uttrykk for markedets (gjennomsnittlige) renteforventninger (Kloster, 2000). På grunn av forventningshypotesen vil FRA-rentene i stor grad være et uttrykk for markedets forventninger til renteutviklingen, selv om de ikke er noen fasit for de faktiske renteforventningene. Når to parter inngår en FRA, kan det sees på som et slags veddemål for hva pengemarkedsrenten vil være på forfallsdatoen. Mange bruker FRA-er som forsikring, og forsikring koster gjerne penger. Aktørene kan derfor være villige til å låne til en høyere rente eller plassere til en lavere rente enn det de faktisk forventer. Kloster hevder at det likevel er god grunn til å tro at FRA-rentene normalt ligger nokså nære det markedsaktørene forventer.

Det finnes FRA-renter opp til ett år frem i tid. Derfor vil jeg kun sammenligne aktørens prognoser for tremåneders Nibor mot FRA rentene opp til og med 12 måneders horisont. FRA-rentene har løpetid fra fire bestemte datoer i løpet av året. Disse kalles IMM-datoer (International Money Market), og er alltid tredje onsdag i

mars, juni, september og desember hvert år. Rentene jeg bruker er notert for tre måneders FRA og angir hvor mange IMM-datoer det er til forfall. Forfallsdatoene er fra en til fem IMM-datoer. En FRA rente med tre måneders løpetid, om en IMM dato, er dermed notert FR3F1.

Jeg har hentet daglige FRA-renter med ulike forfallsdatoer. For å kunne gi en god sammenligning av disse mot analytikernes prognoser må antall dager til forfall være lik for prognosene og FRA rentene. På grunn av at FRA-rentene kun har forfall på de fem nevnte IMM-datoene har jeg valgt å bruke lineær interpolering for å beregne FRA-rentene, slik at prognosehorisonten blir lik. De interpolerte rentene (FRA_i) er beregnet i Excel på følgende måte:

$$FRA_i = FRA_{IMM-1} + \left[\frac{FRA_{IMM+1} - FRA_{IMM-1}}{D_{IMM+1} - D_{IMM-1}} \right] \times (D_p - D_{IMM-1}) \quad (16)$$

FRA_{IMM-1} og FRA_{IMM+1} er de observerte FRA-rentene med forfall en IMM-dato før og en IMM-dato etter prognosedatoen. D_{IMM-1} og D_{IMM+1} er antall dager til IMM datoene før og etter prognosedatoen. D_p er antall dager fra prognosen er gitt til prognosedatoen.

FRA_i vil ha samme publiseringsdato som aktørens prognoser. Ved interpoleringen vil også FRA_i tilsvare aktørens prognosehorisont ved at den blir et vektet gjennomsnitt av rentene med forfall en IMM-dato før og en IMM-dato etter prognosetidspunktet.

2.4.3 *Random walk*

Random walk (RW) en velkjent teori innen finans som baserer seg på at alle svingninger i prisen på et aktivum er tilfeldige. Teorien samsvarer med troen på effisiente markeder, som vil si at all informasjon er tilgjengelig i markedet og til enhver tid reflektert i prisen. Hvis en kan forutsi utviklingen til et aktivum vil ikke teorien om markedseffisiens holde.

RW teorien vil derfor si at beste estimat for fremtidig pris S_{t+1} er nåværende pris S_t , pluss en variabel komponent ε_t :

$$S_{t+1} = S_t + \varepsilon_t \quad (17)$$

RW antar at den tilfeldige støykomponenten ε_t har forventning lik 0.

Dermed ender en opp med at det beste estimatet for fremtidens pris er lik dagens pris:

$$E(S_{t+1}) = S_t \quad (18)$$

3 Metode

I dette kapittelet vil jeg beskrive datagrunnlaget som er brukt i oppgaven. Jeg vil også beskrive de ulike variablene og tidshorizontene jeg bruker i analysedelen.

Målekriteriene og de statistiske metodene jeg bruker vil også bli presentert.

3.1 Datainnsamling

Datasettet som benyttes i oppgaven består i hovedsak av tre deler. En del med prognoser fra aktørene, en del med terminpriser og FRA-renter, og til slutt spotkurs/pris for renter, valuta og olje.

Valutakurser er hentet fra Thomson Reuters Datastream. Alle renter er hentet fra Oslo Børs og Norges Bank⁸. Oljeprisene er hentet fra U.S Energy Information Administration (EIA). Alle terminkontrakter og FRA-renter er hentet fra Thomson Reuters Datastream.

Prognosene i oppgaven er gitt av skandinaviske banker og institusjoner. Bankene i utvalget er Den norske Bank (DNB), Danske Bank (DB), Skandinaviska Enskilda Banken (SEB), Nordea (NOR) og Handelsbanken (HB). Bankene er valgt ut på bakgrunn av at de er blant Skandinavias største, i tillegg til at de publiserer makroanalyser og prognoser med jevne mellomrom. Institusjonene i utvalget består av Finansdepartementet (FIN), Norges Bank (NB), Statistisk sentralbyrå (SSB) og International Monetary Fund (IMF). Heretter vil jeg stort sett bruke forkortelsene ved omtale av aktørene.

Alle prognoser og realiserte kurser/priser i oppgaven er fra perioden 2006-2017. Det vil si at datasettet med prognoser er på tolv år. Jeg har totalt 4006 enkeltprognoser som er evaluert mot hva faktisk resultat viste seg å bli, vist i tabell 3.1.

Prognosene er hentet fra makrorapporter eller lignende, publisert og utgitt av aktørene selv. De fleste av disse er offentlig tilgjengelige og er funnet på deres egen nettside. For å få et komplett sett med rapporter, jevnt fordelt utover perioden og tidspunkt på

⁸ Norges Bank hadde ansvaret for beregning og publisering av Nibor frem til 9.12.13 da Oslo Børs tok over.

året, har jeg også vært i kontakt med noen av bankene for suppleringer der hvor det har vært behov. Jeg har plukket ut 2-3 rapporter per år fra hver aktør.

Et aspekt med datasettet som er viktig å påpeke er fordelingen av antall prognoser fra hver aktør. Det varierer mye hvor mange prognoser hver aktør gir i rapportene, og for hvor mange horisonter de gir prognoser for. Det betyr at det i analysen ikke er alle aktørene som er representert i hver kombinasjon av variabel og prognosehorisont. Samtidig er fordelingen jevnere enn den ser ut som i tabellen under. Et eksempel er Nordea og IMF, som gir hhv. 286 og 23 prognoser for oljepris. Grunnen er at Nordea gir prognoser både for kvartal og årssnitt. De har derfor veldig mange prognoser pr. rapport. For horisonten +1, som jeg senere skal sammenligne aktørene ved, gir Nordea 32 prognoser, mens IMF gir 23, noe som betyr at det er mulig å sammenligne aktørene.

Jeg har også vært i kontakt med alle aktørene for å forsikre meg om at prognosene er tolket riktig fra min side. Noen prognoser gjelder for års- og kvartalsnitt, andre for inn-/utgang eller for midten av en periode eller måned. Når det gjelder prognosedato har jeg valgt å ta utgangspunkt i cut-off dato/editorial deadline der hvor dette er oppgitt i rapportene. Utgivelsesdatoen for selve rapporten er ofte noen dager senere. For å gi aktørene mest mulig realistiske vurderinger ift. RW, og i tilfelle store bevegelser i markedet i perioden mellom deadline og utgivelse, blir det mest riktig å bruke disse datoene. En oversikt over rapportene og prognosene er vist i tabell 3.1.

Tabell 3.1: Oversikt over antall rapporter og prognoser

Aktør	Antall rapporter	Antall enkeltprognoser			
		Valuta	Rente	Olje	Sum
DNB	28	459	433	92	984
Danske Bank	25	132	201	102	435
SEB	23	206	192	54	452
Nordea	35	367	405	286	1058
Handelsbanken	23	252	234	45	531
Finansdepartementet	24			58	58
Norges Bank	38		99		99
SSB	46	99	134	135	368
IMF	32			23	23
Sum	274	1515	1698	795	4006

3.2 Variabler og tidshorisonter

Valutaprognosene jeg opererer med omfatter valutakryssene EUR/NOK, USD/NOK og GBP/NOK. Renteprognosene er gjort for styringsrenten, tremåneders Nibor og 10-års renter. Oljeprognoene er alle gjort for Brent Blend, med unntak av IMF som gir prognoser for snittprisen av Brent, WTI og Dubai.

Jeg har valgt å dele prognosene inn i forskjellige horisonter. Inndelingen gjør oppgaven lettere å strukturere og vil gjøre det enklere og mer oversiktlig å analysere prognosene.

Antall dager fra prognose til realisasjon, innenfor hver enkelt horisont, er ikke eksakt like. Ett eksempel på dette er DNB som i sine valuta- og renteprognoser gir anslag for midten av den aktuelle måneden. En prognose gitt i mars for eksempelvis 15. juni, vil dermed gå under horisonten 3 måneder, uavhengig om den er gitt 10. mars eller 20. mars. Sammenligningen med RW blir uansett helt lik, med tanke på prognosehorisont (antall dager fra prognosen er gitt til den er realisert).

Ved horisontene "År+", er prognosene gitt når som helst i løpet av året. Her er det kun snittkurser som gjelder. En prognose gitt når som helst i 2008, for en snittkurs i 2009, vil dermed ha notasjonen "År +1". Gjelder prognosen for 2010 vil det være "År+2" osv. Sammenligning mellom aktørene ved disse horisontene kan derfor være noe utfordrende, men mot RW/markedsforventninger vil prognosehorisonten være lik også her.

Alle prognoser for oljepris er snittpriser for et gitt kvartal eller år. Noen aktører gir kun oljeprogner for årssnitt, mens andre gir både for årssnitt og kvartalssnitt. Oljeprognerne er derfor ikke like kategoriske med tanke på tidshorisont som valuta- og renteprognerne er. Oljeprognerne vil også bli delt inn i prognosehorisonter, men her vil jeg bruke intervaller og ikke en eksakt tidshorisont. De fire første horisontene, i tabellen under, gjelder for kvartalsprogner. De fire siste gjelder for årssnitt, og fungerer på samme måte som forklart over ved rente-/valutaprogner. Tidshorisonten til oljeprognerne gjelder fra prognosen er gitt, og frem til inngangen av perioden prognosen gjelder for.

Videre vil jeg stort sett bruke forkortelsene i parentes når jeg omtaler prognosehorisontene. Jeg har valgt å dele prognosene inn i horisontene som er vist i tabellen under.

Tabell 3.2: Inndeling i prognosehorisonter

Renteprogner og valutaprogner	Oljeprogner
3 måneder (3M)	0-3 måneder (3M)
6 måneder (6M)	3-9 måneder (9M)
9 måneder (9M)	9-15 måneder (15M)
12 måneder (12M)	15 måneder og lenger (15M+)
24 måneder (24M)	År+1 (+1)
36 måneder (36M)	År+2 (+2)
År+1 (+1)	År+3 (+3)
År+2 (+2)	År+4 og lenger (+4)
År+3 (+3)	

3.3 Målekriterier

I analysen av treffsikkerheten til rente-, valuta- og oljeprognoosene har jeg valgt å bruke fem ulike målekriterier:

1. Mean Absolute Error (MAE)
2. Mean Squared Error (MSE)
3. Mean Error (ME)
4. Direction of Change (DoC)
5. Suksessrate (SR)

Dette er målekriterier som er mye brukt i forskning på prediksjonsevne til modeller og aktører tidligere. Vi finner igjen målekriteriene i blant andre Meese og Rogoff (1983), Naszodi (2010) og Mitchell og Pearce (2007).

Forskjellen mellom predikert og realisert verdi, altså prognosefeilen til hver enkelt prognose er uttrykt ved

$$e_t = P_t - S_{t+1} \quad (19)$$

hvor e_t er prognosefeilen til hver enkelt prognose. Den fremkommer av forskjellen mellom prognosen P_t og fasiten for prognosen, altså den realiserte kursen eller prisen S_{t+1} .

3.3.1 Mean Absolute Error (MAE)

MAE angir det gjennomsnittlige absolutte avviket mellom prognosene og faktisk kurs og noteres slik:

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |e_i| \quad (20)$$

Alle observerte feilledd vil bli likt vektet med denne metoden, da det er absolutte avvik.

For lett og oversiktlig å kunne sammenligne prognosene mot RW og terminpris/FRA-renter (kalt benchmark), vil resultatene for MAE og MSE (forklart under) bli oppgitt som forholdstall på følgende måte:

$$\frac{MAE / MSE_{prognose}}{MAE / MSE_{benchmark}} \quad (21)$$

Forholdstall under 1 indikerer dermed at aktørens prognoser har lavere MAE/MSE enn RW, mens det motsatte er tilfelle ved forholdstall over 1.

Dette fører også til at en bedre kan sammenligne resultatene på tvers av de ulike variablene og tidshorizontene. GBP/NOK noteres eksempelvis høyere enn USD/NOK, så en direkte vurdering av prognosefeil vil ikke være sammenlignbart.

I analysedelen hvor de ulike aktørene sammenlignes med hverandre, vil resultatene bli uttrykt som prosentvis absolutt prognosefeil, sett i forhold til realisert verdi, altså MAPE:

$$\frac{MAE_{prognose}}{S_{t+1}} \quad (22)$$

3.3.2 Mean Squared Error (MSE)

Gjennomsnittlig kvadrert avvik (MSE) skiller seg ikke mye fra MAE. Forskjellen er at her blir avvikene kvadrert. Meese og Rogoff (1983) påpeker at i situasjoner med en skjev fordeling og ved tykke haler vil MAE være foretrukket, da det er mindre sensitivt til ekstremverdier enn det MSE er. Større avvik mellom prognosen og den virkelige verdien vil bli straffet hardere ved MSE enn ved MAE.

MSE skrives på formen:

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t^2 \quad (23)$$

På samme måte som for MAE vil resultatene for MSE bli presentert som forholdstall mot benchmark, jf. uttrykk (21).

3.3.3 Mean Error (ME)

Gjennomsnittlig avvik (ME) måler avstanden mellom prognosen og det faktiske utfallet. Her vil positive og negative verdier kunne utligne hverandre. Metoden er derfor ikke egnet til å si noe om treffsikkerheten til prognosene.

Det ME kan brukes til, er å se på systematikken i prognosene. Vi kan se om aktørene systematisk over- eller underestimerer i sine prognoser. Ved høye negative eller positive verdier vil prognosene dermed ha en tendens til enten å predikere for høye eller for lave kurser eller priser.

ME uttrykkes slik:

$$ME = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t \quad (24)$$

En ulempe ved denne metoden er at prognosene på generelt grunnlag kan spå for høye eller for lave verdier, men at dette ikke fremkommer i resultatet dersom det blir nøytralisert av et stort avvik i motsatt retning. Derfor vil jeg der det er hensiktsmessig vise avvikene grafisk, hvor det er lettere å se slike ekstremverdier.

3.3.4 Direction of Change (DoC)

Direction of Change (DoC) er et mål på om prognosene klarer å spå retningsutviklingen til rentene, valutakursene og oljeprisen. DoC defineres ved:

$$DoC = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n V_t \quad (25)$$

hvor V_t er en dummy-variabel som får verdien 1 hvis prognosemakerne spår riktig retning og 0 dersom de tar feil av retningen. Gjennomsnittet av V_t , vil da være en prosentverdi som viser hvor ofte utviklingen har hatt lik retning som det prognosen spådde.

Helt tilfeldig gjetning vil i dette tilfellet tilsvare 50% riktig retningsangivelse, og vil dermed være en benchmark som prognosene bør overgå om en skal kunne si at de er mer treffsikre enn et myntkast.

3.3.5 Suksessrate (SR)

Suksessrate (SR) er et mål på hvor ofte prognosene treffer nærmere realisert verdi enn benchmarkprognosene, målt ved absolutt avvik. Som ved DoC, er SR en binomisk variabel og defineres slik:

$$SR = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n S_t \quad (26)$$

Her er S_t den binomiske variabelen som får verdien 1 dersom prognosealternativet treffer bedre enn benchmark ($|e_{\text{prognose}}| < |e_{\text{benchmark}}|$) og 0 dersom benchmark gir den beste prognosen ($|e_{\text{prognose}}| > |e_{\text{benchmark}}|$). SR er derfor et binomisk uttrykk for MAE, hvor det alternativet som ved hver enkeltprognose treffer nærmest realisert verdi, får verdien 1.

Ved signifikante verdier over 50% kan en dermed si at aktørene oftest har vært nærmere den realiserte verdien i sine prognoser, sammenlignet med den aktuelle benchmarkmodellen.

3.3.6 Test av signifikante avvik for MAE og MSE: Diebold-Mariano testen

For å styrke analysen har jeg valgt å benytte Diebold-Mariano testen (1995) for å sjekke om forskjellene ved MAE og MSE er signifikante. Dette er en test for å sammenligne treffsikkerheten til to prognosealternativer.

Prognosene i datasettet vil overlappe fordi de ofte er gitt for flere perioder fremover. Datasettet vil derfor inneholde autokorrelasjon, noe DM-testen justerer for.

Det er viktig å påpeke at DM-testen ikke forteller oss hvilket prognosealternativ som er best, men om det er signifikant forskjell i tapsfunksjonene til prognosene, som vist i uttrykk (28).

Residualene til aktørenes prognoser (P) og til eksempelvis RW-modellens prognoser (RW) er:

$$\begin{aligned} e_P &= S_{t+1} - P_t \\ e_{RW} &= S_{t+1} - RW_t \end{aligned} \tag{27}$$

hvor S_{t+1} er realisert verdi, mens P_t og RW_t er prognosene til bankene/institusjonene og RW-modellen på tidspunkt t .

Tapsfunksjonene er slik:

$$\begin{aligned} d_t &= e_P^2 - e_{RW}^2 \\ d_t &= |e_P| - |e_{RW}| \end{aligned} \tag{28}$$

Første uttrykk er med utgangspunkt i målekriteriet MSE, mens det andre uttrykket er for MAE. Videre definerer vi gjennomsnittet for tapsfunksjonene:

$$\bar{d} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n d_t \quad \mu = E[d_t] \tag{29}$$

Nullhypotesen er at de to prognosealternativene er like treffsikre, som betyr at tapsfunksjonen d_t har en forventet verdi lik null. Alternativhypotesen er at det er

forskjell i treffsikkerheten til de to prognosealternativene. Jeg ønsker å sjekke om aktørenes prognoser gjør det dårligere eller bedre enn benchmarkmodellene, og benytter meg derfor av en tosidig test:

$$H_0: \bar{d} = 0$$

$$H_a: \bar{d} \neq 0$$

Videre vil jeg forklare beregningene jeg har gjort i DM-testen. For mer utfyllende forklaring og beskrivelse viser jeg til Diebold og Mariano (1995), samt en illustrasjon av DM-testen i Excel av Charles Zaiontz (2018).

For $n > k \geq 1$ så har vi

$$\gamma_k = \frac{1}{n} \sum_{t=k+1}^n (d_t - \bar{d})(d_{t-k} - \bar{d}) \quad (30)$$

hvor γ_k er autokovariansen ved lag k . Gitt forutsetningen om svak stasjonaritet, så blir Diebold-Marianos teststatistikk slik:

$$DM = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\left[\gamma_0 + 2 \sum_{k=1}^{h-1} \gamma_k \right] / n}} \quad (31)$$

Hvor verdien for $h = n^{1/3} + 1$.

Hvis $|DM| > Z_{\text{krit}}$, hvor Z_{krit} er tosidig kritisk verdi, er det signifikant forskjell mellom prognosene. Dette sjekkes ved å bruke en asymptotisk z-test. Jeg bruker signifikansnivå på 10% og 5%, noe som gir en Z_{krit} på $\pm 1,645$ og $\pm 1,96$. Signifikansnivåene 10% og 5% er vist i tabellene ved hhv * og **.

Ved små utvalg, noe jeg til tider har for horisonter over 24M, så kan DM-testen forkaste nullhypotesen for ofte. Derfor benytter jeg meg i disse tilfellene av en modifisert versjon av DM-testen som skal korrigere for nettopp dette. Den modifiserte testen, DM^* og DM gir stort sett samme resultat, men ved de minste utvalgene kan det være små forskjeller. Da har jeg valgt å legge til grunn HLN-testen (DM^*), som er foreslått av Harvey, Leybourne og Newbold (1997):

$$DM^* = DM \sqrt{\frac{[n+1-2h+h(h-1)]}{n}} : T(n-1) \quad (32)$$

Her er n totalt antall prognoser og h er antall lags i prognosen. I dette tilfellet anbefaler Harvey et al. å sammenligne DM^* med kritiske verdier fra t-fordelingen fremfor standard normalfordeling.

3.3.7 Test av signifikante avvik for DoC og SR

Ved et myntkast antar vi at DoC vil være korrekt halvparten av gangene, og dermed være 0,5 (50%). Hvis aktørenes prognoser er like treffsikre som benchmarkmodellen den blir sammenlignet mot, vil også SR være 0,5.

Ved DoC- eller SR-verdier som er signifikant større eller mindre enn 0,5, kan vi anta at prognosealternativene ikke er like. Dette illustreres med hypotesene:

$$H_0: DoC/SR = 0,5$$

$$H_A: DoC/SR \neq 0,5$$

For å teste for signifikante avvik benytter jeg meg av en binomisk test. T-verdien regner jeg ut slik:

$$t = \frac{(DoC / SR) - 0,5}{\sqrt{(0,25 / n_k)}} \quad (33)$$

Her er n_k antall prognoser ved prognosehorisont k . Jeg bruker også her signifikansnivå 10% (*) og 5% (**).

På samme måte som MAE og MSE så vil datasettet ved DoC også inneholde autokorrelasjon. Jeg har få runs⁹ i forhold til antall prognoser, og det kommer ikke ved en tilfeldighet. Dette skyldes blant annet at aktørene gir prognoser for flere perioder fremover, noe som fører til at prognosene overlapper. En måte å unngå dette på er å fjerne alle overlappende observasjoner. Ulempen med dette er at jeg da står igjen med relativt få observasjoner, spesielt for de lengste prognosehorisontene.

Hva som gir et mest realistisk bilde på virkeligheten er vanskelig å si. Men jeg vil også vise resultatene jeg får ved å fjerne overlappende observasjoner i datasettet. Denne variabelen kaller jeg for DoC^O , og den kan beskrives slik:

$$DoC^O = \frac{1}{m} \sum_{t=1}^m V_t \quad (34)$$

Her er m alle ikke-overlappende observasjoner av den binomiske variabelen V_t , som er 1 hvis aktørene spår riktig retningsutvikling og 0 hvis de spår feil.

⁹ Ett run er en sekvens med like utfall i datasettet. Antall like utfall i en sekvens er lengden på ‘runen’.

4 Analyse

Analysedelen vil bli delt inn i følgende fire hoveddeler:

- 4.1) Analyse av renteprogner
- 4.2) Analyse av valutakursprogner
- 4.3) Analyse av oljeprisprogner
- 4.4) Sammenligning av aktørenes progner

Analysene i kapittel 4.1-4.3 vil være en samlet vurdering av alle progner basert på målekriteriene, sammenlignet med aktuelle benchmark-progner. I kapittel 4.4 vil jeg rangere hver aktør for å finne den beste innenfor hver kategori (renter, valuta, oljepris) og til slutt den aktøren med de totalt sett beste prognosene i perioden 2006-2017. Hvordan analysedelene er strukturert forklares under.

4.1-4.3: Samlet analyse av aktørene

Her vil jeg analysere alle aktørene samlet. Jeg ønsker å få et svar på hvor gode prognosene er på generelt grunnlag. Benchmark-alternativene vil bli en naiv RW modell, FRA-renter og terminpriser for olje. Alle prognosene vil bli evaluert ved bruk av de fem målekriteriene:

- MAE og MSE
- DoC og SR
- ME

Alle MAE og MSE resultater oppgis som forholdstall mot benchmark. Verdier over 1 indikerer dermed at aktørenes progner er dårligere enn benchmark, mens det motsatte er tilfelle ved verdier under 1.

Dummy-variablene DoC og SR uttrykkes som prosentvis av enkeltprognosene hvor DoC=1 og SR=1.

ME uttrykkes ikke som forholdstall, men som gjennomsnittsverdi. Negative verdier indikerer at prognosen er lavere enn realisert verdi. Det vil si prognosen spådde for sterk kronekurs, for lav rente eller for lav oljepris.

I tabellene vil signifikante avvik bli markert med * og **. Dette indikerer om observasjonene er signifikante på henholdsvis 10%- og 5%-nivå. Som standard i oppgaven kommenterer jeg resultatene basert på 5%-signifikansnivå.

Noen horisonter vil inneholde få prognoser. Jeg vil allikevel vise disse, men ikke tillegge de like mye vekt i analysen. Antall prognoser ved de ulike horisontene vises ved n .

4.4: Sammenligning av aktørenes prognoser

I denne delen vil jeg sammenligne og rangere de ulike prognosemakerne mot hverandre og RW-modellen. Dette vil bli gjort ved bruk av målekriteriet MAPE. Det blir en sammenligning og rangering ved hver av de ulike prognosehorisontene, som samlet utgjør grunnlaget for totalvurderingen innenfor kategoriene rente, valuta og olje. Dette vil igjen utgjøre grunnlaget for en samlet rangering av beste prognosemaker totalt sett i perioden.

Fordi institusjonene (SSB, NB, FI og IMF) har færre prognoser totalt sett og kun gir prognoser for årssnitt blir det vanskelig å gi en god sammenligning opp mot bankene. Rangeringen vil derfor kun være mellom de ulike bankene, samt RW-modellen. Her er grunnlaget for å sammenligne meget bra. Institusjonene vil allikevel bli analysert, men vil altså ikke telle i totalrangeringen.

På grunn av at ikke alle aktørene gir prognoser for hver kombinasjon av variabel/prognosehorisont, vil det i noen kombinasjoner være færre aktører. En seier i en kategori med tre deltakere vil derfor ikke vektes like mye som en seier i en kategori med seks deltakere. Dette løses ved å gi aktørene deltakerveide plasseringer innenfor hver kombinasjon av variabel og prognosehorisont. Dette er etter inspirasjon fra «Prognoseprisen» (Sucarrat, 2018). Deltakerveid plassering (plass*) regnes ut slik:

$$Plass^* = N_k \times \left(\frac{n+1}{n_k+1} \right) \quad (35)$$

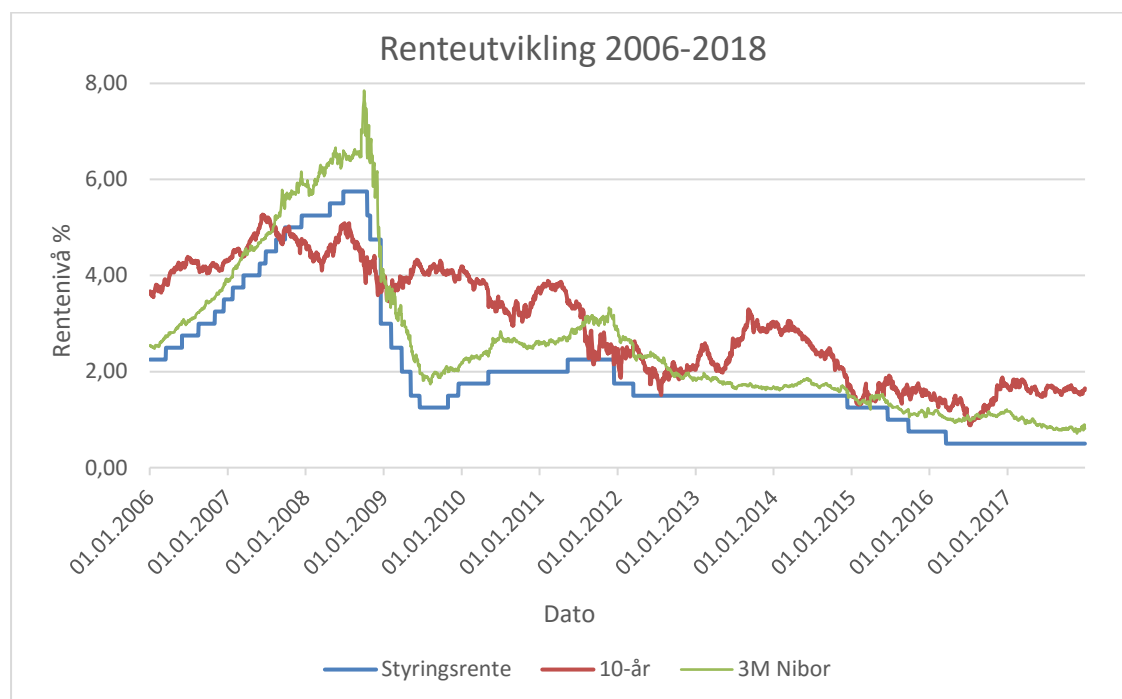
Hvor N_k er plassering (plass) i kategori k , mens n er totalt antall deltakere og n_k er antall deltakere i kategorien.

4.1 Analyse av renteprognoser

Her vil renteprognosene bli analysert med utgangspunkt i målekriteriene. Jeg har renteprognoser for de fleste horisonter. Noen horisonter er fjernet, enten på grunn av for få observasjoner, eller på grunn av for få aktører som gir prognoser for den aktuelle kombinasjonen av rente/horisont.

Renteutviklingen i prognoseperioden er vist i figur 7. Vi ser at det i de første tre årene har det vært stigende renter, og at det i mesteparten av perioden har vært fallende renteutvikling.

Figur 7: Renteutvikling 2006-2018 (Oslo Børs og Norges Bank)



4.1.1 MAE og MSE

Vi ser i tabell 4.1 at det er store forskjeller i treffsikkerheten til prognosene mellom de ulike rentene og horisontene. Resultatene for Nibor er best, og har følgelig lavest forholdstall totalt (sammenlignet med RW). 10-års renter er der hvor prognosene er desidert dårligst. Videre vil jeg ta for meg hver rente for seg selv.

Nibor

Ser vi på resultatene for de ulike horisontene viser tabell 4.1 at aktørene er gode til å predikere Nibor opp til og med 12M og ved +1. De er bedre ved begge målekriteriene,

for alle disse horisontene. Best er de ved 3M og 6M med en ratio på 0,72-0,80 (MAE) og 0,60-0,69(MSE). Resultatene ved 3M og 6M viser at bankene og institusjonene er signifikant bedre enn RW.

Ser vi derimot på horisonter over 12 måneder er treffsikkerheten betydelig svakere. Ved de lengste prognosehorisontene (24M, 36M, +2 og +3) er RW modellen bedre i fire (MAE) og tre (MSE) kombinasjoner av fire mulige. Spesielt ved 36M og +3 gir RW suverent de beste prognosene for Nibor.

Totalt sett er det tydelig at treffsikkerheten til Niborprognosene er avtagende ved økt prognosehorisont. Opp til og med 12 måneder er prognosemakerne gode, mens de treffer dårlig ved de lengste horisontene. Ved alle horisonter sett under ett er aktørene omtrent like gode som RW til å spå Nibor, med forholdstall på 1,07 og 0,99, som heller ikke viser signifikant forskjell.

Styringsrenten

På kort sikt ser vi i tabell 4.1 at prognosene for styringsrenten er mye bedre enn RW. Opp til og med 12M er aktørene bedre til å predikere styringsrenten enn RW ved alle mulige prognosehorisonter. Ved 3M og 6M er resultatene også signifikante i 4 av 4 mulige kombinasjoner.

Som ved Nibor, ser vi i midlertidig svakere resultater ved de lange horisontene. Ved 24M, 36M, +1 og +2 så er RW klart best. Vi ser også at ratioen for MAE og MSE nesten dobler seg fra 12M til 24M. Det kan se ut til at Norges Bank er meget gode på guiding på kort sikt, og at markedsaktørene dermed har god kontroll på utviklingen i styringsrenten opp til og med 12 måneders horisont.

Ved endringer i markedsforhold som påvirker rentene, så vil det for Nibor og 10-års renter gi umiddelbare utslag. For styringsrenten vil det derimot kunne være mye informasjon som ikke er reflektert i renten, fordi den kun endres hver sjette uke. Aktørene vil derfor ha mye bedre forutsetninger for å predikere styringsrenten på kort sikt, noe resultatene også tyder på.

10-års renter

Prognosene for 10-års rentene er dårligere enn RW i 18 av 18 mulige prognosehorisonter, samlet ved MAE og MSE. Også her ser vi avtagende treffsikkerhet dess lenger horisonten blir, men dette er ikke like åpenbart som ved

Nibor og styringsrenten. Det er tydelig at 10-års renter er de vanskeligste å predikere. Med ett unntak, er aktørene signifikant dårligere enn RW ved alle kombinasjonene for 10-års renter.

Tabell 4.1 viser også store forskjeller hvis vi sammenligner MAE og MSE. Det høye forholdstallet for MSE viser at det ikke bare er prognosefeilene som er større enn ved RW, men aktørene har også flere grove bom.

Tabell 4.1: Renteanalyse basert på MAE og MSE

	Nibor			Styringsrente			10-års rente		
	MAE	MSE	n	MAE	MSE	n	MAE	MSE	n
3M	0,80*	0,60**	99	0,61**	0,72**	121	1,36**	1,86**	121
6M	0,72**	0,69**	87	0,56**	0,59**	110	1,26**	1,73**	109
9M				0,94	0,92	29	1,07	1,47**	29
12M	0,83	0,68*	98	0,86	0,81	131	1,35**	1,88**	130
24M	1,30*	1,21	52	1,52**	1,50**	82	1,66**	2,53**	82
36M	2,59**	6,45**	10	3,22**	9,43**	10	2,08**	3,72**	10
+1	0,82	0,59*	70	0,99	0,87	51	1,89**	3,30**	39
+2	1,06	0,80	64	1,30	1,26	33	2,09**	3,78**	23
+3	1,60**	1,64	58	2,00**	2,58**	29	2,25**	4,57**	21
Total	1,07	0,99	538	1,13	1,23*	596	1,53**	2,48**	564

Noter:
 Alle verdier er oppgitt som forholdstall mot RW, som vist i uttrykk (21).
 n: Antall prognoser.
 * og **: Indikerer signifikant forskjell ved 10%- og 5%-nivå, ved bruk av DM-test.

Av de totalt 52 kombinasjonene av rente/horisont for MAE (26 kombinasjoner) og MSE (26 kombinasjoner), så viser tabell 4.2 at aktørenes prognoser er bedre enn RW i 19 av kombinasjonene (37%), mens RW er best i 33 kombinasjoner (63%). Legger vi et signifikansnivå på 5% til grunn, er RW best i 26 (50%) og prognosene i 7 kombinasjoner (13%).

Tabell 4.2: Antall besterangeringer basert på MAE og MSE

	Nibor		Styringsrente		10-års rente		Totalt
	MAE	MSE	MAE	MSE	MAE	MSE	
Prognose best	4 (2/1)	5 (4/2)	5 (2/2)	5 (2/2)	0	0	19 (10/7)
RW best	4 (3/2)	3 (1/1)	4 (3/3)	4 (3/3)	9 (8/8)	9 (9/9)	33 (27/26)

Noter:
 Oppsummering av antall besterangeringer fra de ulike kombinasjonene av rente og prognosehorisont som fremkommer fra tabell 4.1.
 (x / x): Indikerer antall signifikante tilfeller ved 10%- og 5%-nivå, ved bruk av DM-test.

Oppsummert er det mye som tyder på at renter er meget vanskelige å spå ved lange tidshorisonter. Her er RW-modellen overlegent best uansett hvilken rente vi ser på. 10-års renter viser seg vanskelige å predikere uansett horisont, mens aktørene viser bedre resultater på horisonter til og med 12 måneder for Nibor og styringsrenten sammenlignet med RW.

4.1.2 DoC og SR

Her vil jeg presentere resultatene for DoC og SR for hver av de tre rentene.

Nibor

Ved de korteste horisontene ser vi i tabell 4.3 at Nibor-anslagene er svært gode ved bruk av DoC og SR. Her er prognosene bedre enn RW ved alle horisonter opp til og med 12 måneder. Forskjellene er også signifikante på 5%-nivå ved kriteriet DoC.

Dette er samme konklusjon som jeg fikk ved bruk av kriteriene MAE og MSE.

Resultatene er tilsvarende dårlige ved de lengste horisontene. SR-verdiene, som er et mål på om de treffer nivået, er også gjennomgående lavere enn retningsmålet DoC.

Totalt sett treffer Niborprognosene riktig retning 59,1% av gangene, mens de er bedre enn RW til å anslå nivået 47,9% av gangene. Sistnevnte er derimot ikke signifikant.

Styringsrente

Resultatene for styringsrenten viser oss at prognosene er best i 4 av 6 horisonter ved DoC og i kun 2 av 9 horisonter ved SR. Også her er aktørene gode til å forutsi utviklingen, men mindre gode til å anslå nivået, sammenlignet med RW.

Nok en gang er prognosene gode, og klart bedre enn RW, ved korte horisonter. Med en treff på 81% (DoC) og 61,2% (SR) er det ingen tvil om at aktørene er gode på å predikere styringsrenten ved 3 måneders horisont. De treffer også bra både på retningen og nivået opp til og med 6M horisont. Dette er også i tråd med Norges Banks ambisjoner om en forutsigbar pengepolitikk.

Aktørene spår riktig retning på styringsrenten totalt sett i 60,8% av prognosene. Vi ser at RW hadde vært en omtrent like god predikator for nivået til styringsrenten i perioden, med en SR-verdi på 50,4%.

Resultatene for styringsrenten ved DoC og SR er ikke direkte sammenlignbar med de andre rentene. Det er fordi styringsrenten ikke endres like ofte som andre renter. Det kan derfor argumenteres for at styringsrenten i realiteten ikke har to mulige utfall (opp og ned) men tre mulige. Det er altså en reel sjans for uendret rente. I datasettet i denne oppgaven forblir styringsrenten uendret 24,5% av alle gangene aktørene gir prognoser. På grunn av dette vil ikke samme prinsipp gjelde som ved eksempelvis valutaprognoser, hvor ren gjetning vil føre til at forventet verdi for DoC=50%. Med tre mulige utfall, så styrker det aktørenes resultater ytterligere, og forteller oss at styringsrenten er meget predikerbar på kort sikt.

Målekriteriet SR får verdien 50% hvis prognosen og RW treffer like godt på nivået til styringsrenten. Dette er en grunn til at vi ser litt høyere verdier for DoC enn for SR. Aktørene kan treffe helt riktig på prognosen, men allikevel få verdien 50%, hvis RW også treffer riktig (renten forblir uendret). SR er altså ikke et mål på presisjonen til prognosene, men en ren sammenligning med RW.

Ved en styringsrente på eksempelvis 1,50 hele året frem til siste rentemøte, hvor renten blir satt ned, vil snittrenten for året kunne bli 1,49. Hvis en aktør da spådde et årssnitt på 1,50 ville dermed allikevel DoC blitt 0. Det ville gitt et feilaktig bilde av virkeligheten. Jeg har derfor valgt å holde resultatene for årssnitt for styringsrenten (DoC) utenfor.

10-års renter

Resultatene for 10-års renter er dårligere enn RW ved alle horisonter, både ved DoC og SR, vist i tabell 4.3. Ved 3 måneders horisont viser anslagene for 10-års renter riktig retning i 40,5% av prognosene. Målt ved SR er de mer treffsikre enn RW i kun

29,3% av prognosene. Totalt angir aktørene riktig retning i 39,9% av prognosene, noe som er betydelig svakere enn et tilfeldig myntkast. Suksessraten er enda lavere og ligger på 30,3%. Begge er signifikant dårligere enn RW.

Gjennomsnittlig spot 10-års rente for alle datoene hvor det er gitt prognoser, er i mitt datasett på 3,09% på prognosedatoen. Den realiserte 10-års renten for de samme prognosene har ett snitt på 2,9%, mens prognosene har et snitt på 3,51%. En prognose for 10-års renter antar altså en gjennomsnittlig økning på 13,6%, mens det i realiteten ble en gjennomsnittlig nedgang på 6%.

Tabell 4.3: Renteanalyse basert på DoC og SR

	Nibor		Styringsrente		10-års rente		Total	
	DoC	SR	DoC	SR	DoC	SR	DoC	SR
3M	64,6%**	57,1%	81%**	61,2%**	40,5%**	29,3%**	61,9%**	48,7%
6M	69%**	63,2%**	74,5%**	67,3%**	45,9%	38,5%**	62,7%**	55,9%**
9M			55,2%	43,1%	41,4%	41,4%	53,4%	45,2%
12M	68,4%**	52,0%	54,2%	48,1%	38,5%**	30,8%**	52,4%	42,9%**
24M	38,5%	27,9%**	29,3%**	25,6%**	35,4%**	17,1%**	33,8%**	22,9%**
36M	0%**	0%**	0%**	0%**	0%**	0%**	0%**	0%**
+1	77,5%**	59,2%*		45,9%	48,9%	23,1%**	65,7%**	49,7%
+2	58,5%	41,5%		31,8%**	29,2%**	8,3%**	49,2%	32,4%**
+3	25,4%**	20,3%**		12,1%**	13,6%**	4,5%**	21,8%**	15%**
Total	59,1%**	47,9%	60,8%**	50,4%	39,9%**	30,3%**	53,1%**	43,6%**

Noter:
DoC/SR: Viser prosentvis oppsummering hvor DoC/SR=1
n: Følger samme fordeling som i tabell 4.1.
* og **: Indikerer signifikant forskjell ved 10%- og 5%-nivå.

Tabell 4.4 under viser at bankene og institusjonene angir riktig retning bedre enn et myntkast, samlet for alle rentene, i 9 av 23 kombinasjoner (39%). Resultatene ved bruk av SR er noe dårligere. Her er aktørene best i kun 6 av 26 kombinasjoner (23%). Tabellen viser også at det er flere signifikante resultater til fordel for RW. Som vist tidligere er det for 10-års renter prognosene er dårligst, og som dermed trekker ned

totalresultatet. Prognosene for Nibor og styringsrenten står seg noe bedre om en fjerner 10-års renter fra totaloppsummeringen.

Tabell 4.4: Antall besterangeringer basert på DoC og SR

	Nibor		Styringsrente		10-års rente		Totalt	
	DoC	SR	DoC	SR	DoC	SR	DoC	SR
Prognose best	5 (4/4)	4 (2/1)	4 (2/2)	2 (2/2)	0	0	9 (6/6)	6 (4/3)
RW best	3 (2/2)	4 (3/3)	2 (2/2)	7 (4/4)	9 (6/6)	9 (8/8)	14 (10/10)	20 (15/15)

Noter:
 Oppsummering av antall besterangeringer fra de ulike kombinasjonene av rente og prognosehorisont som fremkommer fra tabell 4.3.
 (x / x): Indikerer antall signifikante tilfeller ved 10%- og 5%-nivå.

Totalt sett treffer 53,1% av alle prognosene riktig retning for renteutviklingen. Tar man en tilfeldig valgt renteprognose i perioden, så er det 43,6% sjanse for at den treffer nærmere den realiserte kursen enn om en tar utgangspunkt i at dagens rente er fremtidens rente. Begge er signifikante på 5% nivå. Aktørenes prognoser er altså bedre enn tilfeldig gjetning til å anslå retningen på renteutviklingen, og dårligere til å anslå nivået. Det er 10-års rentene og de lange prognosehorisontene som trekker ned totalresultatene både ved DoC og SR.

DoC⁰ – Overlappende observasjoner fjernet

På grunn av den nevnte autokorrelasjonen i datasettet vil jeg også vise retningsresultatet uten overlappende observasjoner. Dette vil naturlig nok føre til at antall observasjoner blir redusert, og da spesielt for de lengste horisontene.

Vi ser i tabell 4.5 at prognosene for Nibor og styringsrenten fortsatt treffer på retningen bedre enn et myntkast. Nibor prognosene blir i midlertidig dårligere når vi utelater overlappende observasjoner, og er ikke signifikant forskjellig fra RW. Styringsrenten blir bedre, og aktørene angir her riktig retning i hele 69,3% av prognosene, noe som også er signifikant.

10-års renten endrer seg lite ved å bruke kriteriet DoC⁰. Verdien blir 40,1%, noe som også er signifikant dårligere enn et myntkast.

Tabell 4.5: Renteanalyse basert på DoC^o

	Nibor	Styringsrente	10-års rente
	DoC ^o	DoC ^o	DoC ^o
Total	53,5%	69,3%**	40,1%**

Noter:
 Viser prosentvis oppsummering hvor DoC^o=1. DoC^o er vist i uttrykk 25.
 * og **: Indikerer signifikant forskjell ved 10%- og 5%-nivå.

4.1.3 ME

Tabell 4.6 viser at aktørene gjennomgående spår for høye renter. Dette ser vi ved at alle ME-verdier er positive, bortsett fra Nibor ved 3M og 6M.

ME viser gjennomsnittlig prognosefeil, og vi ser derfor at verdiene naturlig nok er høyere dess lenger horisonten blir. Nibor prognosene viser seg å være relativt forventningsrette opp til og med 6 måneders horisont.

Overvurderingen av fremtidig rentenivå er tydelig hvis vi ser på de lengste horisontene som er 24M, 36M, +2 og +3. Totalt inneholder datasettet 474 enkeltprognoser for disse horisontene. I 84% av prognosene for disse horisontene er anslaget høyere enn spotkurs, det vil si at prognosen tilsier renteoppgang. Når vi i ettertid vet at det var en rentenedgang i perioden, så har vi en grunn til de positive ME-verdiene. Dette kan indikere at aktørene har hatt et for positivt makrobilde, spesielt på lang sikt.

Som vist i figur 7, så har rentenivået i perioden vært synkende, noe som må tas med i betraktning når vi ser de positive ME-verdiene. Synkende rente i perioden fører til at også RW-modellen viser positiv prognosefeil. Vi ser allikevel at RW-modellens prognosefeil er mindre enn analytikernes prognosefeil.

Tabell 4.6: Renteanalyse basert på ME

	Nibor		Styringsrente		10-års rente		Total	
	ME	ME _{RW}	ME	ME _{RW}	ME	ME _{RW}	ME	ME _{RW}
3M	-0,03	-0,03	0,07	0,01	0,14	0,00	0,07	0,00
6M	0,09	0,04	0,16	0,06	0,25	0,04	0,17	0,05
9M			0,22	0,15	0,30	0,13	0,20	0,15
12M	0,32	0,15	0,50	0,20	0,56	0,16	0,48	0,17
24M	1,01	0,54	1,34	0,59	1,17	0,47	1,19	0,53
36M	2,21	0,85	2,18	0,68	2,47	1,20	2,28	0,86
+1	0,28	0,24	0,42	0,15	0,75	0,05	0,41	0,18
+2	0,95	0,56	1,31	0,56	1,34	0,40	1,12	0,53
+3	2,13	1,16	2,41	1,09	1,94	0,81	2,16	1,07
Total	0,31	0,15	0,48	0,19	0,61	0,19	0,60	0,26

Noter:
ME: Gjennomsnitt av prognosefeil e_t . Positiv ME viser at prognosene i snitt har vært høyere enn realisert rente $P_t > S_{t+1}$.
ME_{RW}: Positiv verdi indikerer rentenedgang (i gj.snitt for horisonten i hele perioden): $S_{t+1} < S_t$.
n: Følger samme fordeling som i tabell 4.1.

4.1.4 Analyse av Nibor mot FRA-renter

Tabell 4.7 viser Niborprognosene sammenlignet med FRA-renter, som er et uttrykk for markedsforventningene. Sammenligningen er gjort ved horisontene 3M, 6M og 12M, etter samme oppskrift som tidligere er gjort mot RW.

Ved kriteriene MAE og MSE, ser vi i tabellen under, at FRA-rentene totalt sett er mer treffsikre enn analytikernes prognoser. Verdiene er ganske like ved 3M (MAE) og 6M (MSE). Totalt sett er forholdstallet på 1,09 og 1,07 ved hhv. MAE og MSE. FRA-rentene viser seg altså å være mer treffsikre enn aktørenes prognoser, men det er kun ved 6M målt ved MAE at de er signifikant bedre, og da kun på 10%-nivå. Vi kan altså ikke forkaste hypotesen om at de to alternativene gir like treffsikre prognoser, ved MAE og MSE.

FRA-rentene treffer også bra på retningen til Nibor. Fra tabell 4.3 husker vi at aktørenes prognoser viste riktig retning i 64-69% av prognosene ved 3M, 6M og 12M. FRA-rentene viser seg her å være mer treffsikre, og har dermed høyere verdier ved DoC enn aktørene. Alle tidshorisontene viser også at FRA er signifikant bedre enn tilfeldig gjetning som tilsvarer 50%.

Suksessraten ($SR_{P/FRA}$) er en sammenligning av FRA-prognosene og analytikernes prognoser. SR får verdien 1 om analytikerne treffer nærmest realisert verdi. Vi ser at prognosemakerne er bedre enn FRA-rentene ved 3M horisont. De er litt svakere enn FRA ved 6M og 12M. Totalresultatet på 47,8% viser at FRA-rentene er et lite knepp bedre som prediktor for fremtidig Nibor-rente. Ingen av resultatene ved SR er i midlertidig signifikante.

Tabell 4.7: Analyse av Nibor-prognoser sammenlignet med FRA-renter

	MAE_{FRA}	MSE_{FRA}	DoC_{FRA}	$SR_{(P/FRA)}$
3M	0,99	1,06	65,4%**	53,1%
6M	1,11*	1,02	78,9%**	49,3%
12M	1,11	1,10	71,3%**	41,3%
Total	1,09	1,07	71,6%**	47,8%

Noter:
 MxE_{FRA} : MxE_P/MxE_{FRA} . Ved verdier under 1 har prognosene lavere MxE enn FRA-rentene.
 DoC_{FRA} : Prosentvis riktig retningsutvikling ved bruk av FRA-renter.
 $SR_{(P/FRA)}$: Prosentvis oppsummering der $SR_P=1$ (Prognosene er nærmere realisert kurs enn FRA).
 * og **: Indikerer signifikant forskjell ved 10%- og 5%-nivå.

4.1.5 Oppsummering renteprognoser

Oppsummert er bankene og institusjonenes renteprognoser mindre treffsikre enn både en naiv RW-modell og FRA-rentene. Men det er få av disse resultatene som er signifikante totalt sett. Mot FRA-rentene kan vi ikke forkaste hypotesen om at prognosene er like gode.

Ved 10-års renter er analytikernes prognoser signifikant dårligere enn RW ved alle målekriteriene. Resultatene for Nibor og styringsrenten er gode på kort sikt, og

dårlige på lang sikt. Totalresultatene ved MAE, MSE og SR er derimot ikke signifikante. Det som derimot er signifikant er DoC-resultatene for Nibor og styringsrenten. Aktørene er signifikant bedre enn tilfeldig gjetning til å anslå retningen på renteutviklingen for disse rentene.

Bankene og institusjonene har også gjennomgående hatt tro på høyere rente i fremtiden enn det resultatet viste seg å bli. Også sammenlignet med RW-modellen.

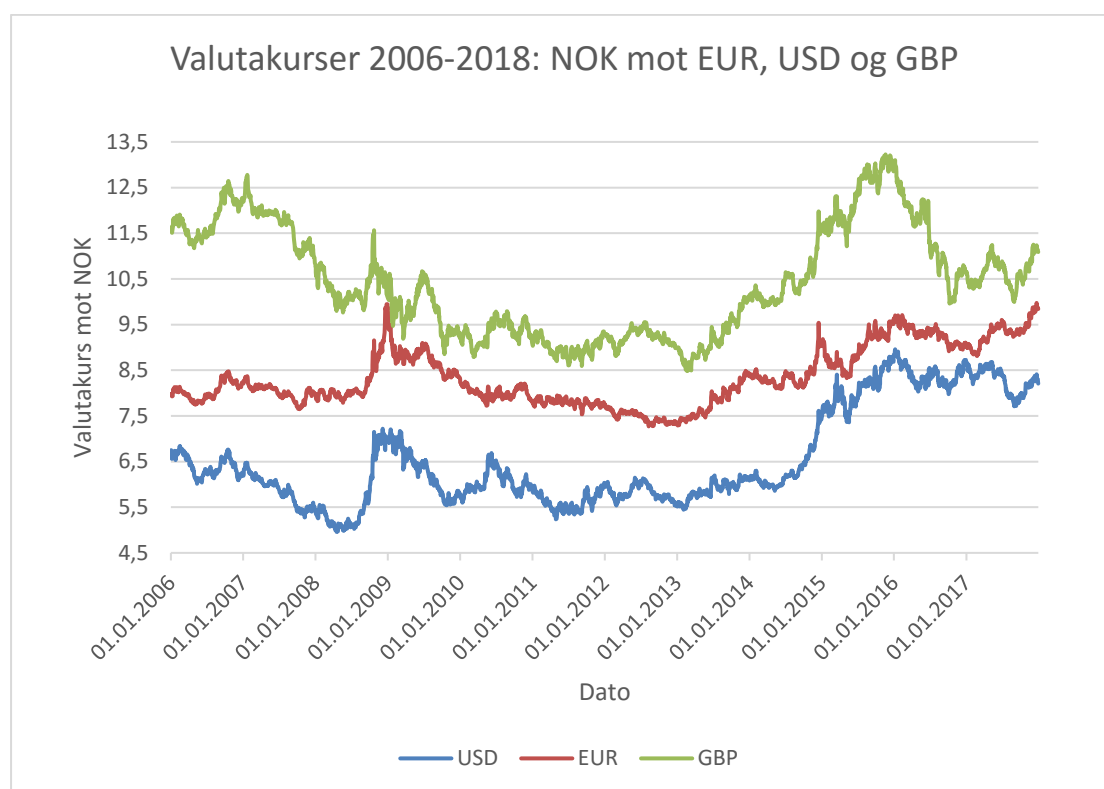
Slår vi sammen resultatene for alle tre rentene er konklusjonen at aktørene er bedre enn RW til å anslå retningen og dårligere til å anslå nivået. Går vi litt dypere blir konklusjonen at prognosene er bedre enn RW for styringsrenten på kort sikt. Utenom dette er enten RW eller FRA-rentene minst like treffsikre som aktørenes prognoser.

4.2 Analyse av valutaprognoser

Valutaprognosene består av de tre valutakryssene EUR/NOK, USD/NOK og GBP/NOK. Jeg har ni prognosehorisonter for EUR/NOK og USD/NOK og fem horisonter for GBP/NOK, altså 23 mulige kombinasjoner av valutakryss/horisont totalt.

Valutakursutviklingen i perioden er vist i figur 8. Vi ser at den norske krona har svekket seg mot USD og EUR i perioden, og styrket seg noe mot GBP. Vi har perioder både med styrkelse og svekkelse av krona mot alle de tre valutaene.

Figur 8: Valutakursutvikling 2006-2018 (Thomson Reuters Datastream)



4.2.1 MAE og MSE

Resultatene for valutaprognoene ved MAE og MSE er vist i tabell 4.8. Vi ser at prognosene er best for valutakryset USD/NOK. Forholdstallet mot RW totalt, ved MAE og MSE, er på hhv. 0,98 og 0,92 for dette valutakryset. Førstnevnte er signifikant på 10% nivå, mens MSE-verdien også er signifikant om vi legger 5%-nivå til grunn.

Resultatene er dårligst for EUR/NOK med MAE og MSE på 1,06 og 1,18. Begge resultatene er signifikante på hhv. 10% og 5% nivå. Prognosene for GBP/NOK har verdier både over og under 1. Prognosene er best målt ved MSE. RW-modellen er derimot best målt i absolutt avvik. Det tilsier at analytikernes prognoser har mindre store prognosefeil sammenlignet med RW.

Ser vi på prognosehorisontene er det vanskelig å se at treffsikkerheten til aktørene er nevneverdig forskjellig mellom de korte og lange horisontene. Resultatene er dårlige ved 6M horisont. Her er 4 av 6 kombinasjoner signifikant dårligere enn RW. Ved 12M og 24M horisont ser vi at resultatene er bedre, spesielt for USD/NOK og

GBP/NOK. De har også forholdstall under 1 for horisonten +3, men her må det påpekes at det er noe færre observasjoner.

Tabell 4.8: Valutaanalyse basert på MAE og MSE

Tidshorisont	EUR/NOK			USD/NOK			GBP/NOK		
	MAE	MSE	n	MAE	MSE	n	MAE	MSE	n
3M	1,11*	1,21	120	0,96	1,02	120	1,27**	1,52**	74
6M	1,07	1,29**	110	1,01*	1,05**	110	1,14**	1,48**	70
9M	1,25*	1,52*	35	1,25	1,35	35			
12M	0,98	1,14	130	1,01	0,90**	130	1,01	0,88	75
24M	1,17	1,35*	93	0,86*	0,72**	93	0,89	0,75*	45
36M	1,07*	1,01	10	1,11**	1,12**	10	1,10	1,06	10
+1	1,33**	1,64**	63	1,11	1,05	26			
+2	1,05	1,17	57	1,12	1,07	24			
+3	0,88	0,87	51	0,97	1,08	22			
Total	1,06*	1,18**	669	0,98*	0,92**	570	1,05*	0,98	274

Noter:
 Alle verdier er oppgitt som forholdstall mot RW, som vist i uttrykk (21).
 n: Antall prognoser
 * og **: Indikerer signifikant forskjell ved 10%- og 5%-nivå, ved bruk av DM-test.

Av de totalt 46 mulige kombinasjonene av valutakryss og horisont (23 for MAE og 23 for MSE) ser vi i tabellen under at prognosene er bedre enn RW i kun 10 av kombinasjonene (24%), mens RW er best i 35 kombinasjoner (76%). De fleste signifikante resultatene finner vi også til fordel for RW. I 10 kombinasjoner (22%) er RW modellen bedre enn analytikerne, ved 5%-signifikansnivå. Aktørenes prognoser er signifikant bedre enn RW i kun 2 kombinasjoner (4%) av 46 mulige.

Tabell 4.9: Antall besterangeringer basert på MAE og MSE

	EUR/NOK		USD/NOK		GBP/NOK		Totalt
	MAE	MSE	MAE	MSE	MAE	MSE	
Prognose best	2	1	3 (1/0)	2 (2/2)	1	2 (1/0)	11 (4/2)
RW best	7 (4/1)	8 (4/2)	6 (2/1)	7 (2/2)	4 (2/2)	3 (2/2)	35 (16/10)

Noter:
 Oppsummering av antall besterangeringer fra de ulike kombinasjonene av valutapar og prognosehorisont som fremkommer fra tabell 4.8.
 (x / x): Indikerer antall signifikante tilfeller ved 10%- og 5%-nivå, ved bruk av DM-test.

Oppsummert så viser tabellen over at RW-modellen totalt sett er bedre enn aktørene til å predikere de aktuelle valutakryssene. Aktørenes prognoser gjør det overraskende dårlig, selv om det finnes noen kombinasjoner innimellom hvor de er mer treffsikre enn RW.

4.2.2 DoC og SR

Går vi til tabell 4.10, viser den at bankene og institusjonene angir riktig retning på valutakursutviklingen i 55,9% av alle prognosene de gir. De treffer litt dårligere på nivået, sammenlignet med RW, og vi ser her en SR på 45%. Begge deler er signifikant på 5%-nivå.

Best prognoser, målt ved DoC og SR, gir aktørene for USD/NOK med verdier på hhv. 64,7% og 51,1%. Resultatene for EUR/NOK og GBP/NOK er tydelig svakere, og har SR-verdier på hhv. 40,1% og 43,3% målt mot RW. Begge de to sistnevnte er signifikante.

Ser vi på de ulike prognosehorisontene er det ved 12M resultatene er best, med verdier på 62,4% (DoC) og 49,3% (SR). Som vi også så i renteanalysen, så er valutaprognoene mye bedre til å anslå retningen enn de er til å anslå nivået. Det er heller ikke noe som tyder på at det er lettere å predikere, hverken retningen eller nivå, sammenlignet med RW, ved kortere tidshorisonter enn ved lengre. Unntaket er for 36M, hvor resultatene er spesielt dårlige. Men her er det også langt færre observasjoner enn de andre horisontene, og jeg vil derfor ikke vektlegge dette noe særlig.

Tabell 4.10: Valutaanalyse basert på DoC og SR

	EUR/NOK		USD/NOK		GBP/NOK		Total	
	DoC	SR	DoC	SR	DoC	SR	DoC	SR
3M	56,7%	44,2%	65,8%**	53,3%	40,5%	35,1%**	56,4%**	45,5%
6M	55,5%	43,6%	56,4%	43,6%	52,9%	44,3%	55,2%*	43,8%**
9M	48,4%	35,5%	61,3%	41,2%	25,0%	12,5%*	51,4%	35,7%**
12M	53,9%	46,2%	69,3%**	52,2%	65,3%**	49,3%	62,4%**	49,3%
24M	32,1%**	27,2%**	72,8%**	58,0%	57,8%	53,3%	53,6%	44,9%
36M	30,0%	30,0%	50,0%	40,0%	30,0%	30,0%	36,7%	33,3%*
+1	50,8%	34,9%**	57,7%	46,2%			52,8%	38,2%**
+2	45,6%	36,8%*	62,5%	50%			50,6%	40,7%*
+3	50,9%	50,9%	59,1%	54,6%			53,4%	52,1%
Total	50,1%	40,1%**	64,7%**	51,1%	52,1%	43,3%**	55,9%**	45,0%**

Noter:
 DoC/SR: Viser prosentvis oppsummering hvor DoC/SR=1.
 n: Følger samme fordeling som i tabell 4.8.
 * og **: Indikerer signifikant forskjell ved 10%- og 5%-nivå.

Oppsummeringen i tabell 4.11 viser at av 48 mulige kombinasjoner av valutakryss og horisont, så er prognosene best i 23 kombinasjoner, og RW best i 25 kombinasjoner målt ved DoC og SR. Det er kun fire kombinasjoner, både for prognosene og RW, hvor resultatene viser signifikant forskjell (5%-nivå).

Det er valutakrysset USD/NOK som viser seg å være der hvor prognosemakerne treffer klart best. Av de 9 prognosehorisontene er aktørene bedre enn RW i 8 (DoC) og 4 (SR) tilfeller, og like gode ved ett tilfelle.

Tabell 4.11: Antall besterangeringer basert på DoC og SR

	EUR/NOK		USD/NOK		GBP/NOK		Totalt
	DoC	SR	DoC	SR	DoC	SR	
Prognose best	5	1	8,5 (3/3)	4,5	3 (1/1)	1	23 (4/4)
RW best	4 (1/1)	8 (3/2)	0,5	4,5	3	5 (2/1)	25 (6/4)

Noter:
 Oppsummering av antall besterangeringer fra de ulike kombinasjonene av valutakryss og prognosehorisont som fremkommer fra tabell 4.10.
 (x / x): Indikerer antall signifikante tilfeller ved 10%- og 5%-nivå.

Totalt sett for alle tre valutakryssene, uavhengig av tidshorisont, har vi en SR på 45% og en DoC på 55,9%. Begge er signifikante. Vi kan si at aktørene er bedre enn tilfeldig gjetning til å spå retningen på valutakursen og svakere enn RW til å angi nivået på valutakursen. Dette sammenfaller med konklusjonen jeg fikk ved å bruke målekriteriene MAE og MSE. Totalresultatene er i midlertidig godt trukket oppover av prognosene for USD/NOK, som er eneste valutakryss hvor aktørene angir retningen signifikant bedre enn tilfeldig gjetning.

DOC⁰ - Overlappende observasjoner fjernet

Tabellen under viser resultatene for DoC⁰. Verdiene blir lavere, og aktørene treffer altså dårligere på retningen til valutakursene om vi fjerner overlappende observasjoner. Det er USD/NOK som endrer seg mest, og går fra 64,7% til 55,7%. Men det er fortsatt ved dette valutakrysset analytikerne angir retningsutviklingen best. Ingen av resultatene ved bruk av DoC⁰ er signifikant forskjellige fra tilfeldig gjetning.

Tabell 4.12: Valutaanalyse basert på DoC⁰.

	EUR/NOK	USD/NOK	GBP/NOK
DoC ⁰	46,8%	55,7%	43,6%

Noter:
 Viser prosentvis oppsummering hvor DoC⁰=1.
 * og **: Indikerer signifikant forskjell ved 10%- og 5%-nivå.

4.2.3 ME

Mean Error viser oss om analytikerne har over- eller undervurdert den norske krona. Verdiene er ikke forholdstall, noe som gjør at vi ser høyere verdier for ME dess lenger horisonten blir.

Vi ser i tabell 4.13 at det gjennomgående er negative verdier for ME. I 21 av 24 kombinasjoner er ME negativ, noe som vil si at krona har blitt overvurdert av analytikerne mesteparten av perioden for alle tre valutakryssene.

RW modellen sine ME-verdier viser at det for EUR/NOK og USD/NOK også har vært en kronesvekkelse totalt sett i perioden, mens det for NOK/GPB har vært både en periode med kronestyrkelse og kronesvekkelse.

Vi ser at prognosefeilen er mindre sammenlignet med RW for USD/NOK. Dette henger naturligvis sammen med at det er her aktørenes prognoser har vært best. Spesielt ved de korteste horisontene ser vi at prognosene har lav gjennomsnittlig prognosefeil. Prognosene til og med 12M for USD/NOK er relativt forventningsrette, også sammenlignet med RW.

Tabell 4.13: Valutaanalyse basert på ME

	EUR/NOK		USD/NOK		GBP/NOK		Total	
	ME	ME _{RW}	ME	ME _{RW}	ME	ME _{RW}	ME	ME _{RW}
3M	-0,13	-0,01	-0,03	-0,01	-0,05	0,02	-0,07	-0,01
6M	-0,23	-0,04	-0,03	-0,03	-0,09	0,08	-0,12	-0,01
9M	-0,38	-0,19	0,04	-0,13	0,23	0,05	-0,13	-0,14
12M	-0,41	-0,15	-0,08	-0,19	0,10	0,18	-0,17	-0,09
24M	-0,70	-0,43	-0,32	-0,61	-0,03	-0,15	-0,40	-0,44
36M	-0,86	-0,86	-1,26	-1,39	-1,09	-1,21	-1,07	-1,15
+1	-0,24	-0,11	-0,31	-0,20			-0,26	-0,14
+2	-0,31	-0,17	-0,53	-0,43			-0,37	-0,24
+3	-0,40	-0,26	-0,78	-0,64			-0,51	-0,37
Total	-0,35	-0,16	-0,11	-0,20	-0,05	0,01	-0,22	-0,16

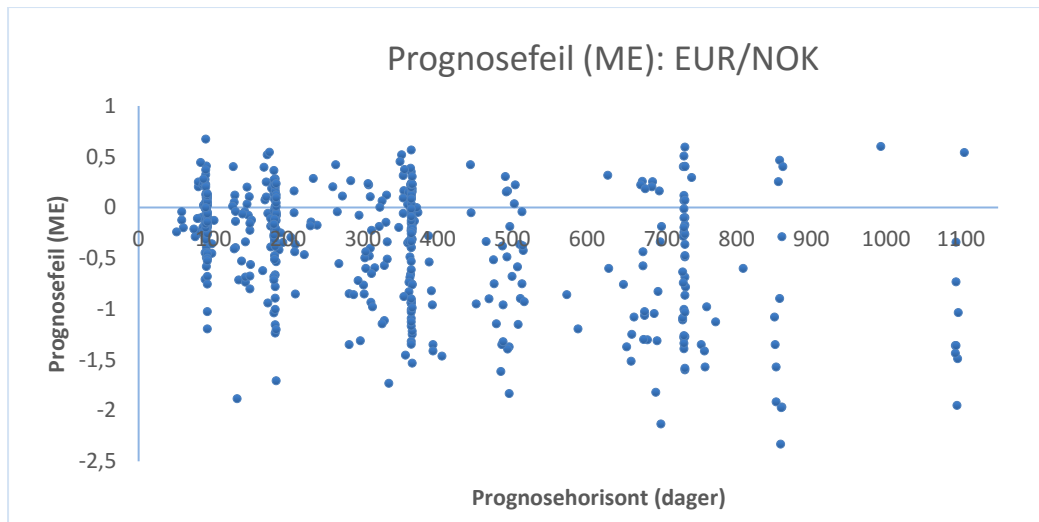
Noter:

ME: Gjennomsnitt av prognosefeil e_t . Positiv ME viser at prognosene i snitt har vært høyere enn realisert kurs $P_t > S_{t+1}$.

ME_{RW}: Positiv verdi indikerer kronestyrkelse (i gj.snitt for horisonten i hele perioden): $S_{t+1} < S_t$.

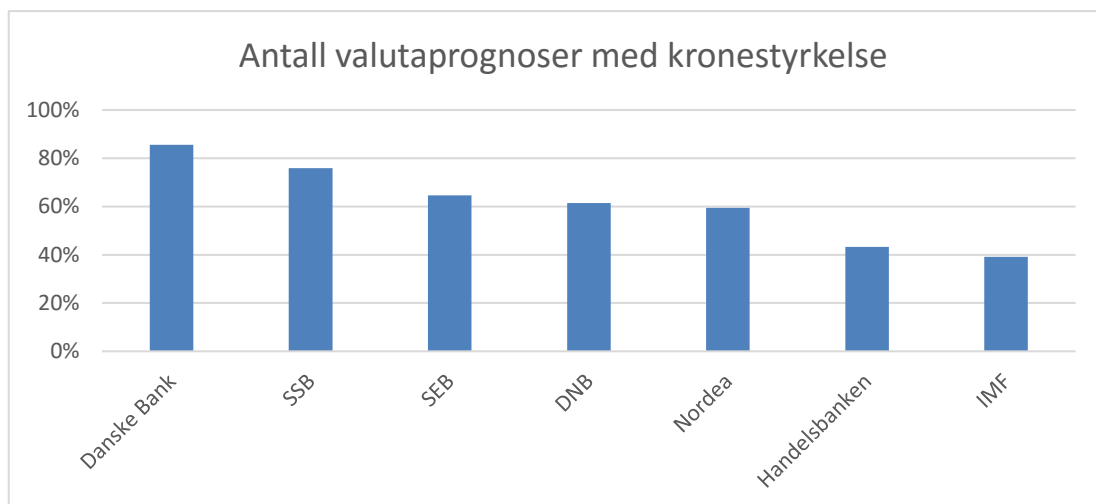
n: Følger samme fordeling som i tabell 4.8.

Det er mot euro at kronekursen totalt sett har blitt mest overvurdert. Ved 12M prognosehorisont har aktørene i gjennomsnitt forventet en EUR/NOK-kurs 41 cent lavere enn hva resultatet ble. Prognosefeilen til EUR/NOK illustreres grafisk i figuren under. Vi ser tydelig at fordelingen er skjev, og at det også blir større prognosebom i negativ retning, dess lenger prognosehorisonten blir.



Figur 9: Prognosefeil (ME) for EUR/NOK.

I figur 10 ser vi at DB spår kronestyrkelse i hele 85% av alle deres valutaprognerer i perioden 2006-2017. I andre enden av skalaen finner vi IMF og HB som spår kronestyrkelse i hhv. 39% og 43% av deres prognoser. Aktørene har altså ikke vært samkjørte i hvilken retning de mener kronkursen skal i løpet av perioden.



Figur 10: Antall valutaprognerer med kronestyrkelse.

4.2.4 Oppsummering valutaprognerer

Resultatene fra valutaprognerene er ikke oppløftende for bankene og institusjonene. De presterer jevnt over dårligere enn den naive RW-modellen. Slår vi sammen MAE

og MSE så er prognosene signifikant dårligere enn RW i 11 kombinasjoner og signifikant bedre i kun 2 kombinasjoner.

Retningsmålet DoC er hvor aktørene gjør det best. De spår riktig retning bedre enn et myntkast i 16 av 24 kombinasjoner (67%) og i 55,9% av alle prognoser totalt sett.

ME er negativ i 21 av 24 horisonter totalt, noe som betyr at bankene og institusjonene stort sett har spådd en sterkere krone enn det den viste seg å bli. Eneste internasjonale aktør, IMF, er den som sjeldnest spår kronestyrkelse.

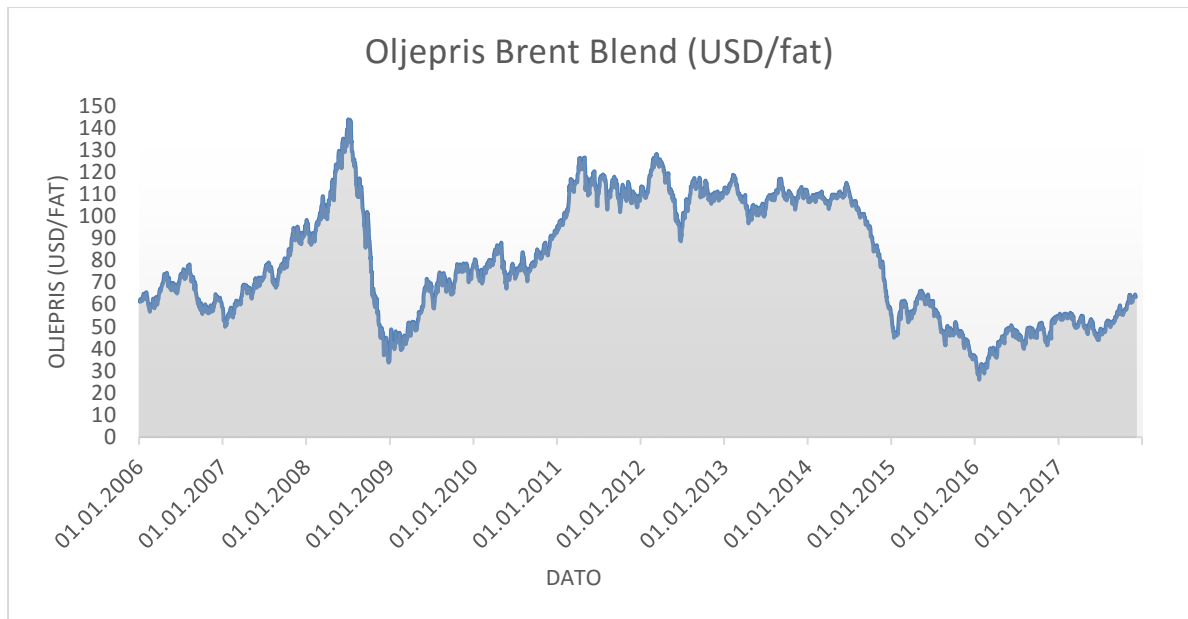
Det er også forholdsvis store forskjeller mellom valutakryssene. USD/NOK er der hvor resultatene er best, og da spesielt på retningsangivelse. Resultatene er dårligst for EUR/NOK, med ingen signifikante tilfeller som er bedre enn RW ved noen målekriterier.

Totalt sett gir valutaprognosene lite nytte. Det er vanskelig å se at de har noen verdi hverken for profesjonelle aktører eller privatpersoner i den grad de skal bidra til å predikere fremtidig valutakurs.

4.3 Analyse av oljeprisprognoser

Her vil jeg analysere oljeprosnosene med utgangspunkt i målekriteriene. Det er litt andre prognosehorisonter her enn for rente- og valutaprognosene. Inndeling i prognosehorisontene jeg bruker er illustrert i tabell 3.2.

Oljeprisen i perioden er vist i figuren under. Vi ser at prisen har vært volatil. Perioden har hatt to kraftige prisfall. Det har også vært en periode hvor oljeprisen steg over flere år, samt perioder med mindre bevegelser. Prisen innledet og avsluttet perioden på ca. 60 USD/fat.



Figur 11: Oljeprisutvikling 2006-2018 (US Energy Inf. Adm.)

4.3.1 MAE og MSE

I tabell 4.14 ser vi oppsummert statistikk basert på MAE og MSE for hver av de ulike prognosehorisontene. Terminprisene viser seg å være det beste prognosealternativet i perioden. Ved MAE_T er det kun ved horisonten 9M at aktørenes prognoser er bedre enn terminprisene. Men med unntak av horisontene +3 og +4 ser vi at det ikke er mye som skiller terminprisene og aktørenes prognoser ved kriteriene MAE og MSE. Resultatene ved MSE er stort sett like som ved MAE, men med litt høyere forholdstall totalt. Det er heller ingen av prognosehorisontene som viser signifikant forskjell mellom terminprisene og aktørenes prognoser, ved bruk av Diebold-Mariano statistikk. Jeg kan derfor ikke konkludere hvilket alternativ som er mest treffsikkert. Sammenlignet med RW ser vi derimot at analytikerne er mer treffsikre. RW er det beste alternativet ved korteste og lengste horisont (3M og +4), mens analytikernes prognoser er bedre ved alle de resterende horisontene, både ved MAE og MSE. Her ser vi også at vi har noen signifikante forskjeller, både på 5%- og 10%-nivå. Spesielt gjelder dette periodene +1 og +2, hvor vi ser at prognosene har vært signifikant bedre enn RW-modellen. Dette er også periodene som inneholder flest prognoser.

Tabell 4.14: Oljeprisanalyse basert på MAE og MSE

Tidshorisont	MAE _T	MAE _{RW}	MSE _T	MSE _{RW}	n
3M	1,07	1,05	1,06	1,12*	83
9M	0,97	0,91*	0,87	0,83*	104
15M	1,02	0,91	0,92	0,78*	78
21M+	1,03	0,92	1,14	0,89	76
+1	1,05	0,91*	0,96	0,79**	195
+2	1,03	0,84**	1,05	0,75*	166
+3	1,14	0,88	1,26	0,72	62
+4	1,42	1,35	2,20	1,94	31
Total	1,06	0,92	1,10	0,86	795

Noter:
 Alle verdier er oppgitt som forholdstall mot RW/terminpris, som vist i uttrykk (21).
 Terminpris er illustrert ved T mens random walk er illustrert ved RW.
 n: Antall prognoser
 * og **: Indikerer signifikant forskjell ved 10%- og 5%-nivå, ved bruk av DM-test.

Av totalt åtte prognosehorisonter ser vi i tabell 4.15, at det er terminprisene som har gitt de beste prognosene for fremtidig oljepris i syv av tilfellene (86%) ved MAE. Målt ved MSE er prognosene litt bedre, men også her viser terminprisen seg å være best. RW-modellen er den dårligste ved begge kriteriene, og har kun en bestenotering.

Tabell 4.15: Antall besterangeringer basert på MAE og MSE

	MAE	MSE	Totalt
Prognose best	1	3	4
RW best	0	1	1
Terminpris best	7	4	11

Noter:
 Oppsummering av antall besterangeringer fra de ulike prognosehorisontene som fremkommer fra tabell 4.14.
 Prognosene er best dersom forholdstallet er under 1 både sammenlignet med terminpris og RW. Er forholdstallet over 1 er det alternativet med høyest tall som er det beste. Alt fremkommer fra tabell 4.14..

4.3.2 DoC og SR

DoC resultatene er oppgitt som prosentvis riktig retningsangivelse på oljeprisprognosene. Både aktørenes prognoser og terminprisen er bedre enn RW ved alle horisonter, med unntak av aktørenes prognoser ved +4. Dette sammenfaller med de resultatene jeg fikk ved bruk av MAE og MSE.

Videre ser vi i tabell 4.16 at DoC_T er høyere enn DoC_P ved alle horisonter.

Terminprisen har altså vært bedre til å anslå retningen på oljeprisen sammenlignet med prognosemakerne i perioden. Resultatene ved kriteriet DoC er også stort sett signifikant forskjellig fra tilfeldig gjetning for både terminprisene og prognosemakerne.

Resultatene ved kriteriet SR viser at bankene og institusjonene har lavere suksessrate enn terminprisen ($SR_{(P/T)}$) ved alle horisonter. De er signifikant dårligere enn terminprisen ved horisontene 15+ og +3.

Sammenlignet med RW er aktørenes prognoser litt bedre. De mer treffsikre ved fem horisonter (63%), hvorav en av disse er signifikant.

Tabell 4.16: Oljeprisanalyse basert på DoC og SR

Tidshorisont	DoC _P	DoC _T	SR _(P/T)	SR _(P/RW)
3M	55,7%	67,1% **	42,9%	44,3%
9M	63,5% **	67,3% **	47,1%	51%
15M	70,5% **	70,7% **	46,2%	56,4%
15M+	59,2%	72,4% **	35,5% **	47,4%
+1	64,6% **	74,4% **	44,6%	56,4% *
+2	73,3% **	79,2% **	49,5%	65,3% **
+3	72,6% **	77,4% **	32,3% **	56,5%
+4	43,3%	63,3%	43,3%	33,3% *
Total	65,1% **	72,8% **	44% **	54,3% **

Noter:
DoC_P: Prosentvis riktig angivelse av retningen på oljeprisen for aktørenes prognoser.
DoC_T: Prosentvis riktig angivelse av retningen på oljeprisen ved bruk av terminpris.
SR_(P/T): Prosentvis av aktørenes prognoser som er nærmere realisert pris enn terminkurs.
SR_(P/RW): Prosentvis av aktørenes prognoser som er nærmere realisert pris enn RW.
n: Følger samme fordeling som i tabell 4.14.
* og **: Indikerer signifikant forskjell ved 10%- og 5%-nivå.

I siste kolonne i tabell 4.17 ser vi at terminprisene er best i totalt 16 av 17 prognosehorisonter, målt med DoC og SR. RW-modellen er best ved en horisont, og aktørenes prognoser er ikke best i noen horisonter. Tabellen viser i midlertidig kun bestenoteringer, og gir dermed ikke et godt bilde av forholdet mellom aktørenes prognoser og RW. Som vi ser i tabellen over, så er aktørene mer treffsikre enn RW både ved DoC og SR.

Tabell 4.17: Antall besterangeringer basert på DoC og SR

	DoC	SR	Totalt
Prognose best	0	0	0
RW best	0	1	1
Terminpris best	8	7	16

Noter:
 Oppsummering av antall besterangeringer fra de ulike prognosehorisontene som fremkommer fra tabell 4.16.
 DoC: Aktørenes prognoser er best dersom verdien er over 50% og i tillegg høyere enn verdien til terminprisene.
 SR: Aktørenes prognoser er best dersom verdien er over 50% både sammenlignet med terminpris og RW.

Oppsummert så gir resultatene ved DoC og SR stort sett samme konklusjon som ved MAE og MSE. Terminprisen gir best retningsangivelse for oljeprisen, aktørene nest best og RW er dårligst. Det er ved de lengste horisontene vi ser størst forskjeller mellom bankene og institusjonenes prognoser og terminprisen. Det er i midlertidig ikke signifikant forskjell mellom aktørenes oljeprogner og terminprisene. Aktørene er også, som ved rente- og valutaprogner, bedre til å anslå retningen enn nivået.

DoC⁰ – Uten overlappende observasjoner

Resultatene for DoC når jeg har fjernet overlappende observasjoner vises i tabell 4.18. Her ser vi at aktørene og terminprisene gir omtrent like gode prognoser på retningsutviklingen til oljeprisen. Aktørenes prognoser er ved DoC⁰ faktisk 0,5 prosentpoeng høyere enn for terminprisen. Begge alternativene er signifikant dårligere enn tilfeldig gjetning på 10%-nivå.

Tabell 4.18: Oljeprisanalyse basert på DoC⁰

	Prognose	Termin
DoC ⁰	47,1%*	46,6%*

Noter:
 Viser prosentvis oppsummering hvor DoC⁰=1.
 * og **: Indikerer signifikant forskjell ved 10%- og 5%-nivå.

4.3.3 ME

Resultatene ved målekriteriet Mean Error viser at både prognosemakerne og terminprisen gjennomgående har gitt for høye anslag for oljeprisen. Spesielt ved de lengste horisontene er anslagene for høye, noe vi ser i tabell 4.19. For prognosehorisonten +1, ser vi derimot at prognosene ikke er forventningsskjeve i særlig grad. I gjennomsnitt er prognosene 0,98 USD høyere enn realisert oljepris ved denne horisonten. Totalt sett ser vi også at terminprisen overestimerer fremtidig oljepris mindre enn det bankene og institusjonene gjør. Spesielt ved horisonten +4 ser en at forskjellen mellom terminprisens og aktørenes prognosefeil er bemerkelsesverdig stor. Det var ved de lengste horisontene jeg finner størst forskjeller ved de andre målekriteriene også.

Prognosefeilen til RW er mindre enn begge de to andre alternativene. Dette gir mening når vi vet at oljeprisen både startet og sluttet perioden på ca. 60 USD/fat. Vi så tidligere at RW var desidert dårligst til å predikere oljepris, så dette viser at ME ikke er egnet til å vurdere treffsikkerheten til prognosene.

Tabell 4.19: Oljeprisanalyse basert på ME

Tidshorisont	ME _P	ME _T	ME _{RW}
3M	1,11	0,27	-0,52
9M	3,50	1,22	-1,13
15M	7,18	3,49	0,55
21M	9,92	4,65	2,13
+1	0,98	2,64	0,59
+2	2,34	3,75	1,72
+3	6,03	3,33	3,35
+4	7,27	0,14	0,40
Total	3,84	2,49	0,58

Noter:
ME: Gjennomsnitt av prognosefeil e_n for prognosene (P), terminprisene (T) og random walk (RW).
n: Følger samme fordeling som i Tabell 4.14.

4.3.4 Oppsummering oljeprisprognoser

Analysen viser totalt sett at terminprisene gir de beste anslagene for fremtidig oljepris. Bankene og institusjonenes prognoser er dårligere enn terminprisene, men er jevnt over mer treffsikre enn RW-modellen. Dette gjelder gjennomgående for alle fire målekriterier.

Aktørenes prognoser har verdi i den grad de er mer presise en RW. Men de gir ikke et bedre anslag for fremtidig oljepris enn det markedets forventninger gjør, uttrykt ved terminprisene. Selv om terminprisene viser seg å være litt bedre, er ikke denne forskjellen signifikant.

Bankene og institusjonene treffer riktig retning i 47,1% av alle prognosene de gir ved DoC⁰. Målt mot RW treffer de nivået på oljeprisen best i 54,3% av prognosene. Perioden sett under ett gir de for høye anslag for oljeprisen.

4.4 Sammenligning av aktørenes prognoser

Her vil jeg sammenligne bankene og institusjonenes prognoser mot hverandre. RW-modellen vil også bli inkludert i sammenligningen. Det vil bli en egen vurdering ved hver av de tre variablene. På grunn av at institusjonene gir prognoser for færre horisonter og stort sett for årssnitt, vil rangeringen av de ulike aktørene kun være mellom bankene. Til slutt blir det en oppsummering hvor jeg legger sammen resultatene og dermed finner den beste banken til å spå renter, valuta og oljepris fra 2006 til utgangen av 2017.

4.4.1 Sammenligning av aktørenes renteprognoser

Jeg vil i denne sammenligningen ta for meg horisontene 3M, 6M, 12M og 24M for alle rentene. Jeg vil også presentere resultatene for +1, +2 og +3, men dette vil ikke telle med i rangeringen. Utvelgelsen er gjort på bakgrunn av antall deltakere og observasjoner ved de ulike horisontene.

Bankene vil bli rangert ved hver kombinasjon av rente og tidshorizont. Tre ulike renter og fire horisonter gjør at det blir 12 kombinasjoner av rente/horizont totalt.

Hver aktør får en deltakerveid plassering (plass*)¹⁰ i hver av de 12 kombinasjonene. Banken med lavest deltakerveid snittplassering for alle horisontene for en gitt rente blir vinneren for den aktuelle renten. Og aktøren med lavest gjennomsnittlig snittplassering i de tre hovedkategoriene (Nibor, styringsrente og 10-års rente) er dermed den banken med de mest treffsikre renteprognosene i perioden 2006-2017.

4.4.1.1 Sammenligning av prognoser for Nibor

Resultatene for de ulike horisontene er vist i tabell 4.20. DNB har jevnt over gode resultater, sammen med HB. DB er dårligste aktør i 2 av 3 horisonter de gir prognoser for. MAPE øker for alle aktørene dess lenger horisonten blir. Samtidig er RW bedre enn alle bankene ved 24M. Dette viser nok en gang utfordringen med å predikere renter langt frem i tid.

Tabell 4.20: Sammenligning av aktørenes prognoser for Nibor

	3M		6M		12M		24M	
	MAPE	plass*	MAPE	plass*	MAPE	plass*	MAPE	plass*
DB	0,089	5	0,155	4	0,376	5		
DNB	0,069	1	0,128	2	0,307	2	0,663	2,4
HB	0,085	3	0,120	1	0,298	1	0,711	3,6
NOR	0,081	2	0,148	3	0,349	4	0,734	4,8
SEB								
RW	0,087	4	0,186	5	0,342	3	0,497	1,2

Noter:
MAPE: Gjennomsnittlig absolutt prosentvis avvik for prognosene, vist i uttrykk (22)
plass*: Deltakerveid plassering i kategorien, vist i uttrykk (35)

Ser vi på årssnitt (tabell 4.21), er RW modellen bedre enn både DNB og SSB. Spesielt ved +3 er RW overlegen. DNB og SSB gir omtrent like treffsikre prognoser med unntak av +1 hvor SSB er litt bedre med en MAPE på 0,285 mot DNBs 0,321.

¹⁰ Deltakerveid plassering (plass*) er vist i uttrykk (35).

Tabell 4.21: Sammenligning av aktørenes prognoser for Nibor, årssnitt

	+1		+2		+3		
	MAPE	Plass	MAPE	Plass	MAPE	Plass	Rangering
DNB	0,321	2	0,683	3	1,229	2	3
SSB	0,285	1	0,671	2	1,277	3	2
RW	0,351	3	0,581	1	0,700	1	1

Noter:
 +1 er en prognose gitt når som helst i løpet av et år, og gjelder for snittrenten påfølgende år.
 RW tar utgangspunkt i at fremtidig snittrente blir lik gjeldende spotrente.

4.4.1.2 Sammenligning av prognoser for styringsrenten

Resultatene for styringsrenten er vist i tabell 4.22. DNB viser også her gode resultater for alle horisontene. RW viser å være et svært dårlig alternativ ved korte horisonter for styringsrenten. Ved de to lengste horisontene ser det ut til at utviklingen er mer uforutsigbar, og RW modellen gjør det derfor bedre sammenlignet med bankene. De svært høye verdiene ved +24M kan skyldes at styringsrenten har vært svært lav i en lengre periode. En bom på over 100% (MAPE>1) er derfor mer sannsynlig når styringsrenten er lav.

Tabell 4.22: Sammenligning av aktørenes prognoser for styringsrenten

	3M		6M		12M		24M	
	MAPE	plass*	MAPE	plass*	MAPE	plass*	MAPE	plass*
DB	0,055	3	0,205	5	0,539	6	-	-
DNB	0,036	1	0,105	2	0,394	1	1,026	2,3
HB	0,088	4	0,141	3	0,498	4	1,277	4,7
NOR	0,043	2	0,166	4	0,494	3	1,162	3,5
SEB	0,190	6	0,091	1	0,526	5	1,390	5,8
RW	0,105	5	0,247	6	0,476	2	0,794	1,2

Noter:
 MAPE: Gjennomsnittlig absolutt prosentvis avvik for prognosene, vist i uttrykk (22)
 plass*: Deltakerveid plassering i kategorien, vist i uttrykk (35)

Ved årssnitt er det kun Norges Bank som gir prognoser for styringsrenten. Vi ser i tabell 4.23 at Norges Bank sine anslag for denne renten, som de selv setter, overraskende blir slått av RW ved alle horisonter. Forskjellen i prognosefeil er minst ved +1. Norges Bank har omtrent dobbelt så stor prosentvis prognosefeil ved horisonten +3 som RW.

Tabell 4.23: Sammenligning av aktørenes prognoser for styringsrenten, årssnitt

	+1		+2		+3	
	MAPE	Plass	MAPE	Plass	MAPE	Plass
NB	0,390	2	1,070	2	2,094	2
RW	0,352	1	0,790	1	1,037	1

Noter:
 +1 er en prognose gitt når som helst i løpet av et år, og gjelder for snittrenten påfølgende år.
 RW tar utgangspunkt i at fremtidig snittrente blir lik gjeldende spotrente.

4.4.1.3 Sammenligning av prognoser for 10-års renter

Resultatene for 10-års rentene er generelt dårlige for bankene. Tabell 4.24 viser at RW-modellen er bedre enn alle bankene ved alle prognosehorisonter. DNB som til nå har vist god treffsikkerhet for Nibor og styringsrenten, viser seg å gi svært svake prognoser for 10-års renter. Av bankene er det DB og SEB som bytter på å være nest best etter RW. Det er ved 24M hvor RW skiller seg mest ut som det beste prognosealternativet. Analytikerne til DNB har ved 24M-horisont en MAPE-verdi som er nesten 250% høyere enn den er for RW.

Tabell 4.24: Sammenligning av aktørenes prognoser for 10-års rente

	3M		6M		12M		24M	
	MAPE	plass*	MAPE	plass*	MAPE	plass*	MAPE	plass*
DB	0,109	2	0,183	3	0,243	2		
DNB	0,175	6	0,266	6	0,358	5	0,882	5,8
HB	0,171	5	0,191	4	0,309	4	0,622	3,5
NOR	0,132	4	0,192	5	0,397	6	0,655	4,7
SEB	0,110	3	0,172	2	0,294	3	0,447	2,3
RW	0,102	1	0,153	1	0,236	1	0,356	1,2

Noter:
MAPE: Gjennomsnittlig absolutt prosentvis avvik for prognosene, vist i uttrykk (22)
plass*: Deltakerveid plassering i kategorien, vist i uttrykk (35)

Det er kun DNB av aktørene som gir prognoser for 10-års renter for årssnitt.

Resultatene fra tabell 4.25 viser at de blir grundig slått av RW-modellen ved alle horisonter også her.

Tabell 4.25: Sammenligning av aktørenes prognoser for 10-års rente, årssnitt

	+1		+2		+3	
	MAPE	Plass	MAPE	Plass	MAPE	Plass
DNB	0,371	2	0,620	2	0,924	2
RW	0,169	1	0,291	1	0,389	1

Noter:
+1 er en prognose gitt når som helst i løpet av et år, og gjelder for snittrenten påfølgende år.
RW tar utgangspunkt i at fremtidig snittrente blir lik gjeldende spotrente.

4.4.1.4 Totalvurdering av bankenes renteprognoser

Totalrangeringen av renteprognosene for Nibor viser at det er DNB som er den beste banken til å predikere Nibor, vist i tabell 4.26. Danske Bank gjør det dårligst og havner på en klar sisteplass i denne kategorien, med 4,7 i snittplassering*. RW-modellen viser varierende treffsikkerhet og havner til slutt på tredje plass.

For styringsrenten er DNB nok en gang mye bedre enn de andre bankene. Snittplasseringen til DNB er 1,6, noe som gjør at de tar en klar seier i denne kategorien. Igjen havner RW på en tredjeplass og Danske Bank gir de dårligste prognosene for styringsrenten, som ved Nibor.

I rangeringen av anslagene for 10-års renter viser tabellen under at det er RW som er soleklart best i denne kategorien. Danske Bank gjør det mye bedre sammenlignet med de andre bankene, og er beste bank i denne kategorien. For 10-års renter er det DNB som gir de dårligste prognosene.

Når vi summerer opp rentekategorien ser vi i tabellen under, at det er det RW som gir de mest treffsikre renteprognosene. DNB følger rett bak på en andreplass, og er dermed best av bankene. Danske Bank viser seg å være dårligste aktør til å spå renter i perioden 2006-2017.

Ellers er det også oppsiktsvekkende hvor svake prognoser Norges Bank gir for styringsrenten sammenlignet med RW, som tabell 4.23 viste. Dette viser vanskeligheten med å predikere renter, særlig langt frem i tid, når selv ikke Norges Bank er mer treffsikre en RW i sine anslag for styringsrenten.

Tabell 4.26: Totalvurdering og rangering av aktørenes renteprognooser

	Nibor	Styringsrente	10-års rente	Samlet	
	Gj.snitt (plass*)	Gj.snitt (plass*)	Gj.snitt (plass*)	Snittplass*	Plass.
DB	4,7 (5,8)	4,7 (6)	2,3 (2)	4,6	6
DNB	1,9 (1,2)	1,6 (1)	5,7 (6)	2,7	2
HB	2,2 (2,3)	3,9 (4)	4,1 (4)	3,4	3
NOR	3,5 (4,7)	3,1 (2)	4,9 (5)	3,9	4
SEB		4,5 (5)	2,6 (3)	4,0	5
RW	3,0 (3,5)	3,5 (3)	1,04 (1)	2,5	1

Noter:
Gj.snitt: Gjennomsnittlig plass av alle horisonter i kategorien. Fremkommer fra tabell 4.20, tabell 4.22 og tabell 4.24.*
plass: Deltakerveid plassering i kategoriene Nibor, styringsrente og 10-årsrente.*
Snittplass: Gjennomsnittet av plass* fra alle tre rentekategoriene.*
*Plass.: Rangering ut fra Snittplass**

4.4.2 Sammenligning av aktørenes valutaprognooser

Her vil jeg sammenligne prognosene fra aktørene opp mot hverandre, og finne ut hvem som har vært den beste til å predikere de aktuelle valutakursene i perioden 2006-2017. Hvert av de tre valutakryssene skal evalueres ved fem horisonter (3M, 6M, 9M, 12M og 24M). Det vil si totalt 15 kombinasjoner av valutakryss/horisonter. Det vil foregå på samme måte som for sammenligningen av renteprognoosene.

4.4.2.1 Sammenligning av prognoser for EUR/NOK

Resultatene fra prognoser gitt for EUR/NOK er vist i tabellen under. Vi ser at HB gir de mest treffsikre anslagene ved alle horisonter, unntatt ved 24M hvor de er dårligst. For å gi ett eksempel på hva verdiene for målekriteriet MAPE tilsvarer, kan en se på DNB som ved 12 måneders horisont har en gjennomsnittlig MAPE på 0,05, altså 5%. Det vil si at hvis realisert kurs for EUR/NOK blir 8, så bommer de med 40 cent. Det betyr i dette tilfellet at de predikerte en kurs på 7,6 eller 8,4.

Som vi så tidligere i sammenligningen av renteprognoosene, er det også her store variasjoner i resultatene ved de ulike horisontene.

Tabell 4.27: Sammenligning av aktørenes prognoser for EUR/NOK

	3M		6M		9M		12M		24M	
	MAPE	plass*	MAPE	plass*	MAPE	plass*	MAPE	plass*	MAPE	plass*
DB	0,031	5	0,042	5	-	-	0,064	4	-	-
DNB	0,029	4	0,045	6	-	-	0,050	2	0,093	3,5
HB	0,021	1	0,030	1	0,045	1,4	0,046	1	0,098	5,8
NOR	0,026	3	0,038	4	0,078	5,6	0,070	5	0,088	2,3
SEB	0,039	6	0,036	2	0,048	4,2	0,071	6	0,098	4,7
RW	0,025	2	0,037	3	0,046	2,8	0,063	3	0,082	1,2

Noter:
MAPE: Gjennomsnittlig absolutt prosentvis avvik for prognosene, vist i uttrykk (22)
plass*: Deltakerveid plassering i kategorien, vist i uttrykk (35)

I tabellen under ser vi en sammenligning av treffsikkerheten for anslag gitt for årssnitt. Her ser vi at DNB gir omtrent like gode prognoser som RW totalt sett. RW er best for de korteste horisontene, mens DNB er mer treffsikre ved +3. SSB gir de dårligste prognosene, og vi ser at DNB er mer treffsikre enn SSB ved alle tre prognosehorisontene, selv om ikke forskjellen er veldig stor.

Tabell 4.28: Sammenligning av aktørenes prognoser for EUR/NOK, årssnitt

	+1		+2		+3	
	MAPE	Plass	MAPE	Plass	MAPE	Plass
DNB	0,048	2	0,070	2	0,071	1
SSB	0,050	3	0,074	3	0,084	2
RW	0,037	1	0,069	1	0,091	3

Noter:
+1 er en prognose gitt når som helst i løpet av et år, og gjelder for snittkursen påfølgende år.
RW tar utgangspunkt i at fremtidig snittkurs blir lik gjeldende spotkurs.

4.4.2.2 Sammenligning av prognoser for USD/NOK

Tabell 4.29 viser at det ved 3M er store forskjeller i treffsikkerheten til prognosene for USD/NOK. HB som er best har et avvik på 3,2%, mens DB har det dobbelte med 6,4%. RW er ikke best ved noen horisonter. Tabellen viser også at det er stor variasjon i resultatene mellom bankene i de ulike horisontene. Ingen er gode eller dårlige ved alle horisontene. Dette illustreres godt med HB, som er best ved to horisonter og dårligst ved to horisonter.

Tabell 4.29: Sammenligning av aktørenes prognoser for USD/NOK

	3M		6M		9M		12M		24M	
	MAPE	plass*	MAPE	plass*	MAPE	plass*	MAPE	plass*	MAPE	plass*
DB	0,064	6	0,076	5	0,048	1,2	0,121	5	-	-
DNB	0,058	4	0,075	4	-	-	0,094	2	0,155	5,8
HB	0,032	1	0,070	2	0,094	5,8	0,127	6	0,081	1,2
NOR	0,040	2	0,078	6	0,072	3,5	0,095	3	0,122	3,5
SEB	0,060	5	0,065	1	0,082	4,7	0,087	1	0,108	2,3
RW	0,051	3	0,074	3	0,064	2,3	0,104	4	0,135	4,7

Noter:
MAPE: Gjennomsnittlig absolutt prosentvis avvik for prognosene, vist i uttrykk (22)
plass*: Deltakerveid plassering i kategorien, vist i uttrykk (35)

4.4.2.3 Sammenligning av prognoser for GBP/NOK

Resultatene for hver prognosehorisont for GBP/NOK er vist i tabell 4.30. HB er dårligst ved alle horisonter unntatt for 6M-horisont. Her har de som eneste bank, lavere MAPE, enn ved 3M horisont. Som for de andre valutakryssene, så varierer resultatene også her mye mellom de ulike horisontene.

Tabell 4.30: Sammenligning av aktørenes prognoser for GBP/NOK

	3M		6M		9M		12M		24M	
	MAPE	plass*	MAPE	plass*	MAPE	plass*	MAPE	plass*	MAPE	plass*
DB										
DNB	0,050	3	0,073	4			0,085	3	0,109	2
HB	0,055	4	0,054	1	0,100	3,8	0,094	4	0,139	4
NOR	0,043	2	0,067	3	0,081	2,5	0,073	1	0,092	1
SEB										
RW	0,038	1	0,057	2	0,064	1,3	0,084	2	0,118	3

Noter:
MAPE: Gjennomsnittlig absolutt prosentvis avvik for prognosene, vist i uttrykk (22)
plass*: Deltakerveid plassering i kategorien, vist i uttrykk (35)

4.4.2.4 Totalvurdering av bankenes valutaprognoser

I tabell 4.31 som viser totalresultatet for prognoser gitt for EUR/NOK, ser vi at Handelsbanken er best, mens RW blir nummer to i kategorien. Danske Bank gjør det dårligst, med en snittplassering på 4,7.

Det er SEB som er den beste banken til å predikere USD/NOK, mens Danske Bank igjen kommer dårligst ut. RW havner i denne kategorien på en tredje plass. Det er litt jevnere resultater i denne kategorien sammenlignet med EUR/NOK, noe vi ser på snittplasseringene.

Går vi til siste valutakryss, GBP/NOK, viser tabellen under at RW og Nordea skiller seg ut i positiv forstand, med en snittplassering på henholdsvis 1,85 og 1,9.

Handelsbanken og DNB gjør det dårligst med snittplasseringer på 3,4 og 3.

For å finne den beste aktøren til å predikere valuta i perioden 2006-2017 ser jeg hvem som har det laveste gjennomsnittet av deltakerveide plasseringer (plass*) i hver av de tre valutakryssene.

Dessverre for bankene viser totalresultatene at det er RW-modellen som har vært best til å predikere de aktuelle valutakryssene fra 2006-2017. Av bankene er det Handelsbanken og SEB som er de beste, mens Danske Bank har lavest treffsikkerhet i

sine valutakursprognoser. Som jeg illustrerte i figur 10 tidligere, så var også Danske Bank den aktøren som oftest spådde en kronestyrkelse i sine prognoser. I hele 85% av alle prognosene de gav i løpet av tolv år fra 2006, så predikerte de en kronestyrkelse.

Det er verdt å legge merke til at RW-modellen kun har 3 seiere av 15 mulige i kombinasjonene av valutakryss/horisont totalt. Handelsbanken har til sammenligning 7 seiere av 15 mulige. RW-modellen er altså sjelden best og blir ofte slått av bankene i delkategoriene. Men den gjør det sjelden dårligst, og viser seg derfor vanskelig å slå totalt sett. Dette kan tyde på at treffsikkerheten i bankenes prognoser ikke er persistente. Resultatene varierer i stor grad alt ettersom hvilken horisont og hvilket valutakryss vi ser på.

Tabell 4.31: Totalvurdering av aktørenes valutaprognoser

	EUR/NOK	USD/NOK	GBP/NOK	Samlet	
	Gj.snitt (plass*)	Gj.snitt (plass*)	Gj.snitt (plass*)	Snittplass*	Plass.
DB	4,7 (6)	4,3 (6)		6	6
DNB	3,9 (3)	4,0 (5)	3,0 (4,2)	4,1	5
HB	2,1 (1)	3,2 (2)	3,4 (5,6)	2,9	2
NOR	4,0 (4)	3,6 (4)	1,9 (2,8)	3,6	4
SEB	4,6 (5)	2,8 (1)		3	3
RW	2,4 (2)	3,4 (3)	1,85 (1,4)	2,1	1

Noter:
Gj.snitt: Gjennomsnittlig plass av alle horisonter i kategorien. Fremkommer fra tabell 4.27, tabell 4.29 og tabell 4.30.*
plass: Deltakerveid plassering i kategoriene EUR/NOK, USD/NOK og GBP/NOK..*
Snittplass: Gjennomsnittet av plass* i fra alle tre valutakategoriene.*
*Plass.: Rangering ut fra Snittplass**

4.4.3 Sammenligning av aktørenes oljeprognooser

Horisontene jeg tar for meg ved sammenligningen av oljeprognoosene er 3M, 9M, +1, +2 og +4. Utvelgelsen er gjort på bakgrunn av antall aktører og observasjoner innenfor de ulike horisontene.

Tabell 4.32 viser en oppsummert sammenligning og deltakerveid plassering for aktørene basert på MAPE. Det er ingen som utmerker seg ved å gi hverken gode eller dårlige prognoser for alle horisontene. De fleste har horisonter hvor de treffer godt og andre hvor de treffer mindre godt.

DNB gir de mest treffsikre prognosene ved de korteste horisontene. Ved +1 kommer de derimot nest dårligst ut av samtlige ti aktører. RW kommer også dårlig ut her, mens terminprisen havner midt på lista med en 5.plass. IMF gir kun prognoser for +1, og her ser vi også at de treffer best av samtlige. Av de skandinaviske bankene er det Nordea som gjør det best ved denne horisonten. Går vi en horisont videre, til +2, gjør derimot Nordea det nest dårligst.

Det er verdt å merke seg at det skiller relativt lite mellom aktørene ved noen horisonter. Ved +1 havner RW-modellen på 8.plass med 0,287 i MAPE, mens Nordea havner på 2.plass med 0,266. Resultatene bør derfor leses i lys av dette. +1 er også den horisonten med flest observasjoner. Alle aktørene gir prognoser her, og jeg har data fra alle aktørene for store deler av prognoseperioden 2006-2018. Fordelingen er vist i tabell 4.14.

De andre horisontene kan ved noen tilfeller inneholde prognoser fra en aktør som kun er gitt i en begrenset tidsperiode. Hvis denne perioden inneholder store svingninger i oljeprisen, vil resultatene kunne bære preg av det. Dette er tilfellet for DNB ved horisonten +4. Datasettet med prognoser fra DNB i denne perioden er stort sett gitt i tiden før oljeprisfallet i 2014. Når vi i ettertid vet at oljeprisen mer enn halverte seg, så har vi en mulig medvirkende årsak til det dårlige resultatet for DNB ved denne horisonten.

Totalt sett ser vi at RW-modellen og terminprisene treffer best i forhold til resten av aktørene ved de lengste horisontene, +2 og +3. Men ingen av de to gir spesielt gode oljeprisprognoser sammenlignet med de beste aktørene.

Tabell 4.32: Sammenligning av aktørenes prognoser for oljepris

	3M		9M		+1		+2		+4	
	MAPE	plass*	MAPE	plass*	MAPE	plass*	MAPE	plass*	MAPE	plass*
DB	0,158	7,3	0,227	3,7	0,281	7				
DNB	0,132	1,8	0,213	1,8	0,326	9	0,370	6,1	1,093	9,2
NOR	0,160	9,2	0,241	5,5	0,266	2	0,413	8,6		
RW	0,153	5,5	0,255	9,2	0,287	8	0,406	7,3	0,402	5,5
TERM	0,152	3,7	0,250	7,3	0,270	5	0,354	4,9	0,397	3,7
FD					0,276	6	0,493	9,8	0,415	7,3
IMF					0,248	1				
SEB					0,269	4	0,337	2,4		
SSB					0,269	3	0,345	3,7		
HB					0,362	10	0,175	1,2	0,267	1,8

Noter:
MAPE: Gjennomsnittlig absolutt prosentvis avvik for prognosene, vist i uttrykk (22)
plass*: Deltakerveid plassering i kategorien, vist i uttrykk (35)

Oppsummeringen i tabellen under viser at IMF gir best prognoser for oljepris. De er kun med i en horisont, så det er ikke helt sammenlignbart med resten av aktørene.

Best av de skandinaviske bankene er SEB med en andre plass totalt. Statistisk Sentralbyrå klarer seg også bra, og ender på en tredje plass. RW-modellen fungerer dårlig som prognosealternativ for oljepris. Det er kun Finansdepartementet som gir mindre treffsikre anslag for oljeprisen enn RW.

Tabell 4.33: Totalvurdering av aktørenes prognoser for oljepris

Aktør	Snittplassering*	Plassering
DB	6,0	7
DNB	5,6	6
NOR	6,3	8
RW	7,1	9
TERM	4,9	5
FD	7,7	10
IMF	1,0	1
SEB	3,2	2
SSB	3,3	3
HB	4,4	4

Noter:
 Snittplassering*: Gjennomsnittet av plass* fra hver horisont i tabell 4.32.
 Plassering: Rangering basert på snittplassering*.

4.5 Oppsummering og sammenligning med tidligere forskning

Her vil jeg oppsummere mine resultater fra analysen og sammenligne dette opp mot resultater fra tidligere forskning. Først oppsummerer jeg resultatene fra den samlede analysen av aktørene, deretter resultatene fra sammenligningen av bankene.

4.5.1 Oppsummering av samlet analyse av aktørene

Renteprognoiser

Renteprognosene fra aktørene er dårligere enn RW i 33 av 52 kombinasjoner (63%) av rente og tidshorisont, målt ved MAE og MSE. Ved 5% signifikansnivå er prognosene best i kun 2 kombinasjoner, mens RW er best i 11 kombinasjoner. Suksessraten (SR) til aktørene er signifikant bedre enn RW i 3 kombinasjoner og signifikant dårligere i hele 15 kombinasjoner.

Retningsmålet DoC viser også dårlige resultater for analytikerne. De er signifikant bedre enn et myntkast i 6 kombinasjoner, og signifikant dårligere i 10 kombinasjoner av rente/prognosehorisont. Ved DoC⁰ er aktørene signifikant dårligere enn et

myntkast til å spå retningen på 10-års renter (40,1%), signifikant bedre for styringsrenten (69,3%) og omtrent like gode som et myntkast for Nibor (53,5%).

Sammenlignet med FRA-renter, viser prognosemakerne også her dårligere treffsikkerhet ved alle fire målekriteriene totalt sett. Men ingen av resultatene viser at det er signifikant forskjell mellom de to alternativene. FRA-rentene er kun sammenlignet med Nibor opp til og med 12 måneders horisont.

Selv om resultatene totalt sett er svake for bankene og institusjonene er det store forskjeller mellom de ulike rentene og ved de ulike horisontene. Renteprognosene er signifikant bedre enn RW for Nibor og styringsrenten, opp til og med 12M horisont. For prognosehorisonter lenger enn dette, og for alle horisonter ved 10-års renter er de derimot dårligere enn RW-modellen. Prognosene for 10-års rentene er kanskje hvor resultatet er mest oppsiktsvekkende. Renteprognosene er meget svake og klart dårligere enn RW ved alle kriterier for 10-års renter.

Resultatene mine fra renteanalysen sammenfaller i stor grad med tidligere empiri. Gosnell og Kolb (1997) finner i sin studie at bankene gir bedre prognoser for pengemarkedsrenter enn RW, men dårligere enn terminrentene. Dette var for prognosehorisonter opp til og med 12 måneder, noe som stemmer godt overens med mine funn. Mitchell og Pearce (2007) og Asplin og Thorset (2012) finner i likhet med meg at analytikere gir dårligere prognoser enn RW for statsobligasjoner. Førstnevnte gjelder for USA og sistnevnte for norske statsobligasjoner, men begge kommer frem til at aktørene er mindre treffsikre enn RW uansett tidshorisont. Asplin og Thorset finner også, i likhet med meg, at bankenes anslag for styringsrenten stort sett er gode, og at Nibor prognosene ville vært bedre om aktørene tok utgangspunkt i FRA-rentene.

Valutaprognoser

Valutaprognosene viser seg å være dårligere enn RW i totalt 35 av 46 kombinasjoner av valutakryss og horisont, ved MAE og MSE. RW er signifikant best i 10 kombinasjoner og aktørenes prognoser er signifikant best i kun 2 kombinasjoner. Aktørene er ved kriteriet SR, dårligere enn RW i 17 av 23 kombinasjoner, hvorav de er signifikant dårligere i 3 kombinasjoner og ikke signifikant bedre ved noen kombinasjoner.

Aktørene angir riktig retning på valutakursen i 55,9% av alle prognosene, og er ved dette målet signifikant bedre enn ved et myntkast. Fjerner vi overlappende observasjoner, viser DoC⁰ at retningsangivelsen er riktig i 46,8%, 55,7% og 43,6% av tilfellene for hhv. EUR/NOK, USD/NOK og GBP/NOK.

Det er prognosene for USD/NOK som er best sammenlignet med RW. Her treffer aktørene retningen riktig i hele 64,7% av prognosene uansett tidshorizont, vist ved DoC. Prognosene for USD/NOK er også signifikant bedre enn RW ved MSE. For de to resterende valutakryssene er ikke aktørene signifikant bedre enn RW ved noen målekriterier totalt sett.

Den norske krona har gjennomgående blitt spådd for sterk. Dette gjelder også sammenlignet med RW-modellen. Det er heller ingenting som tyder på at det er forskjell i treffsikkerheten, sammenlignet med RW, ved de ulike prognosehorisontene. Aktørene er ikke bedre til å predikere kronekursen på kort sikt enn de er på lang sikt.

Resultatene mine samsvarer med noe av den tidligere forskningen på området. Meese og Rogoff (1983) var blant de første til å påpeke vanskeligheten ved å predikere fremtidig valutakurs. Mitchell og Pearce (2007) finner at ingen økonomer klarte å spå retningen på valutakursutviklingen mer nøyaktig enn en kunne forvente ved tilfeldig gjetning. Dette stemmer overens med mine resultater, bortsett fra ved valutakrysset USD/NOK. Her finner jeg at anslagene predikerer retningen signifikant bedre enn tilfeldig gjetning. Ved kriteriet MSE finner Mitchell og Pearce at halvparten av økonomene gir signifikant dårlige resultater enn RW, ved bruk av DM-statistikk. Mine funn er at prognosemakerne er dårligere i 18 av 23 kombinasjoner ved MSE, men med kun 6 kombinasjoner (26%) som er signifikant dårligere.

Martinsen og Rakli (2010) og Landberg og Tellesbø (2005) konkluderer med at de skandinaviske aktørene de undersøker, ikke gir valutakursprognoser som er til å stole på. Førstnevnte finner i likhet med meg at det er ved DoC aktørene er best, og da også bedre enn RW. Sistnevnte finner derimot at prognosemakerne de analyserer kun spår riktig retning i 35% av tilfellene. Dette er i stor kontrast til mine resultater som viser 55,9% ved DoC. Tellesbø og Landberg finner også at det er EUR/NOK som utmerker seg som valutaparet hvor prognosene er best. Dette strider mot mine resultater hvor

prognosene er dårligst for nevnte valutakryss. Selv om studiene er gjort for flere år siden er det totalt sett mange likheter med de resultatene jeg har fått.

Hovedkonklusjonen om at prognosene totalt sett ikke er bedre enn RW gjelder for begge studiene, og stemmer også overens med mine funn.

Oljeprognoiser

Oljeprognoisene er mer treffsikre enn RW både ved MAE og MSE. Nærmere bestemt er aktørene bedre enn RW i 12 av 16 prognosehorisonter (6 ved MAE og 6 ved MSE).

Ingen av tilfellene viser derimot signifikant forskjell totalt sett. Men det finnes noen signifikante forskjeller om vi ser på de ulike prognosehorisontene. Da kan jeg trekke frem horisontene +1 og +2, hvor aktørene er signifikant bedre enn RW. RW-modellen er ikke signifikant bedre enn prognosemakerne ved noen horisonter.

Ved målekriteriene DoC og SR er analytikernes anslag på oljeprisen signifikant bedre enn RW ved begge målekriteriene totalt. Spesielt retningen predikerer de godt, med riktig angivelse i over 50% av prognosene, ved alle prognosehorisonter.

Hvis vi bruker terminprisene som benchmark, ser vi at de er en bedre predikator for oljeprisen enn bankene/institusjonene i 12 kombinasjoner av 16 mulige, ved MAE og MSE. Men her er det ingen signifikante forskjeller ved noen prognosehorisonter. Vi kan derfor ikke forkaste nullhypotesen om at alternativene er like gode.

Terminprisene er også best til å anslå retningen på oljeprisen ved alle horisonter. Ser vi på DoC^O gir derimot analytikerne og terminprisene omtrent like treffsikre retningsangivelser, med verdier på hhv. 47,1% og 46,6%. Begge viser altså dårligere retningsangivelse enn et myntkast.

Signifikant forskjell finner vi ved kriteriet SR. Her treffer terminprisene bedre på nivået til oljeprisen i 66% av alle prognosene, sammenlignet med prognosemakerne.

Sammenlignet med tidligere studier finner jeg både sammenfallende og motstridende funn i min analyse. Både Ree (2017) og Reeve og Vigfusson (2011) konkluderer med at terminprisene er en bedre predikator for fremtidig spotpris enn RW. Dette stemmer overens med mine resultater, men ikke med Hoff og Olsvik (2015) som konkluderer med at RW er bedre enn terminprisene ved korte prognosehorisonter.

Ser vi på profesjonelle aktørers prognoser, så konkluderer Alquist et al. (2011) og Engel og Valdès (2000) med at prognosene ikke er mer treffsikre enn en RW-modell. Dette strider mot mine resultater som viser at aktørene er bedre enn RW i de fleste tilfeller. Resultatene for retningsmålet DoC er derimot sammenfallende. Her finner også Alquist et al. at prognosene er noe bedre enn tilfeldig gjetning, med en verdi på 53,9% som også er signifikant.

4.5.2 Oppsummering av sammenligningen av aktørenes prognoser

Tabell 4.34 under, viser en totalrangering om jeg legger sammen resultatene fra sammenligningen av bankenes rente-, valuta- og oljeprogner. Tabellen viser at det er RW modellen som totalt sett har vært den beste til å predikere de nevnte variablene i perioden 2006-2017. Dette på tross av relativt dårlig treffsikkerhet for oljeprisen. Nordea viser seg å være best av bankene, mens DB er den banken med dårligst treffsikkerhet i perioden.

At RW viser seg å være beste prognosealternativ i perioden er på mange måter litt overraskende. Bankene har analytikere som er eksperter på hvert sitt fagfelt, og gjør grundige analyser av markedet. Analytikere kommer ofte med logiske forklaringer på hvorfor utviklingen ble som den ble. Resultatene bekrefter på mange måter utfordringen med å slå markedet og den informasjonen som allerede er bakt inn i de ulike kursene og prisene.

Tabell 4.34: Totalrangering av beste prognosemaker for alle variabler i 2006-2017

	Rente	Valuta	Olje	Snittplassering*	Rank
RW	1	1	4	2	1
Nordea	4	4	1	3	2
SEB	5	3	2	3,3	3
HB	3	2	6	3,7	4
DNB	2	5	5	4	5
DB	6	6	3	5	6

Noter:
 Totalrangering av bankene og RW basert på resultatene for rente-, valuta- og oljeprogno­sene.
 For oljepris er det resultatene fra +1 som er lagt til grunn, da dette er eneste horisont hvor alle aktørene er med, samt gir prognoser jevnlig i hele perioden.

Analytikernes dårlige treffsikkerhet trenger ikke å skyldes, men bør sees i lys av, funnene til Mitchell og Pearce (2007), Laster et al. (1999) og Lamont (2002). Som beskrevet i empiridelen finner de at økonomer og andre prognose­makere kan ha andre mål med prognosene enn det å treffe best mulig. Forskningen viser at de som har høyest nytte av publisitet gjerne lager mer ekstreme prognoser. Lamont påpeker at dette kan skyldes at fordelene ved å ha rett der andre tar feil kan være stor. Vi vet at det er lite sannsynlig med et førstesideoppslag om analytikerens predik­serer at alt blir som før, eller enda kjedeligere: At fremtiden er uforutsigbar og ikke mulig å spå. I så henseende er det forståelig at aktørene i det hele tatt gir ut prognoser, men også om de tar i litt ekstra i sine anslag. I hvert fall når de ikke har «skin in the game», og når eventuelle feil ikke får konsekvenser.

5 Videre forskning og kritikk

Her vil jeg komme med noen bemerkninger på hva jeg ikke har tatt for meg, som kan inspirere til videre forskning, samt hva jeg mener er mulige svakheter med oppgaven

Persistensen i resultatene er noe som kunne vært undersøkt nærmere. For eksempel ved å kjøre analyser tilsvarende det jeg har gjort, men analysert resultatene for hvert år i perioden. Det ville vært interessant og sett om aktørene som gir gode prognoser for en variabel totalt sett, er treffsikre hvert år, eller om resultatene svinger mye.

Jeg har ikke vært i kontakt med noen av aktørene med den hensikt å finne ut hvilke metoder og modeller de vektlegger i utarbeidelsen av prognosene. Jeg har heller ikke tatt for meg mulige incentiver som kan påvirke aktørenes prognoser. Med så mange tilfeller av resultater som er signifikant dårligere enn RW, kan det være på sin plass å minne om tidligere studier som viser hvordan analytikere kan overdrive sine anslag for å skape blest og medieoppmerksomhet. Ved at analytikere får fortsette å gi prognoser i uforminsket styrke, selv med de svake resultatene, kan dette tyde på at det ikke er treffsikkerhet som nødvendigvis er grunnen til at de gir prognoser i utgangspunktet. En oppgave som tar for seg aktørenes metoder, fremgangsmåte, samt eventuelle incentiver, kan være grunnlag for videre studier.

Noe som bør påpekes er det som omhandler prognosehorisonter og datoer. Bankene er i realiteten ofte ferdige med sine analyser noen dager før rapporten kommer ut. Der hvor det er oppgitt har jeg derfor valgt å bruke datoen hvor de er ferdig med beregningene, fremfor utgivelsesdatoen på rapportene. Hvis realiseringstidspunktet for prognosen er en helligdag, har jeg brukt første mulige dag før dette når jeg finner realisert kurs. I for eksempel jul og påske, kan det derfor være snakk om noen dager slingring. Aktørene har heller ikke publisert rapportene på samme tidspunkt. Noen kan derfor være utsatt for større volatilitet enn andre, avhengig av når rapportene er utarbeidet. Dette er en svakhet som er viktig å påpeke, og som kommer til uttrykk i sammenligningen av aktørene.

Det er også stor forskjell i hvor ofte aktørene gir ut prognoser, og hvor mange prognoser de gir i hver rapport. Dette fører til at datasettet er noe skjevt fordelt med tanke på antall prognoser av hver variabel for de ulike aktørene.

Det er også viktig å påpeke muligheten for feilkilder i datamaterialet. Jeg har manuelt tastet inn alle prognoser med tilhørende datoer. Det er derfor mulig at det finnes feiltasting, selv om jeg har brukt mye tid på å kontrollere dette.

6 Konklusjon

I denne oppgaven har jeg sett på ni aktørers prognoser for renter, valutakurs og oljepris. Prognosehorisontene jeg har sett på er fra 3 måneder til ca. 4 år. Prognosene er gitt i en tolv års periode, i tidsrommet 2006-2017.

Tidligere forskning har vist at det er vanskelig å predikere disse variablene bedre enn random walk (RW) og markedsforventningene. Jeg ønsket å se i hvilken grad aktørenes prognoser har verdi. Skal de ha verdi må de vise en treffsikkerhet utover det en får ved å ta utgangspunkt i RW eller markedsforventningene. For å finne ut av dette har jeg analysert prognosene samlet for alle aktørene og sammenlignet bankene seg imellom.

Jeg har benyttet meg av de statistiske målene MAE/MSE, DoC og SR. Statistisk signifikante avvik regnet jeg ut ved hjelp av Diebold-Mariano testen for MAE og MSE, og en t-test for DoC og SR. Jeg har også sett på gjennomsnittlig over/underprediksjon i prognosene, ved hjelp av ME.

Renteprogosene viser seg totalt sett å være signifikant dårligere enn RW-modellen. Prognosene er mer treffsikre enn RW i 19 kombinasjoner og dårligere i 33 kombinasjoner av rente og horisont, ved kriteriene MAE/MSE. Av signifikante avvik er prognosene bedre enn RW i 7 og dårligere i 26 kombinasjoner. Prognosene for 10-års renter er hvor bankene og institusjonene er dårligst. Her blir de slått av RW ved alle prognosehorisonter og alle målekriteriene. Aktørene angir rentenivået bedre enn RW i kun 30,3% av prognosene totalt sett for 10-års renter. Aktørene er bedre enn RW ved prognoser for Nibor og styringsrenten opp til og med 12 måneder. Nibor-prognosene er derimot ikke bedre enn FRA-rentene. Da står jeg igjen med prognoser for styringsrenten opp til og med 12 måneder som eneste variabel hvor aktørenes prognoser viser seg å ha noen verdi.

Valutaprogosene viser også dårlig treffsikkerhet sammenlignet med RW. Totalt sett er RW klart best til å predikere nivået til valutakursene. Målt ved MAE/MSE er analytikernes prognoser best i 11 kombinasjoner, mens RW er best i 35 kombinasjoner av valutapar/horisont. Antall signifikante kombinasjoner er hhv. 2 og 10. Valutaprogosene har verdi på ett område, og det er til å anslå retningen til

USD/NOK. Her viser de god treffsikkerhet og predikerer riktig retning i 64,7% av prognosene, noe som også er signifikant bedre enn et myntkast.

Oljeprosnosene er bedre enn RW-modellen til å anslå både nivå og retning. Men her viser terminprisene å gi enda mer treffsikre resultater. Dette gjelder for alle målekriteriene. Ved MAE/MSE er terminprisen best i 11 kombinasjoner, RW er best i 1 kombinasjon og aktørenes prognoser er best i 4 kombinasjoner. Men terminprisen er ikke signifikant bedre enn aktørene ved noen kriterier.

I delen hvor jeg sammenligner bankene, viser resultatene at det er RW-modellen som er best til å predikere renter, valutakurs og oljepris totalt sett i perioden. Den er, noe overraskende, mer treffsikker enn alle bankene både for rente- og valutaprosnosene. Resultatene for oljeprosnosene viser at bankene gjør det forholdsvis bedre sammenlignet med RW. Her er det Nordea som er beste bank, og RW havner på 4.plass av 6 deltakere. Beste bank i perioden totalt sett for alle variablene blir også Nordea. Det er Danske Bank som er gir de dårligste prognosene for de variablene jeg har tatt for meg i perioden 2006-2017.

Innledningsvis stilte jeg spørsmålet om bankene og institusjonenes prognoser har noen verdi. Dette er et forholdsvis åpent spørsmål, som kan bli besvart med ulike vinklinger. Min konklusjon blir at bankene og institusjonenes prognoser for renter, valuta og oljepris ikke har noen verdi i den grad at de bidrar til økt treffsikkerhet sammenlignet med det en får ved å bruke observerbare markedsforventninger eller en RW-modell.

7 Referanser

- Akram, Q. F. (2000, August 9). When does the oil price affect the Norwegian exchange rate? *Research Department, Norges Bank*. Hentet fra <http://projects.chass.utoronto.ca/link/200010/papers/ano082000.pdf>
- Alquist, R., Kilian, L., & Vigfusson, R. (2011). Forecasting the price of oil. *International Finance Discussion Papers*(1022).
- Asplin, J. B., & Thorset, K. A. (2012). *Norske renteprognozers treffsikkerhet*. Masteroppgave. Bergen: Norges Handelshøyskole.
- Austvik, O. G. (2016, Oktober 3). *Hva bestemmer oljeprisen?* Hentet fra NUPI Skole: <http://www.nupi.no/Skole/HHD-Artikler/2016/Hva-bestemmer-oljeprisen>
- Bekaert, G., Wei, M., & Xing, Y. (2007). Uncovered interest rate parity and the term structure. *Journal of International Money and Finance*, 26(6), ss. 1038-1069. doi:10.3386/w8795
- Bernhardsen, T. (2011). Renteanalysen. *Staff Memo*(4). Hentet fra <https://www.norges-bank.no/en/Published/Papers/Staff-Memo/Staff-Memo-2011/Staff-memo-42011/>
- Bernhardsen, T., & Røiseland, Ø. (2000, Oktober). Hvilke faktorer påvirker kronekursen? *Penger og kreditt*(3). Hentet fra <https://www.norges-bank.no/Publisert/Signerte-publikasjoner/Penger-og-Kreditt/Penger-og-kreditt-32000/>
- Bernhardsen, T., Kloster, A., & Syrstad, O. (2012). Risikopåslag i Nibor og andre lands interbankrenter. *Staff Memo*(20). Hentet fra <https://www.norges-bank.no/Publisert/Signerte-publikasjoner/Staff-Memo/2012/Staff-Memo-202012/>
- Browne, F., & Manasse, P. (1990). The information content of the term structure of interest rates: Theory and evidence. *OECD Economic Studies*(14), ss. 59-86. Hentet fra <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/similar?doi=10.1.1.400.822&type=cc>

- Burnside, C., Eichenbaum, M., Kleshchelski, I., & Rebelo, S. (2011, Mars). Do Peso problems explain the returns to the carry trade? *Review of Financial Studies*, 24(3), ss. 853-891. doi:10.3386/w14054
- Bø, T. B., & Klokkehaug, I. S. (2010). *Returns to currency carry trades and hedge funds*. Masteroppgave. Oslo: Handelshøyskolen BI.
- Cheung, Y.-W., Chinn, M. D., & Pascual, A. G. (2005, November 7). Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive? *Journal of International Money and Finance*, 24, ss. 1150-1175. doi:10.3386/w9393
- Committeri, M., Rossi, S., & Santorelli, A. (2006). Tests of covered interest parity on the Euromarket with high-quality data. *Applied Financial Economics*, 3, ss. 89-93. doi:10.1080/758527822
- Culbertsen, J. M. (1957, November). The Term Structure of Interest Rates. *Quarterly Journal of Economics*, 71(4), ss. 485-517. Hentet fra https://econpapers.repec.org/article/oupqjecon/v_3a71_3ay_3a1957_3ai_3a4_3ap_3a485-517..htm
- Davies, P. (2008). What's the value of an energy economist? *OGEL*, 3. Hentet fra www.ogel.org/article.asp?key=2825
- Diebold, F. X., & Mariano, R. S. (1995). Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(3), 253-263.
- Domínguez, E., & Novales, A. (2002). Can forward rates be used to improve interest rate forecast? *Applied Financial Economics*, 12, ss. 493-504. Hentet fra <http://www.ucm.es/data/cont/media/www/pag-46485/Can%20forward%20rates%20Dominguez%20Novales.pdf>
- E24. (2018, April 29). *Sykkel-VM gikk på valutasmell: – Helt utrolig*. Hentet fra E24.no: <https://e24.no/makro-og-politikk/valuta/sykkel-vm-gikk-paa-valutasmell-helt-utrolig/24149952>
- Engel, E., & Valdès, R. (2000). Optimal fiscal strategy for oil exporting countries. *IMF Working Paper*. Hentet fra <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/Optimal-Fiscal-Strategy-for-Oil-Exporting-Countries-3654>

- Fattouh, B., Kilian, L., & Mahadeva, L. (2013). The role of speculation in oil markets: What have we learned so far? *The Energy Journal*, 34(3). Hentet fra <https://econpapers.repec.org/article/aenjournal/ej34-3-01.htm>
- Faust, J., Rogers, J. H., & Wright, J. H. (2003, Mai). Exchange rate forecasting: The errors we've really made. *Journal of International Economics*, 60(1), ss. 35-59. Hentet fra [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(02\)00058-2](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(02)00058-2)
- Finans Norge. (2017, Januar 14). *Nibor*. Hentet fra <https://www.finansnorge.no/tema/nibor-nowa/nibor/>
- Flood, R. P., & Rose, A. K. (2002). Uncovered interest parity in crisis. *IMF Working Paper*, 49(2), ss. 252-266. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/3872485>
- Frankel, J. A., & MacArthur, A. T. (1988). Political vs. currency premia in international real interest differentials: A study of forward rates for 24 countries. *European Economic Review*, 32(5), ss. 1083-1118. doi:10.3386/w2309
- Frey, G., Manera, M., Markandya, A., & Scarpa, E. (2009). Econometric models for oil price forecasting: A critical survey. *CESifo Forum*, 10(1), ss. 29-44. Hentet fra <https://www.cesifo-group.de/DocDL/forum1-09-focus3.pdf>
- Gosnell, T. F., & Kolb, R. W. (1997, August). Accuracy of international interest rate forecasts. *The Financial Review*, 32(3), ss. 431-448. Hentet fra https://www.researchgate.net/publication/4990474_Accuracy_of_International_Interest_Rate_Forecasts
- Hamilton, J. D. (2008). Understanding crude oil prices. *The Energy Journal*, 30(2), ss. 179-206. doi:10.3386/w14492
- Hansen, C. O., Borgås, F., & Gran-Henriksen, B. (2017, Mai 16). *Så mye har petroleumsinntektene falt*. Hentet fra Statistisk sentralbyrå: <https://www.ssb.no/offentlig-sektor/artikler-og-publikasjoner/fall-i-petroleumsinntektene>
- Harvey, D., Leybourne, S., & Newbold, P. (1997). Testing the equality of prediction mean squared errors. *International Journal of Forecasting*, 13(2), 281-291. doi:10.1080/07350015.1998.10524759

- Hoff, K., & Olsvik, M. (2015). *Forecasting the price of crude oil*. Masteroppgave. Trondheim: NTNU. Hentet fra https://brage.bibsys.no/xmlui/bitstream/handle/11250/2352919/12668_FULLTEXT.pdf?sequence=1
- Hubak, H. (2013). *Udekket renteparitet, en empirisk analyse*. Masteroppgave. Universitetet i Stavanger. Hentet fra <https://brage.bibsys.no/xmlui/bitstream/handle/11250/184036/Hulbak.pdf?sequence=5&isAllowed=y>
- ICE Futures Europa. (2018, April 25). *ICE BRENT FUTURES AND OPTIONS EXPIRY CALENDAR CHANGE*. Hentet fra ICE: <https://www.theice.com/publicdocs/circulars/15235.pdf>
- Kloster, A. (2000, Mars 15). Beregning og tolking av renteforventninger. *Penger og Kreditt, 1*. Hentet fra <https://brage.bibsys.no/xmlui/handle/11250/2480467>
- Kloster, A., Lokshall, R., & Røisland, Ø. (2003, Mai). Hvor mye av bevegelsene i kronkursen kan forklares av rentedifferansen? *Hvilke faktorer kan forklare utviklingen i valutakursen?*(31), ss. 95-108. Hentet fra <https://www.norges-bank.no/en/Published/Papers/Occasional-Papers/31-Hvilke-faktorer-kan-forklare-utviklingen-i-valutakursen/>
- Korsvold, P. E., & Høidal, G. B. (2012). *Finansiell Risikostyring*. Oslo: Cappelen Damm AS.
- Lamont, O. (2002, Juli 3). Macroeconomic forecasts and microeconomic forecasters. *Journal of Economic Behavior and Organization, 48*(3), ss. 265-280. Hentet fra <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0167268101002190>
- Landberg, M., & Tellesbø, Ø. (2005). Bankers valutakursprognoser – ren augurisme eller treffsikre spådommer? *Økonomisk Forum, 59*(2). Hentet fra https://www.samfunnsokonomene.no/content/uploads/2012/02/Trykkutg.Oko_.forum-nr-2-05.pdf
- Laster, D., Bennett, P., & Geoum, I. S. (1999, Februar). Rational bias in macroeconomic forecasts. *Quarterly Journal of Economics, 114*(1), ss. 293-318. Hentet fra

https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/staff_reports/sr21.pdf

- Madura, J. (2015). *International Financial Management*. Stamford: Cengage Learning.
- Mark, N. (1995, Mars). Exchange rates and fundamentals: Evidence on long-horizon predictability. *The American Economic Review*, 85(1), ss. 201-218. Hentet fra https://www.researchgate.net/publication/4735555_Exchange_Rates_and_Fundamentals_Evidence_on_Long-Horizon_Predictability
- Marthinsen, H. S., & Rakli, K. (2010). *Skandinaviske aktørers valutaprognoser*. Masteroppgave. Bergen: Norges Handelshøyskole. Hentet fra <http://hdl.handle.net/11250/168513>
- Meese, R. A., & Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit our sample? *Journal of International Economics*, 14(1-2), ss. 3-24. Hentet fra <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/002219968390017X>
- Meese, R., & Rogoff, K. (1988). Was it real? The exchange rate-interest differential relation over the modern floating-rate period. *Journal of Finance*, 43(4), 933-948.
- Meredith, G., & Ma, Y. (2002, Februar 1). The forward premium puzzle revisited. *IMF Working Paper*, 02/28, ss. 1-38. Hentet fra <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/The-Forward-Premium-Puzzle-Revisited-15624>
- Mitchell, K., & Pearce, D. K. (2007, Desember). Professional forecasts of interest rates and exchange rates: Evidence from the Wall Street Journal's panel of economists. *Journal of Macroeconomics*, 29(4), ss. 840-854. Hentet fra <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0164070407000110>
- Mose, J. S. (2005, Desember 1). Expert forecast of bond yields and exchange rates. *Monetary Review*, ss. 91-95. Hentet fra <http://www.nationalbanken.dk/en/publications/Pages/2005/12/Expert-Forecasts-of-Bond-Yields-and-Exchange-Rates.aspx>

- Murarka, V. (2012, Mai 13). *The forward is not a forecast*. Hentet Mars 25, 2018 fra Business Line: <https://www.thehindubusinessline.com/economy/The-Forward-is-not-a-Forecast/article20433851.ece>
- Naszodi, A. (2010, Mai). Testing the asset pricing model of exchange rates with survey data. *Working Paper Series, 1200*. Hentet fra <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1200.pdf?db6596dc8cc7675c04b097b23c1face0>
- Nordahl, M., & Shabani, A. (2016). *Oljefutures: Gode prognoser på fremtidig spotpris?* Masteroppgave. Ås: Handelshøyskolen NMBU. Hentet fra <https://brage.bibsys.no/xmlui/handle/11250/2422222?show=full>
- Norges Bank. (2004, Juli 1). Norske finansmarkeder - pengepolitikk og finansiell stabilitet. Hentet fra <https://www.norges-bank.no/Publisert/Signerte-publikasjoner/Skriftserie/34-Norske-finansmarkeder---pengepolitikk-og-finansiell-stabilitet/>
- Norges Bank. (2006). *Pengepolitisk Rapport 1/2006*. Oslo: Norges Bank.
- Norges Bank (Regissør). (2015). *Fastsettelse av styringsrenten* [Film]. Hentet fra <https://www.norges-bank.no/pengepolitikk/Styringsrenten/Mer-om-styringsrenten/>
- Norges Bank. (2018, Mai 12). *Pengepolitikk, inflasjon og styringsrenten*. Hentet fra Norges Bank: <https://www.norges-bank.no/FAQ/pengepolitikk/>
- Ree, K. C. (2017). *Modeller for prognoser på oljepris*. Masteroppgave. Trondheim: NTNU. Hentet fra <https://brage.bibsys.no/xmlui/handle/11250/2455777>
- Reeve, T. A., & Vigfusson, R. J. (2011, August). Evaluating the forecasting performance of commodity futures prices. *International Finance Discussion Papers, 1025*. Hentet fra <https://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/2011/1025/ifdp1025.pdf>
- Roland Berger. (2017). *2017 oil price forecast: Who predicts best?* Amsterdam: Roland Berger. Hentet fra https://www.rolandberger.com/en/Publications/pub_2017_oil_price_forecast.html

- Salvatore, D. (2007). *International Economics*. Oxford: Wiley.
- Sucarrat, G. (2018, Januar 31). *Samfunnsøkonomenes prognosepris*. Hentet fra <http://www.sucarrat.net/prognoseprisen/prognoser-for-2016.pdf>
- Taylor, M. P. (1987, November). Covered interest parity: A high-frequency, high-quality data study. *Economia*, 54(216), 429-438. Hentet fra https://econpapers.repec.org/article/blaeconom/v_3a54_3ay_3a1987_3ai_3a216_3ap_3a429-38.htm
- The Statistic Portal. (2018, 3 10). *Statista*. Hentet fra OPEC - Statistics & Facts: <https://www.statista.com/topics/1830/opec/>
- Valseth, S. (2003, Januar). Renteforventninger og betydningen av løpetidspremier. *Penger og Kreditt*. Hentet fra https://www.norges-bank.no/globalassets/upload/publikasjoner/penger_og_kreditt/2003-01/valseth.pdf
- Warren, P. (2014, November 4). *Unyttige prognoser*. Hentet fra Peter Warrens finansblogg: <http://www.peterwarren.no/2014/11/unnyttige-prognoser/>
- Zaiontz, C. (2018, April 15). *Diebold-Mariano Test*. Hentet fra Real Statistics Using Excel: <http://www.real-statistics.com/time-series-analysis/forecasting-accuracy/diebold-mariano-test/>
- Ørjasæter, K. B. (2017). *Valutaprognosers treffsikkerhet*. Masteroppgave. Bergen: NHH.

8 Vedlegg

8.1 Figurliste

Figur 1: Prognosefordeling EUR/NOK (Warren, 2014)	3
Figur 2: Mulige virkninger av en renteendring (Norges Bank, 2004)	5
Figur 3: Norges Banks rentebane med usikkerhetsvifte (Norges Bank, 2006).	7
Figur 4: Eksempel på rentens terminstruktur (Asplin og Thorset, 2012)	11
Figur 5: Renteutvikling 2006-2018 (Oslo Børs og Norges Bank)	48
Figur 6: Valutakursutvikling 2006-2018 (Thomson Reuters Datastream)	59
Figur 7: Prognosefeil (ME) for EUR/NOK.	66
Figur 8: Antall valutaprognoser med kronestyrkelse.	66
Figur 9: Oljeprisutvikling 2006-2018 (US Energy Inf. Adm.)	68

8.2 Tabelliste

Tabell 3.1: Oversikt over antall rapporter og prognoser	36
Tabell 3.2: Inndeling i prognosehorisonter	37
Tabell 4.1: Renteanalyse basert på MAE og MSE	50
Tabell 4.2: Antall besterangeringer basert på MAE og MSE	51
Tabell 4.3: Renteanalyse basert på DoC og SR	53
Tabell 4.4: Antall besterangeringer basert på DoC og SR	54
Tabell 4.5: Renteanalyse basert på DoC ⁰	55
Tabell 4.6: Renteanalyse basert på ME	56
Tabell 4.7: Analyse av Nibor-prognoser sammenlignet med FRA-renter	57
Tabell 4.8: Valutaanalyse basert på MAE og MSE	60
Tabell 4.9: Antall besterangeringer basert på MAE og MSE	61
Tabell 4.10: Valutaanalyse basert på DoC og SR	62
Tabell 4.11: Antall besterangeringer basert på DoC og SR	63
Tabell 4.12: Valutaanalyse basert på DoC ⁰ .	63
Tabell 4.13: Valutaanalyse basert på ME	65
Tabell 4.14: Oljeprisanalyse basert på MAE og MSE	69
Tabell 4.15: Antall besterangeringer basert på MAE og MSE	69
Tabell 4.16: Oljeprisanalyse basert på DoC og SR	71
Tabell 4.17: Antall besterangeringer basert på DoC og SR	72
Tabell 4.18: Oljeprisanalyse basert på DoC ⁰	72
Tabell 4.19: Oljeprisanalyse basert på ME	73
Tabell 4.20: Sammenligning av aktørenes prognoser for Nibor	75
Tabell 4.21: Sammenligning av aktørenes prognoser for Nibor, årssnitt	76
Tabell 4.22: Sammenligning av aktørenes prognoser for styringsrenten	76

Tabell 4.23: Sammenligning av aktørenes prognoser for styringsrenten, årssnitt	77
Tabell 4.24: Sammenligning av aktørenes prognoser for 10-års rente	78
Tabell 4.25: Sammenligning av aktørenes prognoser for 10-års rente, årssnitt	78
Tabell 4.26: Totalvurdering og rangering av aktørenes renteprognoser	80
Tabell 4.27: Sammenligning av aktørenes prognoser for EUR/NOK	81
Tabell 4.28: Sammenligning av aktørenes prognoser for EUR/NOK, årssnitt	81
Tabell 4.29: Sammenligning av aktørenes prognoser for USD/NOK	82
Tabell 4.30: Sammenligning av aktørenes prognoser for GBP/NOK	83
Tabell 4.31: Totalvurdering av aktørenes valutaprognoser	84
Tabell 4.32: Sammenligning av aktørenes prognoser for oljepris	86
Tabell 4.33: Totalvurdering av aktørenes prognoser for oljepris	87
Tabell 4.34: Totalrangering av beste prognosemaker for alle variabler i 2006-2017	92