



Prediksjon av terminpremien på norske statsobligasjoner

*Hvilke kategorier av økonomiske variabler kan predikere
terminpremien i perioden 2009-2019?*

Odin Dager Moe og Max-Philip L. Michelsen

Veileder: Gernot Doppelhofer

Masterutredning i Finansiell Økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Sammendrag

I denne oppgaven predikerer vi terminpremien på norske 10-årige statsobligasjoner i perioden 2009 til 2019. Med utgangspunkt i økonomisk teori og litteratur innhenter og kategoriserer vi en rekke variabler som kan tenkes å predikere terminpremien på en god måte. For hver kategori av variabler konstruerer vi faktormodeller, der vi benytter prinsipalkomponentanalyse til å konstruere faktorene. Modellene sammenlignes med hverandre og standard tidsseriemodeller ved hjelp av RMSE. Konkret besvares følgende forskningsspørsmål:

1. Kan et utvalg faktormodeller basert på økonomiske variabler predikere terminpremien på norske 10-årige statsobligasjoner i perioden 2009-2019 bedre enn standard tidsseriemodeller?
2. Hvilke av faktormodellene predikerer terminpremien på norske 10-årige statsobligasjoner best og dårligst i perioden 2009-2019, og hvorfor?

Vi finner at random walk i gjennomsnitt predikerer terminpremien best i den aktuelle perioden. Dette indikerer at det beste estimatet for morgendagens terminpremie er dagens terminpremie. Random walk predikerer terminpremien best relativt til de andre faktormodellene når terminpremien predikeres over kortere prediksjonshorisonter.

Av faktormodellene er det modellen som inneholder faktorer for den norske statsrentekurven som i gjennomsnitt predikerer terminpremien best. Modellen predikerer terminpremien særlig godt, og i noen tilfeller bedre enn random walk, i perioder der usikkerheten i finansmarkedene er lav. Nest best er faktormodellen konstruert basert på variabler fra alle kategoriene. Faktormodellen med valutausikkerhet predikerer tredje best. Modellene med kvantitative lettelser og makroøkonomiske variabler predikerer derimot terminpremien dårligst av alle modellene.

Basert på dette argumenterer vi i oppgaven for at terminpremien best predikeres av faktormodeller som direkte eller indirekte inneholder informasjon om et stort antall økonomiske variabler.

Forord

Denne utredningen er skrevet som en del av vårt masterstudium i finansiell økonomi ved Norges Handelshøyskole (NHH).

Vi vil gjerne takke vår veileder Gernot Doppelhofer for gode og konstruktive tilbakemeldinger, og for at han alltid viste interesse for arbeidet vårt. Vi vil også takke Morten Risstad i Sparebank 1 Markets for å ha delt data for terminpremien i norske statsobligasjoner med oss. Morten har også vært en god støttespiller gjennom hele arbeidet, noe vi har satt stor pris på.

Avslutningsvis vil vi også takke Kristian Semmen i Sparebank 1 Markets for å ha gitt oss inspirasjon til å skrive om terminpremien i norske statsobligasjoner, og for å ha delt sine perspektiver på terminpremien med oss. I tillegg vil vi takke Olav Gunnes og Oddmund Berg i DNB Markets for nyttige innspill.

Norges Handelshøyskole

Bergen, 20. desember 2021

Max-Philip L. Michelsen

Odin Dager Moe

Innholdsfortegnelse

1. Innledning	7
2. Teori	10
2.1 Grunnleggende obligasjonsteori	10
2.2 Det norske obligasjonsmarkedet	11
2.2.1 Markedet og aktørene.....	11
2.2.2 Kreditt- og likviditetsrisiko i norske statsobligasjoner.....	13
2.3 Terminpremiens rolle i rentedannelsen	13
2.3.1 Forventningshypotesen.....	13
2.4 Estimering av terminpremien	15
2.4.1 ACM-metoden.....	16
2.4.2 Styrker og svakheter ved ACM-metoden.....	16
2.5 Oppsummering av teorien	18
3. Litteraturgjennomgang av empiriske studier	20
3.1 Usikkerhet	20
3.1.1 Argumenter for syn 1.....	21
3.1.2 Argumenter for syn 2.....	22
3.2 Kvantitative lettelser	23
3.3 Formen på rentekurven	24
3.4 Oppsummering litteraturgjennomgang	26
4. Metode	27
4.1 Overordnet om prediksjon	28
4.1.1 “Pseudo-out-of-sample”-prediksjon.....	28
4.1.2 Rullende og ekspanderende treningssett.....	29
4.2 Benchmarkmodeller	30
4.2.1 ARIMA.....	30
4.2.2 Random walk.....	32
4.3 Faktormodeller	32
4.4 Konstruksjon av faktorer	33
4.4.1 Prinsipalkomponentanalyse (PCA).....	33
4.4.2 Rentekurvefaktorer.....	36
4.5 Modellidentifikasjon	36
4.6 Evaluering av prediksjonsmodeller	37
5. Data	38
5.1 Data for terminpremien	38
5.2 Transformasjon av forklaringsvariabler	39
5.3 Datagrunnlag for faktormodeller	40
5.3.1 Usikkerhet.....	40
5.3.2 Kvantitative lettelser.....	42
5.3.3 Finansmarkedsindikatorer.....	42
5.3.4 Rentekurvefaktorer.....	43

5.4	Datareliabilitet	44
6.	Anvendelse av metode	46
6.1	Prinsipalkomponentanalyse	46
6.1.1	Faktorladninger	47
6.2	Modeller	50
6.2.1	Benchmarkmodeller	50
6.2.2	Faktormodeller	51
6.3	Potensielle problemer i modellspesifikasjonen	52
6.3.1	Multikollinearitet	52
7.	Resultater	55
7.1	Rullende og ekspanderende treningssett	57
7.2	Prediksjonshorisont 2 måneder	57
7.3	Prediksjonshorisont 6 måneder	59
7.4	Prediksjonshorisont 12 måneder	61
8.	Analyse	64
8.1	Forskningsspørsmål 1	64
8.1.1	Oppsummering forskningsspørsmål 1	65
8.2	Forskningsspørsmål 2	65
8.2.1	De beste faktormodellene	65
8.2.2	De dårligste faktormodellene	67
8.2.3	Oppsummering forskningsspørsmål 2	68
8.3	Rentekurvefaktorer	68
8.3.1	Rentekurvefaktorer og usikkerhet	69
8.4	Svakheter ved analysen og videre arbeid	72
9.	Oppsummering og konklusjon	73
	Litteraturliste	75
	Appendiks A	82
	A.1 Måling av usikkerhet	82
	Appendiks B	86
	B.1 Stasjonærhet	86
	B.2 Videre om prinsipalkomponentanalyse	87
	Appendiks C	89
	Oversikt over data og datatransformasjoner	89

Figurliste

Figur 1: Renten og terminpremien på norske statsobligasjoner	8
Figur 2: Eierskapsfordeling i norske statsobligasjoner	12
Figur 3: Estimater av terminpremien i USA	18
Figur 4: Ekspanderende treningssett	30
Figur 5: Rullende treningssett	30
Figur 6: DAX-indeksen før og etter transformasjon	40
Figur 7: VIX- og MOVE-indeksen	41
Figur 8: Sentralbankbalanser	42
Figur 9: OSEBX og Dow Jones	43
Figur 10: Rentekurvefaktorene nivå, helning og krumning	43
Figur 11: Prediksjon av terminpremien ved bruk av ARIMA.....	50
Figur 12: Prediksjon av terminpremien ved bruk av random walk	51
Figur 13: Prediksjon av terminpremien ved bruk av valutausikkerhet.....	52
Figur 14: RMSE for faktormodellen med rentekurvefaktorer relativt til random walk, og MOVE-indeksen.....	70
Figur 15: RMSE for faktormodellen med rentekurvefaktorer relativt til random walk, og seks måneders standardavvik på Oslo Børs.	70

Tabelliste

Tabell 1: Oversikt over benchmarkmodeller og faktormodeller	28
Tabell 2: Oversikt over antall variabler som er inkludert for hver faktormodell	44
Tabell 3: Oversikt over antallet inkluderte prinsipalkomponenter og deres kumulative forklaringskraft per faktormodell	47
Tabell 4: Faktorladninger	49
Tabell 5: Oversikt over antallet faktorer i hver modell	54
Tabell 6: RMSE-verdier for de ulike faktor- og benchmarkmodellene, relativt til random walk	56
Tabell 7: RMSE-verdier for de ulike faktormodellene for $h = 2$	58
Tabell 8: Rangeringen av de ulike faktormodellene for $h = 2$	59
Tabell 9: RMSE-verdier for de ulike faktormodellene for $h = 6$	60
Tabell 10: Rangeringen av de ulike faktormodellene for $h = 6$	61
Tabell 11: RMSE-verdier for de ulike faktormodellene for $h = 12$	62
Tabell 12: Rangeringen av de ulike faktormodellene for $h = 12$	63

1. Innledning

Renten for norske 10-årige statsobligasjoner er en av de mest brukte størrelsene for den risikofrie renten når norske selskaper beregner avkastningskrav til egenkapitalen (PwC, 2019). En god forståelse av hva som driver utviklingen i norske statsrenter vil derfor være viktig for at investorer og bedriftsledere skal kunne ta gode investeringsbeslutninger. Terminpremien er en komponent som inngår i statsrenten, og er en type kompensasjon investorer krever for å påta seg terminrisiko¹ (Norges Bank, 2020a).

De siste 15 årene har det tilsynelatende vært en sterk sammenheng mellom terminpremien og renten for norske 10-årige statsobligasjoner. Terminpremien ser altså ut til å ha spilt en spesielt viktig rolle i utviklingen i rentenivået de siste årene. Økt forståelse av hvilke økonomiske variabler som påvirker terminpremien vil derfor gi de ulike aktørene bedre forståelse for utviklingen i norske statsrenter.

Også internasjonalt har terminpremiens rolle i rentedannelsen fått økt oppmerksomhet de siste årene. Dette skyldes spesielt at det har vært tydelige skift i pengepolitikken etter finanskrisen i 2008. Nullrenter og økt bruk av kvantitative lettelser har ført til at terminpremien nå kan tenkes å forklare en større del av utviklingen i finansmarkedene enn tidligere. Enkelte studier har gått så langt som å argumentere for at pengepolitikken nesten utelukkende påvirker finansmarkedene gjennom terminpremien (Kaminska, Mumtaz, & Šustek, 2021). Den utstrakte bruken av kvantitative lettelser og det tilhørende rentefallet det siste tiåret, gjør derfor at det har blitt mer oppmerksomhet rundt terminpremiens rolle.

I denne oppgaven undersøker vi hvor godt ulike kategorier av økonomiske variabler kan predikere terminpremien på norske 10-årige statsobligasjoner i perioden 2009-2019. Etter det vi kan forstå finnes det lite forskning på terminpremien på norske 10-årige statsobligasjoner. Å utforske terminpremien i det norske statsrentemarkedet er derfor både aktuelt og nytt.

¹ Med terminrisiko menes at rentenivået kan utvikle seg ugunstig underveis i låneforholdet (Norges Bank, 2020a).

Terminpremien er, til forskjell fra renten, ikke mulig å observere i markedet. Det er derfor nødvendig å estimere verdier for terminpremien. Vi vil i denne oppgaven benytte oss av estimater konstruert ved hjelp av metoden som også benyttes av Federal Reserve og Norges Bank, nemlig metoden utviklet av Adrian, Crump og Moench (2013).



Figur 1: Rentene og terminpremien på norske statsobligasjoner med 10 års løpetid i perioden 2004 til 2020. Terminpremieestimatene er konstruert ved hjelp av metodene til Adrian, Crump og Moench.

Vi har videre definert følgende forskningsspørsmål:

1. Kan et utvalg faktormodeller basert på økonomiske variabler predikere terminpremien på norske 10-årige statsobligasjoner i perioden 2009-2019 bedre enn standard tidsseriemodeller?
2. Hvilke av faktormodellene predikerer terminpremien på norske 10-årige statsobligasjoner best og dårligst i perioden 2009-2019, og hvorfor?

Som forskningsspørsmålene antyder, er det utenfor denne oppgavens omfang å finne kausale sammenhenger mellom terminpremien og økonomiske faktorer.

For å predikere terminpremien har vi tatt utgangspunkt i artikkelen *Forecasting inflation* av Stock og Watson (1999), publisert i *Journal of Monetary Economics*. Stock og Watson tester

hvorvidt faktorer for økonomisk aktivitet kan predikere inflasjon bedre enn den opprinnelige Phillipskurven. Faktorene konstrueres ved hjelp av prinsipalkomponentanalyse. Resultatene av analysen viser at de ved å utvide den opprinnelige Phillipskurven med slike faktorer, kan forbedre prediksjoner av inflasjon.

For å besvare forskningsspørsmålene vil vi først kartlegge hvilke kategorier av økonomiske variabler som kan tenkes å predikere den norske terminpremien. Deretter vil vi konstruere faktormodeller for hver av de ulike kategoriene av variabler. Hensikten med å benytte oss av faktormodeller er at vi på denne måten kan redusere kompleksiteten i modellene, noe som kan gi bedre prediksjoner (Diebold & Li, 2006). I likhet med Stock og Watson vil vi benytte oss av prinsipalkomponentanalyse for å konstruere faktorene. Ved å vurdere hvordan de ulike faktormodellene presterer, kan vi uttale oss om hvilke kategorier av økonomiske variabler som best predikerer terminpremien.

Vi vil benytte oss av tidsseriemodellene ARIMA og random walk som benchmarkmodeller. Dette er tidsseriemodeller som begge er kjent for å predikere finansielle tidsserier på en god måte (Meese & Rogoff, 1983).

Kapittel 2 danner det teoretiske grunnlaget for oppgaven. Her redegjøres det for grunnleggende obligasjonsteori samt viktige forhold i det norske obligasjonsmarkedet. I tillegg redegjøres det for teori om rentedannelsen, mer konkret forventningshypotesen. I kapittel 3 gjennomgår vi relevant litteratur, før vi i kapittel 4 redegjør for økonometrisk metode. Kapittel 5 inneholder en presentasjon av datagrunnlaget for oppgaven, og kapittel 6 redegjør for anvendelsen av metoden. Kapittel 7 presenterer resultatene for analysen, mens vi i kapittel 8 analyserer resultatene. Kapittel 9 oppsummerer og konkluderer.

2. Teori

For å få en bedre forståelse av terminpremien i norske statsrenter, vil vi først redegjøre for hvordan norske statsrenter dannes. Dette vil vi gjøre ved å presentere grunnleggende obligasjonsteori, før vi vil drøfte sentrale forhold i det norske obligasjonsmarkedet. Deretter vil vi med utgangspunkt i forventningshypotesen diskutere terminpremiens rolle i rentedannelsen og hvilke faktorer som er viktige for utviklingen i terminpremien. Til slutt vil vi drøfte ulike metoder for å estimere terminpremien.

2.1 Grunnleggende obligasjonsteori

En obligasjon er en rettslig forpliktelse der en utsteder (låntaker) låner penger av en investor (långiver). Det er hovedsakelig to typer betalinger som foregår mellom låntaker og investor: kupongbetalinger og obligasjonens pålydende. Obligasjonens pålydende er hvor mye utsteder skal betale investor ved obligasjonens forfall, mens en kupongbetaling er en periodevis lånekompensasjon utsteder betaler investor. Prisingen av obligasjonen gjøres ved å neddiskontere alle de fremtidige kontantstrømmene mellom låntaker og långiver med en diskonteringsrate r_t . For statsobligasjoner vil denne diskonteringsraten gjerne omtales som «statsrenten ved løpetid t ». Den generelle prisingsformelen er uttrykt i likning 1 (Fabozzi, 2013).

$$(1) P = \frac{K}{(1+r_1)^1} + \frac{K}{(1+r_2)^2} + \dots + \frac{K}{(1+r_n)^n} + \frac{M}{(1+r_n)^n} = \sum_{t=1}^n \frac{K}{(1+r_t)^t} + \frac{M}{(1+r_n)^n}$$

Der

P = obligasjonens pris

M = obligasjonens pålydende

K = avtalt kupongbetaling

r_t = periodens diskonteringsrente

n = antall tidsperioder til obligasjonens forfall

t = tidsperiode der den enkelte kupongen betales

Prising av nullkupongobligasjoner kan på tilsvarende måte formuleres som i likning 2.

$$(2) P = \frac{M}{(1 + r_n)^n}$$

Som det fremkommer av prisingsformelen vil en høyere rente føre til at nåverdien av de fremtidige kontantstrømmene, og dermed prisen på obligasjonen, vil synke.

2.2 Det norske obligasjonsmarkedet

I andre kvartal 2021 var beholdningen av obligasjoner i det norske obligasjonsmarkedet verdsatt til en verdi av omtrent 2 468 milliarder norske kroner (Statistisk Sentralbyrå, 2021). De største utstederne i markedet er staten, kommuner og fylker, banker og kredittforetak, samt bedrifter. Av disse er staten den største enkeltutstederen. Oppgaven vil i det videre ta for seg ulike sider av det norske obligasjonsmarkedet. Ettersom oppgaven senere vil predikere terminpremien på 10-årige norske statsobligasjoner, vil oppgaven ha et særskilt fokus på nettopp markedet for statsobligasjoner. Med mindre annet er oppgitt tar delkapittelet utgangspunkt i rapportene «Det norske finansielle systemet» (Norges Bank, 2020a) og «Årsrapport 2020» (Norges Bank, 2021a).

2.2.1 Markedet og aktørene

Det norske obligasjonsmarkedet kan deles inn i et førstehåndsmarked og et annenhåndsmarked. Førstehåndsmarkedet er markedet der staten utsteder obligasjonene. Obligasjonene utstedes gjennom såkalte likprisauksjoner på Bloombergs auksjonsplattform. Siden 2006 er det kun en samling utvalgte banker som kan delta i auksjoner av statsobligasjoner. Disse kalles gjerne for primærhandlere.

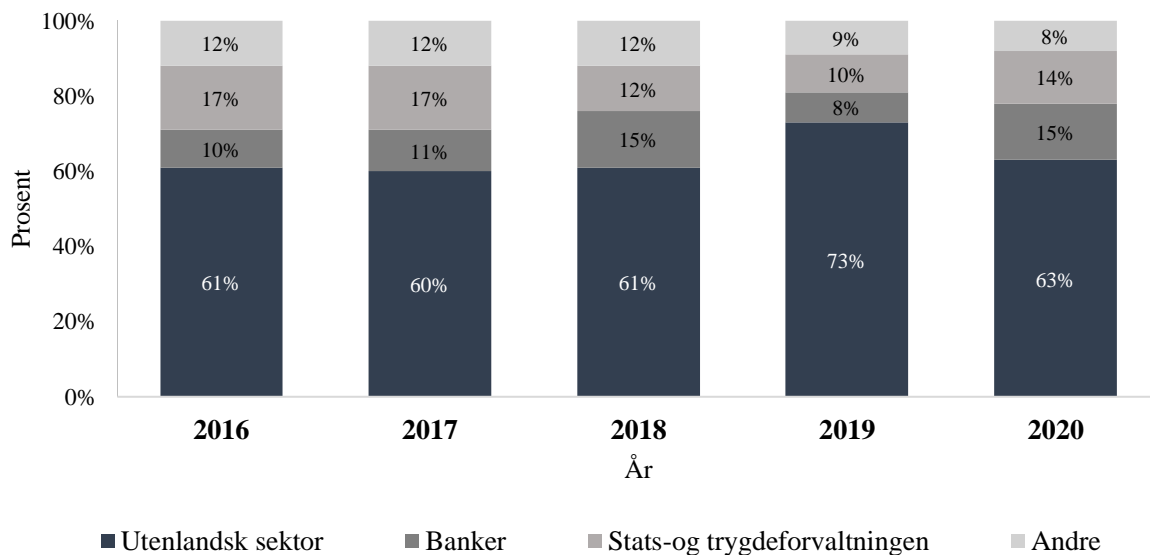
Investorer som ikke er primærhandlere kan kjøpe og selge statsobligasjoner i annenhåndsmarkedet. Obligasjonskursene i annenhåndsmarkedet vil til enhver tid bestemmes av obligasjonsinvestorenes tilbud og etterspørsel etter de ulike obligasjonene. En investor vil være villig til å kjøpe en statsobligasjon så lenge investoren mener obligasjonen er verdt mer eller like mye som den selges for i markedet. I henhold til prisingsformelen i likning 1 innebærer dette at investoren vil være villig til å investere i obligasjonen så lenge statsrentene

i markedet er høyere eller lik det vedkommende anser som den riktige statsrenten. Med andre ord er det investorenes oppfatning av riktig rentenivå som styrer prisene i obligasjonsmarkedet.

Av dette følger det at det vil være mulig å regne ut markedets persepsjon av det riktige nivået på statsrentene ved ulike løpetider så lenge det eksisterer oppdaterte markedskurser. Annenhåndsmarkedet er med andre ord der rentekurven for statsrenter dannes. Hvordan investorene avgjør hva de mener er den riktige statsrenten blir drøftet i kapittel 2.3.

Siden 2009 har utenlandske investorer eid mellom 60 og 70 prosent av de utestående norske statsobligasjonene. I 2019 var andelen derimot uvanlig høy som følge av en ekstraordinær høy etterspørsel etter statsobligasjoner i andre halvår 2019 (Norges Bank, 2020b). Ved utgangen av 2020 var andelen norske statsobligasjoner eid av utenlandske investorer 63%. Sammenligner man med andre land er dette en høy andel. Blant de innenlandske investorene er det banker som eier den største beholdningen, etterfulgt av stats- og trygdeforvaltningen.

Eierfordeling statsobligasjoner ved utgangen av året



Figur 2: Eierskapsfordeling i norske statsobligasjoner ved utgangen av året fra 2016 til 2020. Kilde: Norges Bank (2021a).

2.2.2 Kreditt- og likviditetsrisiko i norske statsobligasjoner

Kreditt- og likviditetsrisiko er to viktige risikofaktorer i obligasjoner. Kredittrisiko er risikoen for at utsteder misligholder lånet, mens likviditetsrisikoen bestemmes av hvor lett investor kan selge obligasjonen videre i annenhåndsmarkedet til obligasjonens faktiske verdi (Fabozzi, 2013, s. 19).

Kredittrisikoen i en statsobligasjon bestemmes av landets evne til å betjene obligasjonens betalingsforpliktelser. Flere kredittvurderingsselskaper vurderer kredittrisikoen forbundet med å låne penger til Norge. Samtlige av disse selskapene gir Norge best mulig kredittvurdering, noe som vil si at kredittrisikoen forbundet med norske statsobligasjoner er svært lav.

Et viktig kjennetegn ved statsobligasjoner er at de er likvide ettersom de er lett omsettelige. Samtidig er omsetningshastigheten i norske statspapirer vesentlig lavere enn i mange andre vestlige land. Dette er en indikator på at markedet for statsobligasjoner er relativt mindre likvid i Norge enn i disse landene. En naturlig forklaring er den norske statens finansielle situasjon. På grunn av de høye petroleumsinntektene trenger ikke den norske stat, i motsetning til andre stater, å låne penger i obligasjonsmarkedet for å dekke underskudd på statsbudsjettet. Derfor utstedes det færre statsobligasjoner i Norge enn i mange andre land.

2.3 Terminpremiens rolle i rentedannelsen

2.3.1 Forventningshypotesen

Forventningshypotesen i sin rene form

I sin rene form legger forventningshypotesen til grunn at rentene ved de ulike løpetidene er et gjennomsnitt av investorers forventning til fremtidige korte renter opp til den aktuelle løpetiden, og at det ikke eksisterer noen form for terminpremie (Özbek & Talasli, 2020). Renten ved løpetid t kan dermed uttrykkes som i likning 3. Med andre ord legger hypotesen i sin rene form til grunn at enhver investor er risikonøytral, og at investorene dermed ikke bryr seg om usikkerheten rundt utviklingen i fremtidige korte renter, r_t . En alternativ formulering er at hypotesen legger til grunn at investorer ser på obligasjoner med ulike løpetider som perfekte substitutter (Rezende, 2017). En slik forståelse av rentedannelsen impliserer at

rentekurven kun blir påvirket av investorenes forventninger til de fundamentale faktorene som påvirker de korte rentene. Eksempler på slike fundamentale faktorer kan være inflasjon, økonomisk aktivitet og finansiell stabilitet.

$$(3) r_t = \frac{1}{t} \sum_{i=1}^t E(r_i)$$

En svakhet ved forventningshypotesen i sin rene form er at den ikke tar hensyn til eventuell usikkerhet i utviklingen av de fremtidige korte rentene. En modifisert form av forventningshypotesen legger til grunn at investorer generelt ikke liker usikkerhet, og at de derfor kompenseres for denne usikkerheten gjennom en konstant terminpremie, π (Veronesi, 2016). Forventningshypotesen med et fast risikopåslag sier dermed at renten består av en risikofri komponent, pluss en konstant terminpremie som ikke varierer med løpetiden på obligasjonen. Dette er uttrykt i likning 4.

$$(4) y_t = \frac{1}{t} \sum_{i=1}^t E(r_i) + \pi$$

Likviditetsteorien

Likviditetsteorien er en annen anerkjent versjon av forventningshypotesen. I henhold til denne teorien vil investorer bli kompensert for usikkerhet tilknyttet utviklingen i de fremtidige korte rentene med en terminpremie π_t . En viktig forskjell mellom forventningshypotesen med en konstant terminpremie og likviditetsteorien, er altså at sistnevnte legger til grunn at terminpremien er tidsvarierende. Det er spesielt to typer risiko investoren må forholde seg til som en følge av usikkerhet i de fremtidige korte rentene. Den første omtales som prisingsrisiko og handler om risikoen tilknyttet prisen på et investeringsobjekt ved slutten av investeringsperioden. Den andre kalles for reinvesteringsrisiko og omhandler risiko tilknyttet hvilken rente en investor kan reinvestere til ved obligasjonens forfall. Likviditetsteorien legger til grunn at terminpremien vil øke med løpetiden på obligasjonen ettersom graden av usikkerhet rundt de fremtidige korte rentene, og dermed graden av prisings- og reinvesteringsrisiko, øker med løpetiden (Fabozzi, 2013, s. 126).

Teorien om foretrukket habitat

En ytterligere versjon av forventningshypotesen er teorien om foretrukket habitat («preferred habitat theory»). Utgangspunktet for teorien er at renten ved løpetid t dannes av de forventede fremtidige kortrentene opptil tidspunkt t , pluss en terminpremie som kan være både positiv og negativ, avhengig av investorenes foretrukne habitat (Fabozzi, 2013, s. 127). Med investorenes foretrukne habitat menes at investorene har tydelige preferanser når det gjelder løpetid på obligasjoner. Dersom tilbudet og etterspørselen av obligasjoner ved hver løpetid ikke er i likevekt, tilsier teorien at investorer må søke til obligasjoner med løpetid forskjellig fra deres foretrukne løpetid for at man skal oppnå likevekt i markedet. For at investorer skal være villige til å gjøre dette må de bli kompensert med en risikopremie som reflekterer deres aversjon mot å påta seg risikoen tilknyttet disse løpetidene. Denne risikopremien vil være terminpremien. Teorien legger med andre ord til grunn at terminpremien bestemmes av investorenes foretrukne løpetid, samt tilbudet og etterspørselen etter obligasjoner med ulike løpetider.

Oppsummering forventningshypotesen

De ulike versjonene av forventningshypotesen har blitt testet hyppig. Forskning av blant annet Fama og Bliss (1987), Campbell og Shiller (1991) og Cochrane og Piazzesi (2005) har gjentatte ganger vist at forventningshypotesen i sin rene form ikke klarer å forklare rentedannelsen, spesielt ikke for løpetider opp til fire år (Valseth, 2003). Det er nå allment akseptert i litteraturen at statsrenter kan dekomponeres i investorenes forventninger til fremtidige korte renter, også omtalt som den risikofrie komponenten, og en tidsvarierende terminpremie som både kan være positiv og negativ (Kopp & Williams, 2018; Crump, Eusepi, & Moench, 2018). Denne forståelsen av rentedannelsen er uttrykt i likning 5.

$$(5) \ y_t = \frac{1}{t} \sum_{i=1}^t E(r_i) + \pi_t$$

Dette er også den definisjonen av rentedannelsen vi vil legge til grunn videre i oppgaven.

2.4 Estimering av terminpremien

Ettersom hverken de forventede korte rentene eller terminpremien er direkte observerbare er det ingen enkel øvelse å skille de to komponentene fra hverandre. Det har likevel blitt utviklet flere metoder som forsøker å gjøre nettopp dette. Felles for de fleste metodene er at de forsøker

å modellere komponenten med de forventede korte rentene, og deretter beregne terminpremien som differansen mellom de estimerte forventede kortrentene og de estimerte markedsrentene. En av de mest anerkjente metodene for å estimere terminpremien er metoden utviklet av Adrian, Crump og Moench (heretter ACM) (2013). Dette er også den metoden vi velger å legge til grunn for våre estimater. Vi velger nettopp denne metoden fordi den er relativt enkel å implementere, samtidig som den benyttes av flere sentralbanker, for eksempel Norges Bank og Federal Reserve.

2.4.1 ACM-metoden

ACM-metoden estimerer terminpremien i flere steg. Først modellerer den rentekurven som en lineær funksjon av en rekke prisingsfaktorer. Dette resulterer i en rentekurve som er tilnærmet lik rentekurven i markedet (Li, Meldrum, & Rodriguez, 2017). Prisingsfaktorene konstrueres ved hjelp av prinsipalkomponentanalyse der historiske rentekurver benyttes som datagrunnlag (Callaghan, 2018).

Metoden setter så prisingsfaktorene for risiko til null, og estimerer dermed de risikofrie kortrentene. Ved å ta et gjennomsnitt av de estimerte kortrentene opp til og med løpetid t , estimeres den risikofrie komponenten i likning 5. Terminpremien ved løpetid t estimeres til slutt som differansen mellom den estimerte risikofrie komponenten og den estimerte markedsrenten (Callaghan, 2018).

Det er utenfor denne oppgavens omfang å beskrive økonometrien i metoden i detalj, og leseren henvises til den originale forskningsartikkelen, *Pricing the Term Structure with Linear Regressions*, for utfyllende informasjon om metoden.

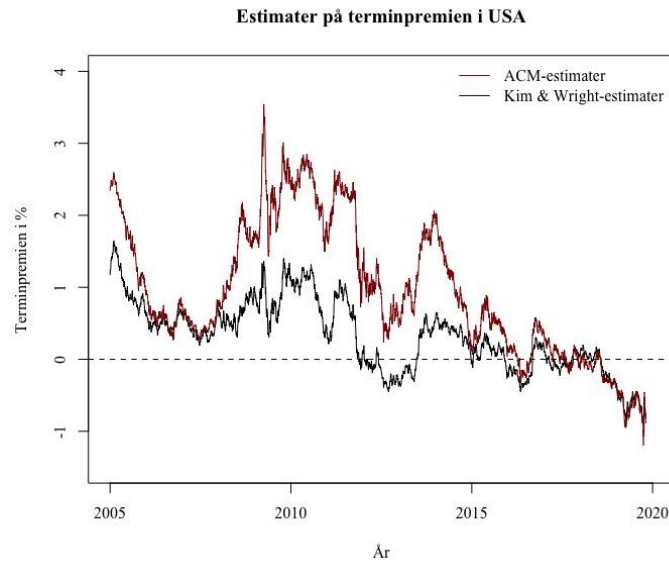
2.4.2 Styrker og svakheter ved ACM-metoden

En av styrkene ved ACM-metoden er at den er relativt enkel å implementere da den tar utgangspunkt i lineære regresjoner (Cazzulani & Maria Di Bella, 2019). Videre er en styrke ved metoden at den kun benytter seg av historiske data for rentekurven som ofte er tilgjengelig gjennom databaser fra sentralbanker. Dermed kan metoden enkelt anvendes på statsobligasjoner i land der det foreligger effektive markeder for statsobligasjoner.

En svakhet ved metoden er at den forutsetter at rentene er normalfordelte. Dette gjør at metoden kan tenkes å prestere dårligere i perioder der rentenivået nærmer seg null, slik det har gjort det siste tiåret. I tillegg argumenter Li m. fl. (2017) for at estimatene kan være forventningsskjeve dersom det benyttes for små datautvalg («small sample bias»). Dette kommer av at de estimerte risikofrie kortrentene kan variere mindre enn de faktiske risikofrie kortrentene dersom man benytter for små datautvalg i estimeringen (Bauer, Rudebusch, & Wu, 2014). Dette fører igjen til at metoden overvurderer variasjonen i terminpremien.

En annen svakhet ved metoden er at den ikke benytter seg av framoverskuende data. Dette står i kontrast til en annen anerkjent metode for estimering av terminpremien, nemlig metoden utviklet av Kim og Wright (heretter KW) (2005). KW-metoden inkluderer framoverskuende data i form av renteforventninger. Renteforventningene innhentes gjennom spørreundersøkelser. Som man ser av Figur 3 er det stor forskjell i estimatene fra de to metodene. Gjennomgående ligger ACM-estimatene høyere enn KW-estimatene i perioden etter finanskrisen. Dette kan skyldes at ACM-metoden ikke tar hensyn til nullgrensen for renter («zero lower bound») ettersom den ikke inkluderer framoverskuende data og forutsetter normalfordelte renter. ACM-metoden vil med andre ord kunne estimere forventede kortrenter langt under null, noe KW ikke vil gjøre ettersom metoden tar hensyn til nullgrensen. Følgelig vil ACM generelt gi høyere estimater for terminpremier i perioder der rentenivået nærmer seg null (Li, Meldrum, & Rodriguez, 2017).

Estimatene fra KW er også mindre sensitive til datautvalget som legges til grunn, i tillegg til at den kan gi mer presise estimater gitt at forventningene til de fremtidige korte rentene er representative (Li, Meldrum, & Rodriguez, 2017). Dette krever derimot at utvalget som er inkludert i spørreundersøkelsene er tilstrekkelig stort. KW-metoden er derfor vesentlig mer krevende å bruke enn ACM-metoden.



Figur 3: Sammenlikning av estimater fra KW- og ACM-metodene.

2.5 Oppsummering av teorien

Vi har i dette kapitlet redegjort for grunnleggende obligasjonsteori og det norske obligasjonsmarkedet. Fra denne delen av teorien er det hovedsakelig tre momenter vi vil ta med oss videre i analysen. Det første er det inverse forholdet mellom obligasjonens pris og rentenivået. Det andre momentet er den store andelen av utstedte norske statsobligasjoner som er eid av utenlandske investorer. Dette er et viktig element for å forstå hvilke faktorer obligasjonsinvestorene hensyntar når de vurderer terminrisikoen i obligasjonene.

Videre drøftet vi forventningshypotesen, og ulike versjoner av denne. De ulike versjonene har ulike syn på hvorvidt terminpremien i det hele tatt eksisterer, og hvorvidt den er tidsvarierende eller ikke. De to mest anerkjente versjonene av forventningshypotesen er likviditetsteorien og teorien om foretrukket habitat, som begge legger til grunn at terminpremien spiller en viktig rolle i rentedannelsen. I tråd med tidligere forskning som har testet de ulike teoriene vil vi legge til grunn at terminpremien er tidsvarierende.

Totalt sett sier de to teoriene at det primært er tre ting som kan forklare utviklingen i terminpremien: usikkerhet rundt utviklingen i de fremtidige korte rentene, investorenes foretrukne løpetider og tilbudet og etterspørselen etter obligasjoner med ulike løpetider. Videre

i oppgaven vil vi ta utgangspunkt i disse tre faktorene når vi kartlegger hvilke økonomiske variabler som kan predikere terminpremien.

3. Litteraturgjennomgang av empiriske studier

Til tross for at forventningshypotesen sier noe om hvilke forhold som kan være viktige for utviklingen i terminpremien, kommer teorien til kort når man skal forklare hvilke konkrete økonomiske faktorer som kan være egnet til prediksjon av terminpremien. For å få en enda dypere forståelse for hva som kan predikere terminpremien kartlegger vi tidligere empiriske studier av terminpremien. Litteraturen er enten publisert i anerkjente forskningstidsskrifter, eller publisert av sentralbanker og lignende institusjoner.

Kartleggingen av litteraturen tar utgangspunkt i drøftelsen i teorikapittelet. Først kartlegger vi litteratur som omhandler hvordan usikkerhet påvirker terminpremien. Deretter kartlegger vi litteratur som drøfter hvordan økt bruk av kvantitative lettelsers har påvirket terminpremien de siste årene. Dette gjør vi ettersom sentralbankenes verdipapirkjøp har påvirket etterspørselen etter statsobligasjoner, noe som i henhold til teorien om foretrukket habitat i stor grad kan påvirke terminpremien.

Til slutt kartlegger vi litteratur som beskriver hvordan rentekurven i seg selv kan inneholde informasjon om utviklingen i renter og terminpremien. Dette er både fordi rentekurven kan være ledende for hvilke obligasjoner investorer ønsker å investere i, i tillegg til at den kan inneholde informasjon om graden av usikkerhet i økonomien og utviklingen i de fremtidige korte rentene.

3.1 Usikkerhet

I litteraturen eksisterer det to ulike syn på hvordan usikkerhet kan påvirke terminpremien. På den ene siden kan høyere usikkerhet i henhold til likviditetsteorien føre til høyere terminpremier som følge av økt prisings- og reinvesteringsrisiko. På den andre siden kan det bli mer attraktivt å investere i tryggere statsobligasjoner fremfor mer risikofylte aktiva når usikkerheten øker. Dette kan igjen føre til lavere terminpremier ettersom investorer krever en lavere kompensasjon for å påta seg terminrisiko. Vi vil videre karakterisere disse to ulike synene på usikkerhetens påvirkning på terminpremien som henholdsvis syn 1 og syn 2. Vi vil videre i delkapittelet redegjøre for litteratur som argumenter for begge synene, samt redegjøre for hvilken type usikkerhet som kan være best egnet til å predikere terminpremien.

3.1.1 Argumenter for syn 1

IMF-forskerne Abbritti m.fl. (2013) er blant de som har argumentert for syn 1. De finner blant annet at økt inflasjon, og dermed antatt høyere inflasjonsusikkerhet, fører til høyere terminpremie i alle landene i utvalget unntatt Tyskland. Wright finner på samme måte en sterk positiv korrelasjon mellom inflasjonsusikkerhet og terminpremien (2008).

Flere har også argumentert for at høy aktivitet i økonomien kan føre til lavere terminpremie, og begrunner dette med at usikkerheten vil være lav når aktiviteten i økonomien er god. Blant annet finner flere at terminpremien er høyest under resesjoner og lavest under oppgangskonjunkturer (Bekaert, Engstrom, & Ermolov, 2020; Wright, 2008; Veronesi, 2016; Backus & Wright, 2007; International Monetary Fund, 2014). Gitt at usikkerheten er størst under resesjoner impliserer dette at høy usikkerhet har en sammenheng med høyere terminpremier. Gagnon m.fl. (2010) finner også at høyere usikkerhet, målt ved arbeidsledighet, inflasjon, inflasjonsforventninger og volatilitet i aksjemarkedet, fører til høyere terminpremier. De finner også at høyere industriproduksjon, forbrukertillit og avkastning på egenkapital fører til lavere terminpremier. Gil-Alana og Moreno (2011) finner på samme måte at arbeidsledighet har en signifikant, positiv sammenheng med terminpremien i USA.

Økt pengepolitisk usikkerhet har også vist seg å være korrelert med en høyere terminpremie. Bauer m.fl. (2019) finner blant annet at pengepolitiske overraskelser øker terminpremien ved å øke usikkerheten. I denne forbindelse er det også forsket på hvordan sentralbankenes økte bruk av renterettledning («forward guidance») kan påvirke usikkerheten og terminpremien. I følge Ben Bernanke, tidligere sentralbanksjef i USA, skal renterettledning først og fremst påvirke investorenes forventninger til de fremtidige korte rentene, ikke terminpremien (2013). Bundick m.fl. (2021) finner derimot at de mye omtalte effektene av kvantitative lettelse er overvurdert, og at det i realiteten er bruken av renterettledning som har ført til de lave terminpremiene ved å redusere usikkerheten. Dette er også støttet av annen forskning som viser at VIX-indeksen faller på dager med rentemøte i den amerikanske sentralbanken, noe som impliserer at sentralbankens bruk av renterettledning reduserer usikkerheten (Bauer, Lakdawala, & Mueller, 2019). Samtidig legger Bundick m.fl. (2021) til grunn at hvordan sentralbankens renterettledning er utformet er viktig for hvordan terminpremien påvirkes. Til

tider har sentralbankenes uttalelser vært lite oppklarende, noe som heller enn å redusere usikkerhet og terminpremien har hatt nettopp motsatt effekt.

Flere har også argumentert for at økt usikkerhet i utlandet kan føre til høyere terminpremier i hjemlandet. Lakdawala m.fl (2021) kommer blant annet frem til at høyere pengepolitisk usikkerhet i USA fører til høyere terminpremier også i andre utviklede land, gitt at obligasjoner i USA og de respektive landene kan anses som substitutter. På samme måte kommer IMF (2014) frem til at det finnes en global usikkerhetsfaktor som drar terminpremiene i ulike land i samme retning.

3.1.2 Argumenter for syn 2

Det at det har vært negativ korrelasjon mellom aksjer og statsobligasjoner de siste 20 årene kan derimot indikere at økt usikkerhet fører til lavere terminpremier (Coy, 2021). Med negativ korrelasjon menes at prisen på statsobligasjoner stiger når prisen på aksjer synker. Den negative korrelasjonen mellom aksjer og statsobligasjoner skyldes at investorer kjøper obligasjoner når aksjemarkedet faller. Gitt at usikkerheten øker i tider der aksjemarkedet faller vil det med andre ord bli mer attraktivt å investere i statsobligasjoner når usikkerheten er høy. Dette gjør at investorer gjerne vil kreve en lavere kompensasjon for å investere i statsobligasjoner ved høy usikkerhet, noe som kan gi utslag i lavere terminpremier. Negativ korrelasjon mellom aksjer og obligasjoner gir også investorer en mulighet til å sikre aksjeporteføljer ved å investere i obligasjoner, som igjen vil bidra til økt etterspørsel etter obligasjoner.

Fenomenet med at økt usikkerhet fører til høyere investeringer i trygge statsobligasjoner er i litteraturen omtalt som «flight-to-safety». Dick m.fl. (2012) finner bevis for at høyere usikkerhet i inflasjon og produksjon fører til lavere forventet terminpremie. Med andre ord finner de at markedet forventer lavere terminpremier dersom usikkerheten øker, noe som er i tråd med «flight-to-safety»-mekanismen.

Standard økonomisk teori kan også bidra til å forklare hvorfor terminpremien kan bli lavere når usikkerheten øker. I henhold til økonomisk teori vil nemlig økt inntektsusikkerhet føre til mindre konsum og økt sparing (Sandmo, 1970). Dette kalles gjerne for forsiktighetsmotivert sparing. Gitt at den økte sparingen fører til økt etterspørsel etter obligasjoner, vil også

prinsippet om forsiktighetsmotivert sparing tilsi lavere terminpremie ved økt usikkerhet (Bekaert, Engstrom, & Ermolov, 2021).

I nyere tid er det også en rekke særlige forhold som kan påvirke hvor viktig «flight-to-safety»-mekanismen er for å forklare terminpremien. På den ene siden kan nye statlige krav til bankenes likviditet ha forsterket mekanismen ved at bankene blir tvunget til å sikre risikofylte investeringer med tryggere obligasjoner når usikkerheten øker (Rezende, 2017; Backus & Wright, 2007). På den andre siden finner Boucher & Tokpavi (2019) at «flight-to-safety»-mekanismen blir svakere når terminrentene er lave, noe de har vært de siste årene.

Oppsummert er det derfor grunn til å tro at usikkerhet i stor grad kan påvirke terminpremien. Det er imidlertid ikke enkelt å fastslå i hvilken retning.

3.2 Kvantitative lettelsler

Kvantitative lettelsler, ofte forkortet med QE («quantitative easing»), er en form for ukonvensjonell pengepolitikk. Virkemiddelet er primært brukt når styringsrentene nærmer seg null og pengepolitikkenes handlingsrom blir mindre. Den mest omtalte formen for kvantitative lettelsler er at sentralbanken kjøper opp statsobligasjoner ved hjelp av sentralbankreserver. I nyere tid var Japan først ut med kvantitative lettelsler i 2001 da sentralbanken slet med deflasjon til tross for lave styringsrenter (Spiegel, 2001). Finanskrisen i 2008 gjorde at kvantitative lettelsler ble tatt i bruk i både USA, Storbritannia og Eurosonen. Den amerikanske sentralbanken fortsatte verdipapirkjøpene frem til 2014 med ulik styrke, slik det fremgår av Figur 8. Også i flere europeiske land har kvantitative lettelsler blitt brukt som et pengepolitisk virkemiddel også i årene etter finanskrisen. I både Europa og USA har vi sett tegn på at kvantitative lettelsler har påvirket terminpremien. Senest da den europeiske sentralbanken lanserte det nye QE-programmet PEPP i mars 2020, sank terminpremiene i samtlige eurosoneland (Moessner & Haan, 2021).

Det finnes flere forklaringer på hvorfor økt bruk av kvantitative lettelsler reduserer terminpremien. For det første øker sentralbanken etterspørselen etter statsobligasjoner når den kjøper opp store mengder statsobligasjoner. Dette vil igjen føre til at de private investorene som sitter igjen med de resterende statsobligasjonene er de investorene som krever minst

kompensasjon for å eie de. Dette vil bidra til å redusere terminpremien i lange statsrenter (Rezende, 2017), noe som stemmer godt overens med teorien om foretrukket habitat.

En annen måte kvantitative lettelsers kan påvirke terminpremien på er gjennom den såkalte signaliseringskanalen (Lerven, 2016). Dette innebærer at kvantitative lettelsers kan gi signaler om sentralbankens fremtidige pengepolitikk, noe som påvirker markedsaktørens forventninger. Ved å kjøpe betydelige mengder verdipapirer utviser sentralbanken kredibilitet om å holde rentene lave lenger. Dette kan redusere den pengepolitiske usikkerheten som igjen kan påvirke terminpremien i henhold til diskusjonen i kapittel 3.1.

Swanson (2011) argumenterer for at det er sentralbankenes annonsering av verdipapirkjøpene som påvirker markedene, ikke kjøpene i seg selv. Dersom man legger teorien om effisiente kapitalmarkeder til grunn, vil nemlig investorenes forventninger prises inn i markedet umiddelbart (Malkiel, 2003). Dette impliserer nettopp at det er annonseringen av verdipapirkjøpene heller enn de faktiske kjøpene som driver terminpremien (Gagnon, Raskin, Remache, & Sack, 2010).

Kolasa og Wesolowski (2018) finner videre at det er en sterk samvariasjon mellom terminpremiene i en rekke land i perioden der den amerikanske sentralbanken driver med kvantitative lettelsers. Dette kan komme av at kvantitative lettelsers får investorer til å søke til obligasjoner i andre land når terminpremiene i hjemlandet blir lavere, noe også Rezende (2017) fremhever som en mulig årsak til de lave terminpremiene i Sverige de siste årene. Disse effektene blir forsterket ved at finansmarkedene blir mer og mer integrert på tvers av landegrenser (Backus & Wright, 2007).

3.3 Formen på rentekurven

En mulig driver bak tilbud og etterspørsel etter lange statsobligasjoner kan være investorenes ønske om å sikre obligasjonsporteføljer. Et vanlig mål på risikoen i en obligasjonsportefølje er porteføljens durasjon.² Ved å konstruere durasjonsnøytrale porteføljer kan investorer sikre («hedge») seg mot endringer i rentekurven.

² Med durasjon menes obligasjonens vektete løpetid. Durasjonen til en obligasjonsportefølje vil igjen være det vektete gjennomsnittet av durasjonen til alle obligasjonene i porteføljen.

En ulempe ved å sikre porteføljen ved bruk av et durasjonsmål er at porteføljen i dette tilfellet kun vil være sikret mot et parallelt skift i rentekurven. Ettersom slike skift tilhører sjeldenhetene, trenger investorer gjerne å bruke andre mål for å sikre porteføljen. Littermann og Scheinkman presenterer i deres studie fra 1991 en alternativ måte å sikre porteføljen på. De finner ved hjelp av prinsipalkomponentanalyse tre faktorer som til sammen forklarer over 96% av variasjonen i meravkastningen i obligasjoner. Videre finner de at de tre faktorene kan tolkes som indikatorer på henholdsvis helningen, nivået og krumningen i rentekurven.

I litteraturen er det vanlig å bruke formlene i likning 6, 7 og 8 som proxyer for faktorene, der tallene i parentesene indikerer løpetiden på renten i antall måneder (Afonso & Martins, 2012).

$$(6) \text{ Nivå} = \frac{[y_t(3) + y_t(24) + y_t(120)]}{3}$$

$$(7) \text{ Helning} = [y_t(3) - y_t(120)]$$

$$(8) \text{ Krumning} = [2 * y_t(24) - y_t(3) - y_t(120)]$$

Ved å kalkulere hver enkelt obligasjons eksponering mot de tre faktorene kan man som investor konstruere en portefølje som er risikonøytral mot endringer i faktorene. Littermann og Scheinkman (1991) finner at hedging ved hjelp av de tre faktorene kan gi betydelige gevinster sammenlignet med å kun sikre porteføljen ved hjelp av durasjon. Obligasjonenes eksponering mot faktorene vil endre seg ettersom tiden går og rentekurven endrer form. Dette fører til at investorene må rebalansere porteføljen ved å kjøpe og selge obligasjoner med ulik eksponering mot faktorene. Gitt at investorene faktisk handler med utgangspunkt i disse tre faktorene vil endringer i faktorene derfor kunne forklare utviklingen også i tilbudet og etterspørselen etter statsobligasjoner.

Dick m.fl. (2012) finner at det er en signifikant sammenheng mellom de tre rentekurvefaktorene og den forventede terminpremien. I tillegg til at kurvene i seg selv kan være ledende for investorenes tilbud og etterspørsel etter obligasjoner, argumenterer de for at de tre faktorene fungerer som indikatorer på ulike forhold i økonomien. Eksempelvis er nivået på kurven antatt å drives av skift i langsiktige inflasjonsforventninger, estimer i trendvekst og ukonvensjonell pengepolitikk. Helningen blir derimot påvirket av markedets oppfatning av

pengepolitikkenes langsiktige gjennomslag (Semmen, 2021), og realaktiviteten i økonomien (Diebold & Li, 2006). Lange (2018) finner i tråd med dette at kapasitetsutnyttelse i økonomien og inflasjonssjokk forklarer en stor andel av variasjonen i nivåfaktoren. Krumningen påvirkes i stor grad av forventninger til snarlig omslag i pengepolitikken, samt volatiliteten i markedet (Semmen, 2021).

Dick m.fl. (2012) finner at særlig krumningen til kurven er korrelert med de forventede terminpremiene, noe som impliserer at forventninger til pengepolitikken og markedsvolatiliteten er særlig viktige drivere av terminpremien. Duffee (2002) finner også at spesielt sjokk til faktorene helning og krumning påvirker terminpremien.

Diebold og Li (2006) finner også at de tre faktorene predikerer rentekurven bedre enn random walk ved en prediksjonshorison på over én måned. Som beskrevet i innledningen har terminpremien vært sterkt korrelert med rentekurven de siste årene. Funnene til Diebold og Li kan derfor gi grunn til å tro at rentekurvens helning, nivå og krumning også kan predikere terminpremien på en god måte.

3.4 Oppsummering litteraturgjennomgang

Funnene i litteraturen understreker at det i liten grad eksisterer en felles oppfatning av hva som kan predikere terminpremien. Samtidig fremkommer det at både kvantitative lettelsers, formen på rentekurven og ulike former for usikkerhet kan tenkes å påvirke terminpremien i stor grad. Mens kvantitative lettelsers trolig vil føre til en lavere terminpremie, er det mindre tydelig om økt usikkerhet vil føre til lavere eller høyere terminpremie. Det samme gjelder for rentekurvefaktorene.

4. Metode

Jamfør drøftelsen i kapittel 2 og 3 er det særlig tre kategorier av økonomiske variabler som kan tenkes å være godt egnet til prediksjon av terminpremien: usikkerhet, kvantitative lettelser, og indikatorer for rentekurvens form. Usikkerhet kan igjen kategoriseres ytterligere som for eksempel inflasjonsusikkerhet eller valutausikkerhet.

For å predikere terminpremien har vi valgt å konstruere én faktormodell for hver av kategoriene. I tillegg har vi valgt å inkludere en faktormodell basert på finansmarkedsindikatorer, ettersom indekser og priser i finansmarkedene kan indikere drivere av tilbudet og etterspørselen etter statsobligasjoner. Vi har også inkludert en modell med faktorer som er konstruert basert på alle variablene på tvers av kategoriene. Hver faktormodell inneholder igjen mellom 3 og 6 faktorer. En oversikt over de ulike modellene er presentert i Tabell 1.

I faktormodellene 1 til 11 er faktorene konstruert ved hjelp av prinsipalkomponentanalyse. Dette innebærer at vi for de respektive faktormodellene har innhentet mellom 6 og 20 variabler og deretter benyttet prinsipalkomponentanalyse for å konstruere faktorer basert på disse variablene. På denne måten får vi benyttet oss av en stor mengde informasjon til å predikere terminpremien, samtidig som vi får redusert dimensjonaliteten i modellene. I faktormodell 12 har vi derimot tatt utgangspunkt i formlene i likning 6, 7 og 8 for å konstruere proxyer for rentekurvens nivå, helning og krumning.

Generelt har vi valgt å konstruere modeller som dekker både internasjonale og norske forhold. Årsaken til dette er at utenlandske investorer eier en såpass stor andel av norske statsobligasjoner, noe som gjør at den norske terminpremien kan tenkes å bli sterkt påvirket av internasjonale forhold. De 12 faktormodellenes prediksjonsevne vil sammenlignes med standard tidsseriemodeller, nærmere bestemt en random walk-modell og en ARIMA-modell.

Hvilke variabler vi har innhentet for de ulike faktormodellene er beskrevet i kapittel 5, og en fullstendig oversikt over variablene ligger i Appendiks C.

#	Benchmarkmodeller
1	Random walk
2	ARIMA
Faktormodeller	
<i>Alle variabler</i>	
1	Alle variabler
<i>Finansmarkeder</i>	
2	Finansmarkeder
<i>Usikkerhet</i>	
3	Makroøkonomiske variabler Norge
4	Makroøkonomiske variabler globalt
5	Usikkerhet finansmarkeder
6	Økonomisk usikkerhet Norge
7	Økonomisk usikkerhet globalt
8	Valutausikkerhet
9	Inflasjonsusikkerhet
<i>Kvantitative lettelser</i>	
10	Kvantitative lettelser
11	Kvantitative lettelser, inkl. annonsering
<i>Rentekurven</i>	
12	Rentekurvefaktorer

Tabell 1: Oversikt over benchmarkmodeller og faktormodeller.

4.1 Overordnet om prediksjon

4.1.1 “Pseudo-out-of-sample”-prediksjon

I likhet med Stock og Watson (1999) har vi benyttet såkalt «pseudo-out-of-sample»-prediksjon til å predikere terminpremien. Dette innebærer at man ved hvert tidspunkt t benytter all tilgjengelig data til og med det gitte tidspunktet for å spesifisere en best mulig tidsseriemodell. Datasettet med denne dataen kalles for modellens treningssett. Deretter predikeres verdier for den avhengige variabelen h perioder frem i tid. De faktisk observerte verdiene av den avhengige variabelen i samme tidsperiode er lagret i et såkalt testsett. For å evaluere modellens prediksjonsevne sammenlignes de predikerte verdiene av den avhengige variabelen med verdiene i testsettet. Denne prosedyren gjentas så mange perioder man ønsker, eller så lenge

det er nok observasjoner i testsettet til å teste de predikerte verdiene. Ettersom vi har faktiske observasjoner av terminpremien til og med februar 2020 innebærer dette i vårt tilfelle at vi har predikert verdier for terminpremien helt til $t + h$ tilsvarer februar 2020.

Metoden gir en virkelighetsnær tilnærming til hvordan prognosemakere arbeider ettersom den ved hvert steg t bruker data til og med tidspunkt t for å spesifisere den beste modellen. Konkret innebærer dette at den ved hvert steg t re-estimerer koeffisientene i modellen basert på observasjonene i treningssettet. På denne måten fanger metoden opp usikkerhet tilknyttet både modellspesifikasjon, de predikerte verdiene og graden av stabilitet i modellen (Stock & Watson, 1999).

For faktormodellene er det viktig å presisere at vi ikke har predikert fremtidige verdier av faktorene. Når vi har predikert ved hjelp av faktormodellene har vi med andre ord benyttet oss av statistisk prediksjon der vi har predikert terminpremien én måned frem i tid. Dette innebærer at den predikerte verdien av terminpremien på tidspunkt $t + 1$ alltid vil være en funksjon av den faktiske verdien av faktorene på tidspunkt t . Benchmarkmodellene har derimot benyttet tidligere predikerte verdier av terminpremien til prediksjon.

4.1.2 Rullende og ekspanderende treningssett

I modellspesifikasjonen kan man enten benytte seg av et rullende eller ekspanderende treningssett. Ved bruk av rullende treningssett vil treningssettet alltid inneholde de n siste observasjonene av den avhengige og de uavhengige variablene. For eksempel vil man ved å bruke et rullende treningssett på 50 observasjoner alltid bruke de siste 50 observasjonene til å estimere modellen som predikerer de neste h verdiene av den avhengige variabelen. Med ekspanderende treningssett menes derimot at man ved hvert steg t utvider antallet observasjoner man benytter til modellspesifikasjonen. I oppgaven har vi valgt å predikere terminpremien både ved bruk av rullende og ekspanderende modellspesifikasjon. Hensikten med dette er å vurdere hvorvidt det har vært underliggende endringer i sammenhengen mellom terminpremien og forklaringsvariablene i prediksjonsperioden. Vi har satt størrelsen på det rullende treningssettet til 52 observasjoner. På denne måten oppfylles kriteriet om at minst 50 observasjoner bør inngå i modellspesifikasjonen (Box, Jenkins, & Reinsel, 1994), samtidig som vi får predikerte verdier helt fra 2009 og frem til 2019.

Graden av usikkerhet i modellspesifikasjonen vil øke med lengden på prediksjonshorisonen h . Hensikten med å predikere over forskjellige horisonter er derfor å teste hvordan de ulike modellene presterer når usikkerheten øker. I oppgaven har vi valgt å predikere terminpremien over horisonter på 2, 6 og 12 måneder.



Figur 4: Ekspanderende treningssett. Observasjoner for modellspesifikasjon markert i grå, prediksjoner i mørk blå.



Figur 5: Rullende treningssett. Observasjoner for modellspesifikasjon markert i grå, prediksjoner i mørk blå.

4.2 Benchmarkmodeller

4.2.1 ARIMA

En av de mest anerkjente metodene for prediksjon av tidsserier som ofte har vist seg å predikere bedre enn mer komplekse modeller, er ARIMA (Chan, 2004). ARIMA-betegnelsen er en forkortelse for *Autoregressive (AR) Integrated (I) Moving Average (MA)*, ettersom modellen er en kombinasjon av flere komponenter.

I korte trekk forsøker ARIMA-modellen å predikere den avhengige variabelen gjennom en lineær kombinasjon av tidligere observasjoner av den avhengige variabelen, samt tidligere feilledd. AR-komponenten er hvor mange tidligere observasjoner av den avhengige variabelen som inkluderes i modellen, mens MA-leddet er hvor mange tidligere observasjoner av feilleddet som inkluderes. I det følgende vil disse komponentene forklares ytterligere.

AR-prosessen (p)

Den autoregressive delen av en ARIMA-modell predikerer observasjon Y_{t+1} gjennom tidligere observasjoner av Y , samt et feilledd ε_t . Dersom variabel Y best forklares gjennom p tidligere

observasjoner av seg selv, sies prosessen Y å være en AR-prosess av orden p . En AR(p)-prosess kan dermed presenteres på følgende notasjon:

$$(9) Y_t = \varphi_0 + \varphi_1 Y_{t-1} + \dots + \varphi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t = \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

MA-prosessen (q)

I motsetning til en AR-modell, benytter MA-modeller et glidende gjennomsnitt av feilleddene fra tidligere prediksjoner for å forklare Y_t , istedenfor tidligere observasjoner av Y (Hyndman & Athanasopoulos, 2018). En MA-modell av orden q er illustrert i likning 10.

$$(10) Y_t = \theta_0 + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t = \theta_0 + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$$

I likning 10 tilsvarer ε_{t-q} feilleddene fra tidligere prediksjoner. Y_t er dermed et vektet gjennomsnitt av de q foregående feilleddene fra tidligere prediksjoner (Hyndman & Athanasopoulos, 2018).

ARIMA-prosessen (p, d, q)

Modeller som kombinerer AR- og MA-prosesser til å predikere den avhengige variabelen omtales gjerne som ARMA-modeller. Disse modellene benytter seg dermed både av tidsforskjøvede observasjoner av den avhengige variabelen og det vektete gjennomsnittet av tidligere feilledd. Videre er en forutsetning for å benytte ARMA-modeller til prediksjon at tidsserien som predikeres er stasjonær. Den siste komponenten i ARIMA, I , indikerer antall ganger, d , en tidsserie må differensieres for å oppnå stasjonærhet. Kjennetegnene ved en stasjonær tidsserie er presentert i Appendiks B. Den fullstendige ARIMA-prosessen på generell form er presentert i likning 11. Det venstre leddet tilsvarer AR-leddet, mens det høyre er MA-leddet i en ARMA modell.

$$(11) y_t = \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t$$

4.2.2 Random walk

Random walk er en annen mye brukt metode for å predikere tidsserier, og er spesielt mye brukt for finansielle og økonomiske data (Hyndman & Athanasopoulos, 2018). Modellen er definert slik at den avhengige variabelen kun forklares av forrige observasjon av seg selv pluss et feilledd.

$$(12) Y_t = Y_{t-1} + \epsilon_t$$

Videre forutsetter modellen at feilleddet har forventning lik null og konstant varians slik at sammenhengen i likning 13 er gjeldende.

$$(13) E[Y_{t+1}|Y_t] = Y_t$$

Med andre ord impliserer modellen at den beste prediksjonen av Y_{t+1} ved tidspunkt t er lik Y_t . En annen egenskap ved random walk-modellen er at modellens prediksjonsfeil målt ved *mean squared error* vil øke lineært med prediksjonshorizonten h (Bjørnland & Thorsrud, 2015), slik som vist under.

$$(14) \sigma_Y(h) = \text{var}(Y_{t+h} - E[Y_{t+h}|Y_t]) = \sigma^2 h$$

Random walk har også vist seg svært vanskelig å slå ved prediksjon av blant annet aksjepriser og valutakurser (Bjørnland & Thorsrud, 2015). Også ved prediksjon av rentekurven har random walk vist seg å produsere bedre prediksjoner enn modeller som inneholder blant annet makroøkonomiske forklaringsvariabler (Diebold & Li, 2006; Duffee, 2002).

4.3 Faktormodeller

For å konstruere faktormodellene har vi benyttet oss av lineære regresjonsmodeller med ARIMA-spesifiserte feilledd. Disse lineære modellene kalles gjerne dynamiske regresjonsmodeller, og kan på generell form skrives som i likning 15 (Hyndman & Athanasopoulos, 2018).

$$(15) y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1,t} + \dots + \beta_k x_{k,t} + n_t$$

$$(16) n_t = \varphi_1 n_{t-1} + \dots + \varphi_p n_{t-p} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$$

I likning 15 tilsvarer $x_{k,t}$ de ulike faktorene. Det er viktig å presisere at n_t ikke må forveksles med ε_t som er modellens residualer (Hyndman & Athanasopoulos, 2018). Årsaken til at vi har valgt en modell der vi spesifiserer feilleddene som en ARIMA-prosess er at vi på denne måten ivaretar forutsetningen om at residualene i modellen følger en hvit støy-prosess³. Som vi vil komme tilbake til, gjør dette at vi kan benytte AIC som beslutningsgrunnlag for valg av beste modellspesifikasjon (Hyndman & Athanasopoulos, 2018).

Et ytterligere moment vi inkluderer i faktormodellene er tidsforskyvninger av faktorene. Dette er for å tillate at faktorene kan ha en forsinket effekt på terminpremien. Dermed kan de endelige faktormodellene på generell form skrives som i likning 17.

$$(17) y_t = \sum_{j=1}^j \sum_{k=1}^{k,j} \beta_{k,j} X_{t-k,j} + \sum_{p=1}^p \varphi_i n_{t-p} + \sum_{q=1}^p \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$$

Det første leddet representerer faktorene i modellen, mens de to siste leddene representerer n_t fra likning 16.

4.4 Konstruksjon av faktorer

4.4.1 Prinsipalkomponentanalyse (PCA)

Prinsipalkomponentanalyse er en mye brukt metode for å redusere dimensjonaliteten i et datasett. I en prinsipalkomponentanalyse konstrueres de prinsipale komponentene Z_1, Z_2, \dots, Z_p som lineære kombinasjoner av variablene i datasettet, X_1, X_2, \dots, X_p . Komponentene er konstruert som ortogonale vektorer, og vil til sammen forklare hele variasjonen i datasettet. Det en ønsker å oppnå ved bruk av prinsipalkomponentanalyse er at

³ Hvit støy defineres som en tidsserie med ukorrelerede observasjoner, konstant varians og forventning lik null (Hyndman & Athanasopoulos, 2018).

et fåtall av komponentene skal forklare en stor del av variasjonen i datasettet, slik at videre analyser forenkles. Prinsipalkomponentanalyse gir de beste resultatene dersom variablene er sterkt korrelert, og vice versa dårligere resultater om variablene er lite korrelert (Manly & Alberto, 2017). Komponentene kan generelt uttrykkes slik som i likning 18.

$$(18) Z_i = a_{i1}X_1 + a_{i2}X_2 + \dots + a_{ip}X_p$$

Koeffisientene a_{ij} kalles for faktorladninger (oversatt fra «factor loadings»). Størrelsen på faktorladningene fastsettes ved å maksimere variasjonen i komponenten, $Var(Z_i)$, gitt betingelsen:

$$(19) a_{11}^2 + a_{12}^2 + \dots + a_{1p}^2 = 1$$

Betingelsen gjør at man ikke kan øke variasjonen i Z_i ved å simpelthen øke vektningen av én av variablene X_{ij} til det uendelige. Den første komponenten Z_1 vil alltid konstrueres først. Deretter vil Z_2 konstrueres ved å maksimere $Var(Z_2)$ under betingelsen i likning 19, i tillegg til betingelsen om ingen korrelasjon med Z_1 . Z_3 vil igjen konstrueres ved å maksimere $Var(Z_3)$ under betingelsen i likning 19, i tillegg til betingelsen om ingen korrelasjon med hverken Z_1 eller Z_2 . Slik vil de prinsipale komponentene konstrueres videre til komponentene til sammen forklarer hele variasjonen i datasettet. Z_1 vil forklare den største andelen av variansen i datasettet, Z_2 vil forklare den nest største andelen, og så videre.

En viktig forutsetning for at prinsipalkomponentanalyse skal gi robuste resultater er at alle variablene er uttrykt ved samme måleenhet. Er variablene uttrykt med ulike måleenhet vil nemlig utfallet av analysen være svært sensitivt for de ulike variablenes varians. For å unngå denne problematikken er det vanlig å standardisere variablene slik at $E(X_i) = 0$ og $\sigma(X_i) = 1$.

Vi har benyttet prinsipalkomponentanalyse for å konstruere faktorene i faktormodellene 1 til 11. Faktor i (f_i) i de ulike modellene vil med andre ord tilsvare prinsipalkomponent i for hver kategori av variabler. For eksempel vil sammenhengen i likning 20 gjelde for faktormodellen «Valutausikkerhet».

$$(20) Z_i = a_{i1}X_1 + a_{i2}X_2 + \dots + a_{ip}X_p = f_i$$

I likningen er p antallet variabler i kategorien «Valutausikkerhet».

Valg av antall prinsipalkomponenter

Som nevnt vil prinsipalkomponentanalysen konstruere opp til p komponenter. Å inkludere alle p komponentene i faktormodellene vil gi svært komplekse modeller, og kan være lite hensiktsmessig. Samtidig ønsker man heller ikke å inkludere for få komponenter ettersom dette kan medføre at man mister en stor andel av informasjonen i datasettet. Jolliffe (2002) presenterer diverse tommelfingerregler som kan følges for å velge antallet prinsipalkomponenter som skal inkluderes i videre analyser.

Den første regelen handler om å legge til grunn komponentenes samlede evne til å forklare variasjonen i datasettet. Med dette menes at man velger det minste antallet prinsipalkomponenter som sammen forklarer en ønskelig andel av variasjonen i datasettet. Jolliffe (2002) legger til grunn at denne andelen bør være mellom 70 og 90 prosent, men at «cut-off»-en både kan være lavere eller høyere, avhengig av dataens egenskaper. Den andre regelen går ut på å ekskludere alle komponenter med egenverdi under 1, ettersom komponenter med egenverdi under 1 forklarer mindre av variasjonen i datasettet enn hver enkelt variabel (Jolliffe, 2002). For en nærmere beskrivelse av prinsipalkomponentenes egenverdier, se Appendiks B.

I valget av antallet prinsipalkomponenter har vi valgt å legge de to overnevnte kriteriene til grunn, der vi i det første kriteriet har valgt å sette en «cut-off» på 70 prosent. I tillegg har vi gjort som Stock og Watson (1999) og ikke inkludert flere enn seks komponenter. Dette gjør vi for å sørge for enkelhet i modellen, noe som kan gi bedre prediksjoner. Disse kriteriene er lagt til grunn for alle kategoriene utenom «Alle variabler». Her har vi bevisst kun inkludert tre prinsipalkomponenter, til tross for at vi i henhold til de overnevnte kriteriene kunne inkludert enda flere. Årsaken til dette er at hensikten med denne faktormodellen er å teste hvor godt en så simpel modell som mulig kan predikere terminpremien, og at det derfor er lite hensiktsmessig å inkludere mange prinsipalkomponenter.

4.4.2 Rentekurvefaktorer

For faktormodellen med rentekurvefaktorer har vi ikke benyttet oss av prinsipalkomponentanalyse. For å konstruere de ulike faktorene i denne modellen har vi derimot tatt utgangspunkt i proxyene for de tre faktorene presentert i kapittel 3.3. Etersom Norges Bank ikke publiserer renter for to-årige statsobligasjoner har vi erstattet to-årsrenten med fem-årsrenten. Formlene for våre proxyer er presentert i likning 21, 22 og 23.

$$(21) \text{ Nivå} = \frac{[y_t(3) + y_t(60) + y_t(120)]}{3}$$

$$(22) \text{ Helning} = [y_t(120) - y_t(3)]$$

$$(23) \text{ Krumning} = [2 * y_t(60) - y_t(3) - y_t(120)]$$

4.5 Modellidentifikasjon

Det eksisterer flere metoder for å avgjøre hvilket antall tidsforskjøvede ledd av den avhengige og uavhengige variabelen som skal inkluderes i en modell (Bjørnland & Thorsrud, 2015). Fellesnevneren for de ulike informasjonskriteriene er at de søker å optimere modellspesifikasjonen samtidig som de tar hensyn til overtilpasning av modellen. Dette gjøres ved at modellen straffes for å inkludere flere forklaringsvariabler. Et anerkjent informasjonskriterie som også har blitt benyttet i denne analysen er *Akaike Information Criterion*, heretter omtalt som AIC. AIC benyttes som beslutningskriterium ved at lavest mulig AIC indikerer den beste modellspesifikasjonen. Formelen for AIC er spesifisert i likning 24.

$$(24) \text{ AIC} = \log\left(\frac{\varepsilon_i^2}{N}\right) + \frac{2k}{N}$$

I formelen er N antall observasjoner i modellen, ε_i tilsvarer feilleddene mellom predikerte og faktiske verdier, og k tilsvarer antall forklaringsvariabler. Av formelen følger det at AIC øker når k øker. Et annet og strengere informasjonskriterie er BIC. Dette kriteriet straffer modellen

hardere når k øker, som kan resultere i at det inkluderes færre tidsforskyvninger i modellen (Bjørnland & Thorsrud, 2015). Vi har derfor valgt å legge AIC til grunn som informasjonskriterie for å unngå undertilpasning av modellen. Det er sentralt å vektlegge at det kun er meningsfylt å sammenligne AIC mellom modeller som baserer seg på samme antall observasjoner av den samme tidsserien. Samtlige modellspesifikasjoner som senere presenteres vil være identifisert ved hjelp av AIC. Dette gjelder både spesifisering av ARIMA-orden og spesifisering av antall tidsforskyvninger vi velger å inkludere i faktormodellene.

4.6 Evaluering av prediksjonsmodeller

Det eksisterer flere metoder for å definere hvor god en modell er. En mye brukt metode for å evaluere prediksjonsmodeller er RMSE (Root Mean Squared Error) (Bjørnland & Thorsrud, 2015). RMSE er et måltall for prediksjonsfeilen i en modell, og er måltallet vi har benyttet for å sammenlikne prediksjonsmodellene. Måltallet beregnes på bakgrunn av de predikerte og faktiske verdiene av Y_t , som illustrert i likning 25 (Bjørnland & Thorsrud, 2015).

$$(25) \text{ RMSE} = \sqrt{(p)^{-1} \sum_{i=0}^{P-1} e_{t+h+i}^2}$$

der

$$(26) e_{t+h} = Y_{t+h} - \hat{Y}_{t+h}$$

RMSE er dermed en systematisk tapsfunksjon der negative og positive avvik mellom predikerte og faktiske verdier av Y teller like negativt (Bjørnland & Thorsrud, 2015). Følgelig er det ønskelig å oppnå en lavest mulig RMSE-verdi.

5. Data

I tillegg til å hente inn estimater for terminpremien på norske 10-årige statsobligasjoner, har vi hentet inn en rekke variabler som benyttes for å konstruere faktorene i faktormodellene presentert i kapittel 4. Totalt har vi hentet inn 86 tidsserier som alle er tilgjengelige på enten daglig, ukentlig eller månedlig frekvens. Tidsseriene er hentet inn for tidsrommet fra og med mai 2004 til og med februar 2020. Dataen er primært hentet fra Bloomberg, men vi har også hentet enkelte tidsserier direkte fra eksempelvis Statistisk Sentralbyrå og St. Louis Federal Reserve. For enkelte av tidsseriene har vi også inkludert historisk standardavvik som et mål på usikkerhet, noe vi vil komme tilbake til senere. Totalt antall variabler inkludert i analysen er derfor 114.

Videre i dette kapittelet vil vi først redegjøre for estimatene av terminpremien som er lagt til grunn i oppgaven. Deretter vil vi redegjøre for eventuelle datatransformasjoner, samt hvilke variabler vi har benyttet for å konstruere de ulike faktormodellene. Til slutt vil vi drøfte reliabiliteten i dataen. Appendiks C inneholder en fullstendig oversikt over hvilke variabler vi har inkludert i de ulike faktormodellene, og hvilke transformasjoner som har blitt gjort av variablene.

5.1 Data for terminpremien

Estimatene for terminpremien har blitt utarbeidet av Morten Ristad i Sparebank 1 Markets. Disse estimatene er konstruert ved hjelp av ACM-metoden beskrevet i kapittel 2.4. Rentene som er lagt til grunn i estimeringen er nominelle statsrenter hentet fra Norges Bank (2021c).

Som beskrevet i kapittel 2.4 benytter ACM-modellen nullkupongrenter til å estimere de forventede fremtidige kortrentene. Ettersom Norges Bank ikke utsteder nullkupongobligasjoner, rapporteres det heller ikke nullkupongrenter. De har derimot laget en detaljert beskrivelse av hvordan man kan benytte en såkalt Nelson-Siegel-Svensson (NSS)-modell for å estimere nullkupongrentene ut fra de rapporterte statsrentene (Norges Bank, 2021b). Estimatene av nullkupongrentene som er lagt til grunn for våre estimater av terminpremien er beregnet ved hjelp av en lignende metode. Konkret har det blitt benyttet rapporterte renter for løpetider under ett år for å konstruere kortenden av

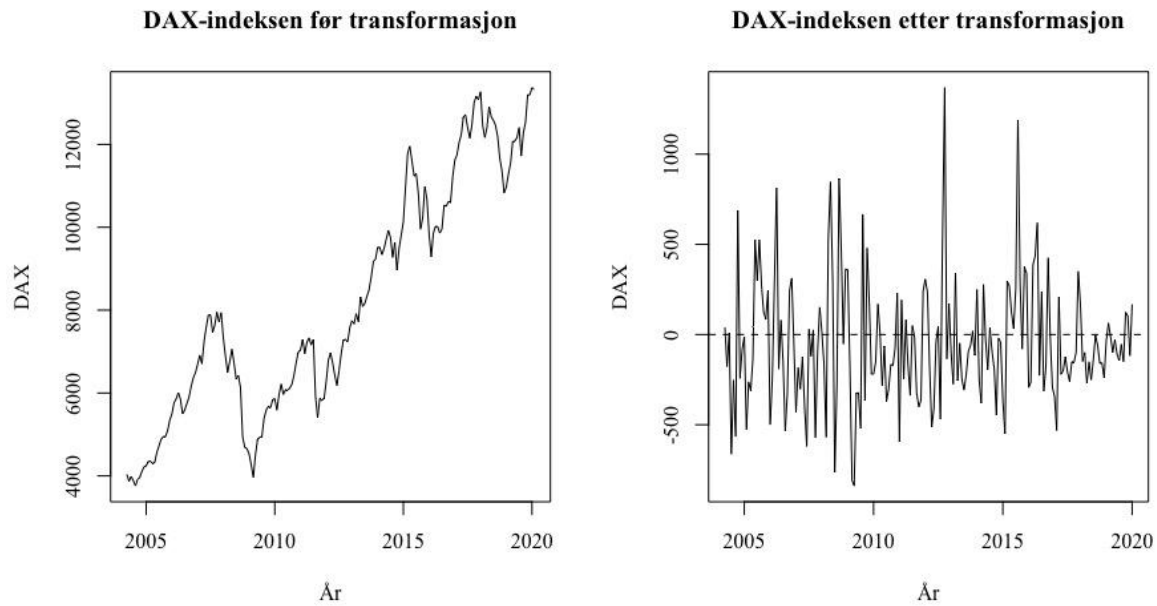
nullkupongrentekurven, mens den nevnte NSS-modellen har blitt benyttet for løpetider over et år.

Observasjonene av terminpremien som er benyttet i prediksjonen er den siste daglige observasjonen av terminpremien i måneden.

5.2 Transformasjon av forklaringsvariabler

Ettersom vi ønsker å predikere den månedlige terminpremien har vi aggregert alle variablene som rapporteres på daglig og ukentlig frekvens. Dette har vi gjort ved å ta et månedlig gjennomsnitt av variablene. En tydelig svakhet ved å aggregere variablene er at man mister en stor del av variasjonen i datasettet. Samtidig vil vi ved å aggregere til månedlig frekvens fjerne eventuell tilfeldig støy i de daglige observasjonene. I tillegg rapporteres en rekke av variablene på månedlig frekvens, og det ville vært lite hensiktsmessig å dissaggregere disse variablene til ukentlig eller daglig frekvens. Å måle terminpremien på hyppigere frekvens ville derfor ført til vesentlig færre forklaringsvariabler i analysen. Vi mener derfor at det er mest hensiktsmessig å måle terminpremien og variablene på månedlig frekvens. For variablene der vi har brukt standardavvik som mål på usikkerhet har vi enten tatt 6 eller 12 måneders glidende standardavvik av de månedlige (aggregerte) observasjonene.

For tidsseriene med sesongvariasjoner er det hentet inn ferdig sesongjusterte tall. Videre er det som nevnt en forutsetning for bruk av prinsipalkomponentanalyse at alle tidsseriene er stasjonære. Som et ledd i å gjøre tidsseriene stasjonære valgte vi å ta den naturlige logaritmen til alle tidsseriene som syntes å ikke ha konstant varians over tidsperioden. For tidsseriene som enda ikke var stasjonære differensierte vi seriene inntil kravet om stasjonærhet var oppfylt. Til å teste for stasjonærhet har vi benyttet en utvidet Dickey Fuller-test (Wooldridge, 2018, ss. 611-612). Fullstendig oversikt over transformasjoner av de ulike variablene ligger i Appendiks C.



Figur 6: Tidsserien av den tyske DAX-indeksen før og etter transformasjon for å oppnå stasjonæritet.

5.3 Datagrunnlag for faktormodeller

5.3.1 Usikkerhet

I faktormodellene «Usikkerhet finansmarkeder», «Valutausikkerhet» og «Inflasjonsusikkerhet» er det inkludert usikkerhetsindikatorer for både norske og internasjonale forhold, mens det for «Økonomisk usikkerhet Norge» og «Makroøkonomiske variabler Norge», kun er inkludert norske data. «Makroøkonomiske variabler globalt» og «Økonomisk usikkerhet globalt» inneholder på samme måte kun variabler for andre land enn Norge.

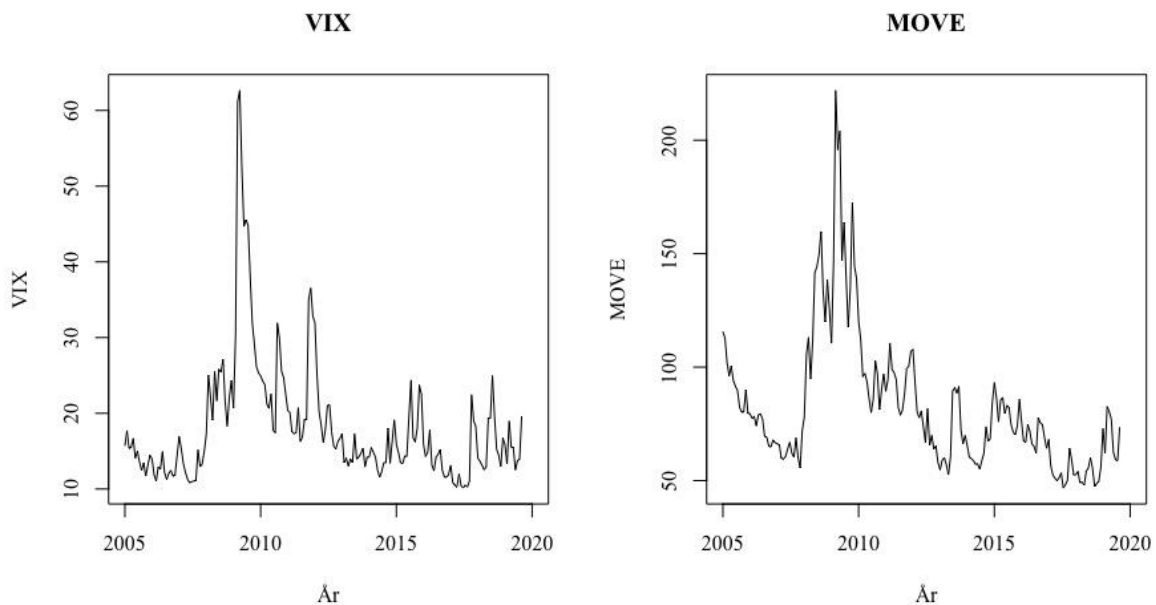
Generelt er det vanskelig å måle økonomisk usikkerhet. For å velge passende variabler har vi derfor kartlagt relevant litteratur om usikkerhetsindikatorer, og hvilke av disse som kan egne seg til prediksjon av terminpremien.

Med utgangspunkt i litteraturen har vi valgt å inkludere følgende fem kategorier av usikkerhetsvariabler:

1. Volatilitet i historisk data
2. Forventningsundersøkelser
3. Implisitt volatilitet i opsjoner
4. Makroøkonomiske variabler
5. Nyhetsbaserte indekser

Redegjørelsen av valg av indikatorer kan i sin helhet leses i Appendiks A.

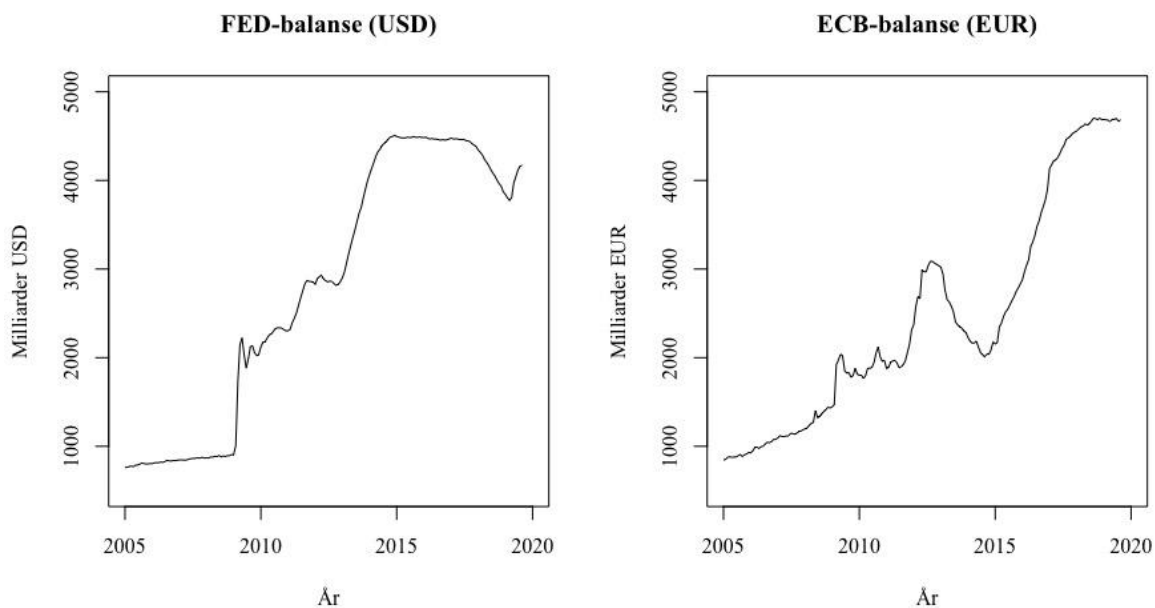
De globale makroøkonomiske variablene inneholder makroøkonomiske indikatorer fra en rekke land utenom Norge. Flere viktige makroøkonomiske størrelser rapporteres kvartalsvis, og er derfor ikke inkludert i datagrunnlaget. Et eksempel på en slik størrelse er BNP. Vi har derimot inkludert en rekke ledende indikatorer som har vist seg å være sterkt korrelert med nettopp BNP, for eksempel *Leading Economic Index* i USA og PMI-indekser. Det samme gjelder for faktormodellen med norske makroøkonomiske variabler.



Figur 7: VIX- og MOVE-indeksen. VIX-indeksen måler implisitt volatilitet i aksjeopsjoner, mens MOVE-indeksen måler implisitt volatilitet i obligasjonsopsjoner.

5.3.2 Kvantitative lettelser

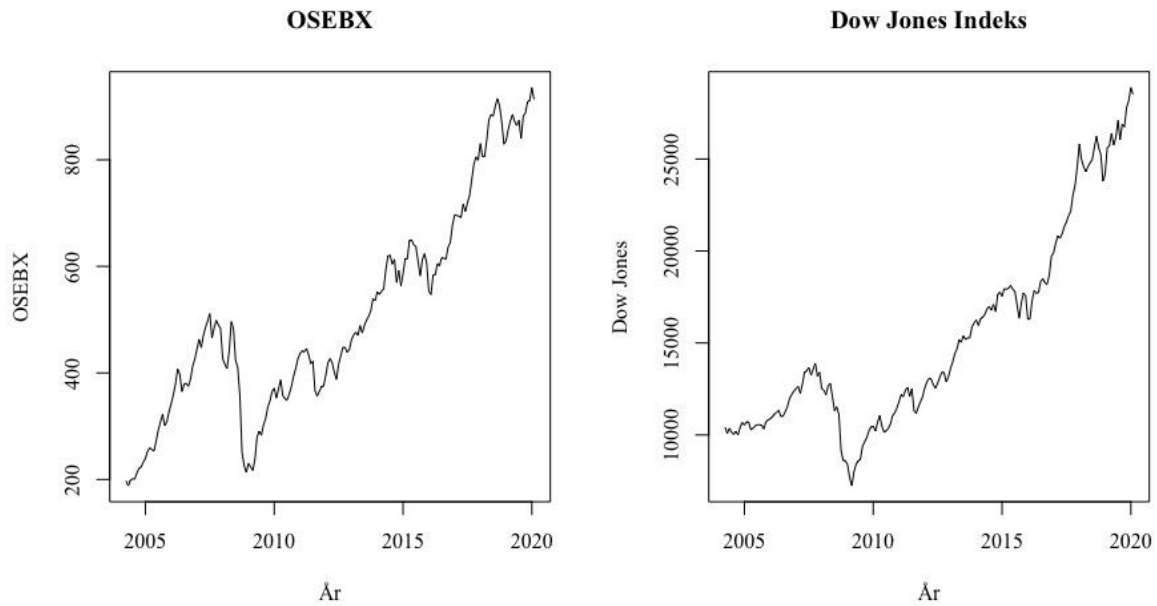
Som indikatorer for kvantitative lettelser har vi inkludert sentralbankbalanser og pengemengde (M2). Dummyvariabelen som indikerer annonsering av kvantitative lettelser er satt til en i måneder der enten den amerikanske eller europeiske sentralbanken har annonsert en økning i verdipapirkjøpene, og null i alle andre måneder.



Figur 8: Illustrasjon av balansene til henholdsvis den amerikanske og europeiske sentralbanken.

5.3.3 Finansmarkedsindikatorer

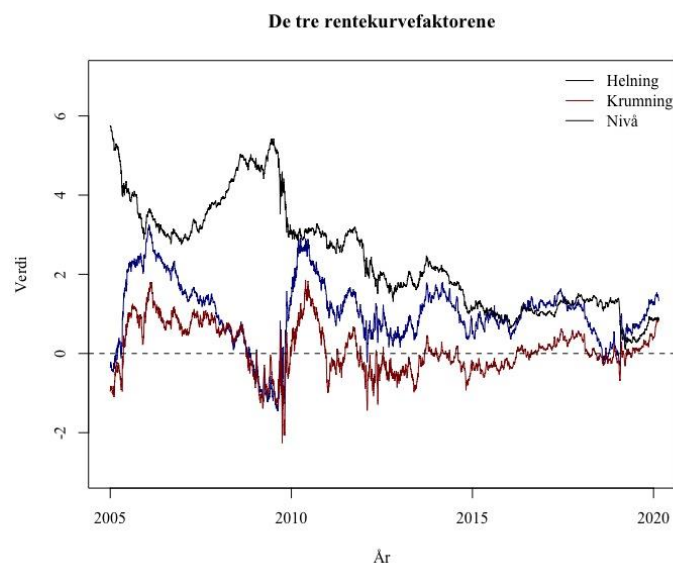
I faktormodellen «Finansmarkeder» har vi inkludert indekser for både norske og internasjonale børser. I tillegg har vi inkludert gull- og sølvpriser ettersom dette i likhet med statsobligasjoner er ansett som relativt lite risikofylte aktiva, og dermed er mulige substitutter til statsobligasjoner.



Figur 9: OSEBX og Dow Jones industriindeks fra 2004 til 2020.

5.3.4 Rentekurvefaktorer

Datagrunnlaget for rentekurvefaktorene er daglige noteringer av norske statsrenter, hentet fra Norges Bank. Proxyene er konstruert på daglig frekvens, for deretter å ha blitt aggregert til månedlig frekvens. Dette har vi gjort ved å ta et gjennomsnitt av de daglige proxyene.



Figur 10: Rentekurvefaktorene nivå, helning og krumning for den norske statsrentekurven i perioden 2005-2019.

#	Faktormodeller	Antall variabler
	<i>Alle variabler</i>	
1	Alle variabler	111
	<i>Finansmarkeder</i>	
2	Finansmarkeder	15
	<i>Usikkerhet</i>	
3	Makroøkonomiske variabler Norge	10
4	Makroøkonomiske variabler globalt	20
5	Usikkerhet finansmarkeder	11
6	Økonomisk usikkerhet Norge	15
7	Økonomisk usikkerhet globalt	12
8	Valutausikkerhet	10
9	Inflasjonsusikkerhet	15
	<i>Kvantitative lettelser</i>	
10	Kvantitative lettelser	5
11	Kvantitative lettelser, inkl. annonsering	6
	<i>Rentekurven</i>	
12	Rentekurvefaktorer	3

Tabell 2: Oversikt over antall variabler som er inkludert for hver faktormodell.

5.4 Datareliabilitet

Majoriteten av variablene som er inkludert er standard finansielle og makroøkonomiske tidsserier hentet fra velrennomerte databaser. Det er derfor nærliggende å konkludere at reliabiliteten i disse variablene er god. Samtidig er enkelte av de øvrige variablene mindre anvendt i annen litteratur. Eksempler på slike variabler er de nyhetsbaserte usikkerhetsindeksene for norsk økonomi. Likevel mener vi at reliabiliteten i disse variablene er god ettersom indeksene er utarbeidet og publisert av anerkjente økonomer eller institusjoner. I tillegg er variablene testet og funnet korrelert med mer anerkjente usikkerhetsindikatorer.

Fra et prediksjonsperspektiv er det også viktig å nevne utfordringen tilknyttet publiseringstidspunkt av variablene. Flere av variablene er nemlig publisert med en viss tids etterslep. Et eksempel på en slik variabel er inflasjon. Slik analysen vår er konstruert

forutsettes det derimot at disse variablene publiseres uten etterslep. En ytterligere utfordring forbundet med prediksjon er at enkelte av variablene revideres etter første publisering. Dette gjelder for eksempel arbeidsledighetstall og inflasjon. På den andre siden er størrelsen på revideringen stort sett liten, og vil sånn sett ha liten påvirkning på hvor virkelighetsnære våre prediksjoner vil være. Totalt sett mener vi derfor at reliabiliteten i datasettet er god.

6. Anvendelse av metode

I dette kapittelet vil vi først redegjøre for resultatene fra prinsipalkomponentanalysen, herunder hvor mange prinsipalkomponenter vi inkluderer i hver faktormodell, hvor stor andel av variasjonen i datasettet de ulike komponentene forklarer, samt komponentenes faktorladninger. Deretter vil vi redegjøre for modellspesifikasjonene både for benchmark- og faktormodellene. Til slutt vil vi adressere potensielle problemer i modellspesifikasjonen.

6.1 Prinsipalkomponentanalyse

Vi har gjennomført prinsipalkomponentanalysen i tråd med beskrivelsen av metoden i kapittel 4.4.1. Antallet prinsipalkomponenter inkludert i de ulike faktormodellene er bestemt basert på kriteriene presentert i samme kapittel. De prinsipale komponentene er konstruert basert på alle observasjonene i datasettet, det vil si fra mai 2004 til og med februar 2020. Vi har også valgt å holde antallet inkluderte komponenter fast, og re-estimerer heller ikke faktorladningene for de ulike horisontene og prediksjonstidspunktene. Dette har vi gjort for å redusere kompleksiteten i modellspesifiseringen. Alle prinsipalkomponentene er for øvrig stasjonære og er derfor godt egnet til bruk i ulike tidsseriemodeller.

Som vi ser av Tabell 3 har komponentene i alle faktormodellene utenom «Makroøkonomiske variabler globalt» og «Alle variabler» en kumulativ forklaringskraft på over 60 prosent. I tillegg har over halvparten av kategoriene en kumulativ forklaringskraft på over 70 prosent, samtidig som de kun inkluderer tre komponenter.

#	Faktormodeller	Komponenter	
		Antall inkludert	Kumulativ forklaringskraft
	<i>Alle variabler</i>		
1	Alle variabler	3	34,4%
	<i>Finansmarkeder</i>		
2	Finansmarkeder	3	73,0%
	<i>Usikkerhet</i>		
3	Makroøkonomiske variabler Norge	3	74,4%
4	Makroøkonomiske variabler globalt	6	54,9%
5	Usikkerhet finansmarkeder	3	76,3%
6	Økonomisk usikkerhet Norge	6	64,5%
7	Økonomisk usikkerhet globalt	6	62,7%
8	Valutausikkerhet	3	78,5%
9	Inflasjonsusikkerhet	6	69,4%
	<i>Kvantitative lettelser</i>		
10	Kvantitative lettelser	3	73,5%
11	Kvantitative lettelser, inkl. annonsering	3	73,5%

Tabell 3: Oversikt over antallet inkluderte prinsipalkomponenter og deres kumulative forklaringskraft per faktormodell.

6.1.1 Faktorladninger

Faktorladningene beskriver hvor mye hver variabel bidrar til den enkelte prinsipalkomponenten. Tabell 4 viser hvilke fem variabler som har størst faktorladning i Z_1 i hver kategori. Jo større faktorladningen er i absoluttverdi, desto større betydning vil variabelen ha for verdien av komponenten. For eksempel fremkommer det av tabellen at S&P500 og NASDAQ er de to forklaringsvariablene som er sterkest korrelert med Z_1 i kategorien «Finansmarkeder». En annen tolkning av faktorladningene er at S&P500 og NASDAQ forklarer den største andelen av variasjonen i kategorien «Finansmarkeder». Fra et økonomisk ståsted virker dette logisk ettersom endringer i det amerikanske aksjemarkedet er regnet for å også smitte over på andre aksjemarkeder utenfor USA.

En skal likevel være forsiktig med å tillegge faktorladningene for mye vekt. Det er blant annet viktig å understreke at en høy faktorladning ikke er ensbetydende med at variabelen er korrelert med den avhengige variabelen. I vårt tilfelle betyr dette for eksempel at S&P500 ikke nødvendigvis er korrelert med terminpremien kun fordi den har en høy faktorladning i prinsipalkomponentanalysen. Faktorladningene sier likevel noe om hvilke

forklaringsvariabler som tillegges størst vekt i komponentene, og er sånn sett viktig å ha med seg i tolkningen av faktorenes evne til å predikere terminpremien senere i oppgaven.

<i>Finansmarkeder</i>	Faktorladning	<i>Inflasjonsusikkerhet</i>	Faktorladning
S&P500, indeks	0,38	Inflasjon Norge (KPI-JAE), prosentvis endring (MOM), sesongjustert, 6 måneders standardavvik	0,52
Nasdaq Composite Index, indeks	0,37	Inflasjon Norge (KPI-JA), prosentvis endring (MOM), sesongjustert, 6 måneders standardavvik	0,52
FTSE100, indeks	0,36	Inflasjon Norge (KPI-JA), prosentvis endring (MOM), sesongjustert, 12 måneders standardavvik	0,46
Dow Jones Industrial Average, Index	0,35	Citigroup Inflation Surprise Index, framvoksende markeder	0,25
OSEBX, indeks	0,35	Citigroup Inflation Surprise Index, eurosonen	0,25
<i>Økonomisk usikkerhet globalt</i>	Faktorladning	<i>Økonomisk usikkerhet Norge</i>	Faktorladning
Economic Policy Uncertainty Index, USA	0,45	Usikkerhet lønn og inntekt, Norge, indeks	0,39
Monetary policy uncertainty Index, USA	0,44	Usikkerhet makroøkonomi, Norge, indeks	0,38
Citigroup Economic Surprise Index, eurosonen	-0,34	Usikkerhet aksjemarkedet, Norge, indeks	0,37
Economic Policy Uncertainty Index, Storbritannia	0,33	Usikkerhet oljepris, indeks	0,33
Citigroup Economic Surprise Index, fremvoksende markeder	-0,33	Usikkerhet pengepolitikk, Norge, indeks	0,32
<i>Valutausikkerhet</i>	Faktorladning	<i>Usikkerhet finansmarkeder</i>	Faktorladning
GBPNOK 3M "at the money" opsjoner, implisert volatilitet	-0,45	S&P500, månedlig standardavvik	0,44
GBPNOK 6M "at the money" opsjoner, implisert volatilitet	-0,45	Dow Jones, månedlig standardavvik	0,43
EURNOK 3M "at the money" opsjoner, implisert volatilitet	-0,44	NASDAQ, månedlig standardavvik	0,43
Deutsche Bank FX Volatility Index	-0,42	DAX, månedlig standardavvik	0,41
Valutakurs, EURNOK, månedlig volatilitet	-0,29	Gullpris (XAAUUSD Spot Exchange Rate), månedlig standardavvik	0,36
<i>Alle variabler</i>	Faktorladning	<i>Makroøkonomiske variabler Norge</i>	Faktorladning
Australia Exchange Index, indeks	-0,16	Importveid kronekurs, I-44	0,51
FTSE100, månedlig standardavvik	-0,16	Valutakurs, USDNOK	0,45
Dow Jones Industrial Average, Index	-0,16	Valutakurs, EURNOK	0,45
S&P500, månedlig standardavvik	-0,16	Valutakurs, JPYNOK	0,40
OSEBX, månedlig standardavvik	-0,16	Valutakurs, GBPNOK	0,40
<i>Makroøkonomiske variabler globalt</i>	Faktorladning	<i>Kvantitative lettelser</i>	Faktorladning
Conference Board US Leading Index, prosentvis endring (MOM), sesongjustert	-0,45	Totale eiendeler, ECB	-0,62
ISM Manufacturing PMI, sesongjustert	-0,43	Totale eiendeler, FED	-0,54
US Initial Jobless Claims, sesongjustert	0,36	Pengemengde eurosonen (M2 (milliarder USD)), sesongjustert	0,41
Ifo Pan Germany Business Climate, indeks	-0,31	Pengemengde USA (M2), sesongjustert	-0,36
Inflasjon USA, (US PCE Core Price Index), prosentvis endring (MOM), sesongjustert	-0,29	Totale eiendeler, Japan	-0,17

Tabell 4: Faktorladninger for de fem variablene med høyest faktorladning i prinsippalkomponent 1.

6.2 Modeller

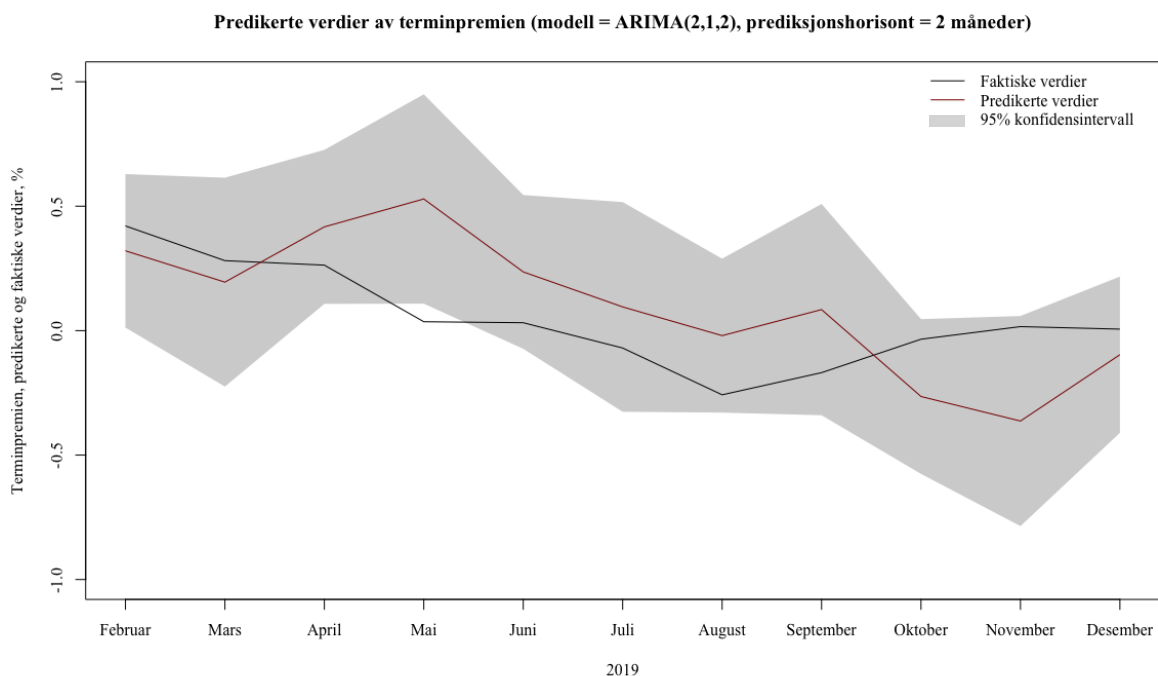
6.2.1 Benchmarkmodeller

ARIMA

I henhold til AIC er det en ARIMA(2,1,2)-prosess som best beskriver terminpremien i tidsrommet 2004-2019. Vi har derfor lagt denne spesifikasjonen av ARIMA til grunn som benchmarkmodell i tillegg til random walk. Vi har valgt å holde dette antallet AR- og MA-ledd i modellen konstant for samtlige prediksjoner av terminpremien. ARIMA(2,1,2)-modellen kan uttrykkes som i likning 27.

$$(27) \quad tp_{t+h} = \varphi_1 tp_{t+h-1} + \varphi_2 tp_{t+h-2} + \theta_1 \varepsilon_{t+h-1} + \theta_2 \varepsilon_{t+h-2} + \varepsilon_{t+h}$$

I Figur 11 har vi illustrert prediksjoner for terminpremien når en ARIMA(2,1,2)-modell benyttes ved prediksjonshorisont på to måneder.



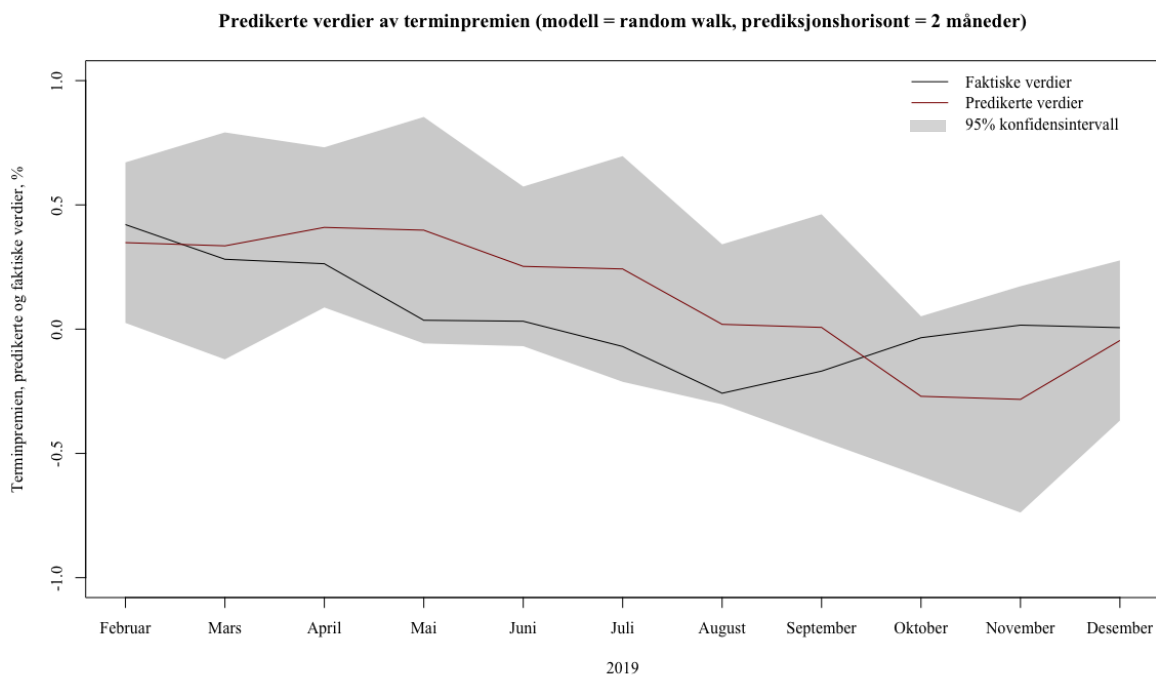
Figur 11: Prediksjon av terminpremien ved bruk av en ARIMA(2,1,2)-modell og prediksjonshorisont på to måneder. Terminpremien er predikert fra februar til desember 2019.

Random Walk

Den andre benchmarkmodellen som er lagt til grunn er random walk, illustrert i likning 28.

$$(28) \quad tp_{t+h} = tp_{t+h-1} + \varepsilon_{t+h}$$

I Figur 12 har vi illustrert prediksjoner for terminpremien når en random walk-modell benyttes med prediksjonshorisont på to måneder.



Figur 12: Prediksjon av terminpremien ved bruk av random walk og prediksjonshorisont på to måneder. Terminpremien er predikert fra februar til desember 2019.

6.2.2 Faktormodeller

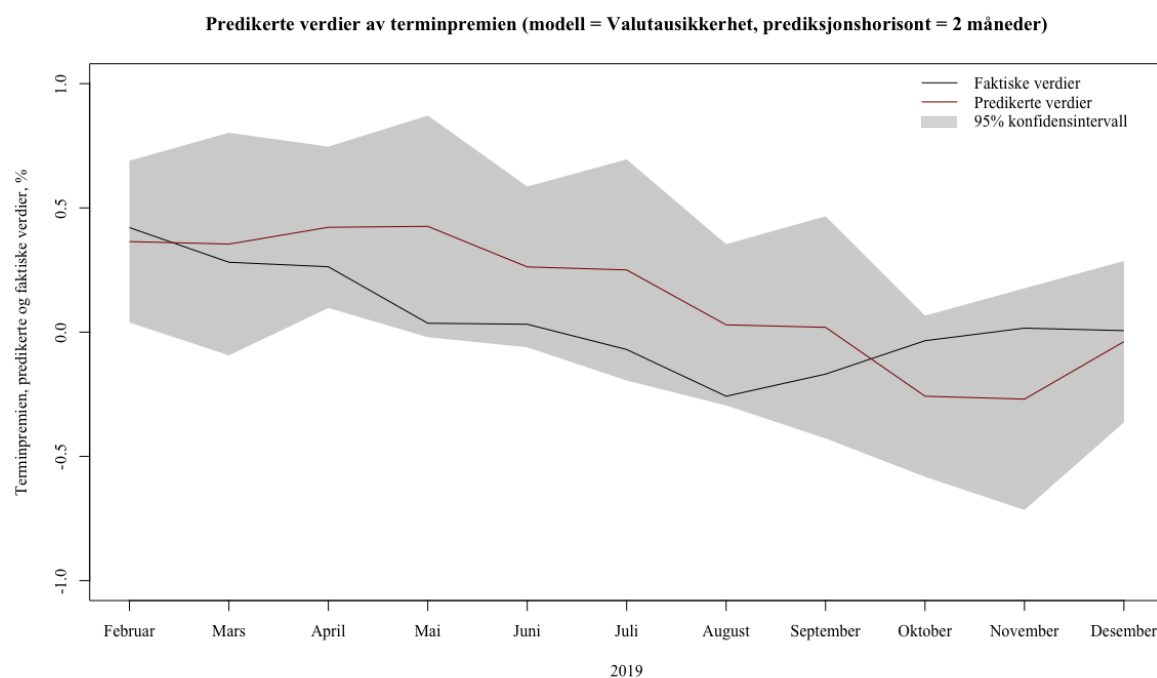
For å avgjøre hvor mange tidsforskjøvede observasjoner av de ulike faktorene som skal inkluderes i modellen har vi benyttet AIC. Antallet tidsforskjøvede komponenter av faktorene er holdt konstant gjennom hele prediksjonsperioden. AIC er også benyttet for å spesifisere ARIMA-ordenen i feilleddet. Dette gjøres derimot hver gang modellen re-estimeres ved tidspunkt t . Konstruksjonen av faktorene i de ulike modellene er gjort rede for i kapittel 4.4. For å eksemplifisere er modellen med variabelkategorien «Valutausikkerhet» formulert i likning 29.

$$(29) \quad tp_{t+h} = \beta_1 f_{t+h-1}^1 + \beta_2 f_{t+h-1}^2 + \beta_3 f_{t+h-2}^2 + \beta_4 f_{t+h-1}^3 + n_{t+h}$$

der

$$(30) \quad n_t = \varphi_1 n_{t+h-1} + \varphi_2 n_{t+h-2} + \theta_1 \varepsilon_{t+h-1} + \theta_2 \varepsilon_{t+h-2} + \varepsilon_{t+h}$$

Her tilsvarer f -variablene de ulike faktorene i modellen. Som det fremgår av likning 29 inkluderes én tidsforskyvning for faktor en og tre, mens det for faktor to er inkludert to tidsforskyvninger. I Figur 13 har vi illustrert prediksjoner for terminpremien når en faktormodell for valutausikkerhet benyttes ved prediksjonshorisont på to måneder.



Figur 13: Prediksjon av terminpremien ved bruk av faktormodell med valutausikkerhet og prediksjonshorisont på to måneder. Terminpremien er predikert fra februar til desember 2019.

6.3 Potensielle problemer i modellspesifikasjonen

6.3.1 Multikollinearitet

Multikollinearitet er en betegnelse på at to eller flere av forklaringsvariablene i en modell er korrelerte. Dersom dette er tilfellet vil modellene fremdeles egne seg godt til prediksjon, men det vil være vanskeligere å skille mellom effektene fra hver av variablene. Derfor vil ikke multikollinearitet bli et nevneverdig problem for oss av to årsaker. For det første er det en

egenskap ved prinsipalkomponentanalysen at de ulike komponentene er ukorrelerte (Jolliffe, 2002). Multikollinearitet mellom de ulike faktorene vil derfor kun være et mulig problem for faktormodellen som inkluderer rentekurvefaktorer ettersom disse er konstruert uten prinsipalkomponentanalyse. For det andre har vi ikke fokus på å tolke koeffisientene i modellene, ettersom vi kun vil sammenligne prediksjonene ved RMSE. Modellene våre vil derfor fremdeles være godt egnet til vårt formål, nemlig å predikere terminpremien.

Benchmarkmodeller		AR (p)	I(d)	MA(q)			
ARIMA		2	1	2			
Random Walk		0	1	0			
#	Faktormodeller	f₁(Z₁)	f₂(Z₂)	f₃(Z₃)	f₄(Z₄)	f₅(Z₅)	f₆(Z₆)
<i>Alle variabler</i>							
1	Alle variabler	1	1	1			
<i>Finansmarkeder</i>							
2	Finansmarkeder	1	1	1			
<i>Usikkerhet</i>							
3	Makrovariabler Norge	1	2	3			
4	Makrovariabler globalt	1	3	1	1	1	3
5	Usikkerhet finansmarkeder	1	1	1			
6	Økonomisk usikkerhet Norge	1	1	1	1	1	1
7	Økonomisk usikkerhet globalt	1	1	1	1		
8	Valutausikkerhet	1	2	1			
9	Inflasjonsusikkerhet	1	2	1	1	2	1
<i>Kvantitative lettelser</i>							
10	Kvantitative lettelser	1	1	3			
11	Kvantitative lettelser, inkl. annonsering	1	1	3			
		f₁(Nivå)	f₂(Helning)	f₃(Krumning)			
<i>Rentekurven</i>							
12	Rentekurvefaktorer	2	2	2			

Tabell 5: Oversikt over antallet faktorer i hver modell. Tallene under de ulike faktorene viser hvor mange tidsforskjøvede observasjoner av hver faktor som er inkludert i de respektive modellene.

7. Resultater

Resultatene fra analysen er oppsummert i Tabell 6. Tabellen viser RMSE-verdier for de ulike benchmark- og faktormodellene, relativt til random walk. En verdi under 1 indikerer at modellen presterer bedre enn random walk og vise versa.

Vi har videre valgt å aggregere resultatene i tidsperiodene 2009-2011, 2012-2015 og 2016-2019. Årsaken til at vi ønsker å se på nettopp disse tre tidsperiodene er de store forskjellene som var i internasjonal pengepolitikk i de ulike periodene, noe som kan ha hatt stor innvirkning på hvilke variabler som best predikerer terminpremien. Den første perioden ble i stor grad preget av etterdønningene fra finanskrisen. Dette innebar blant annet gjeldskrise i eurosonen og historisk lave rentenivåer i USA og Europa. Samtidig gjennomførte både den amerikanske og europeiske sentralbanken betydelige verdipapirkjøp. Mellom 2012 og 2015 fortsatte verdipapirkjøpene både i USA og Europa, samtidig som den europeiske sentralbanken for første gang innførte negative styringsrenter. I den siste perioden tok derimot rentenivået i USA seg opp igjen, samtidig som sentralbanken sluttet med verdipapirkjøpene.

For hver periode har vi inkludert RMSE-verdier både fra modellene spesifisert med rullende treningssett og modellene spesifisert med ekspanderende treningssett. I utgangspunktet skal modellene prestere bedre med bruk av ekspanderende treningssett ettersom dette gir flere observasjoner i treningssettet. Dersom sammenhengen mellom de ulike variablene og terminpremien har endret seg over hele prediksjonsperioden kan derimot et rullende treningssett prestere best. Ved å inkludere modellene spesifisert med rullende treningssett kan vi derfor i større grad drøfte hvorvidt sammenhengen mellom forklaringsvariablene og terminpremien har endret seg de siste 17 årene.

Av tabellen fremkommer det at random walk, «Rentekurvefaktorer» og «Makroøkonomiske variabler Norge» sammen presterer best av alle modellene i 14 av 18 mulige tilfeller. Samtidig varierer det stort hvor godt de ulike modellene presterer i de ulike tidsperiodene. I det følgende kapittelet vil vi først presentere forskjellene mellom bruk av rullende og ekspanderende treningssett, før vi vil redegjøre for hvordan de ulike modellene presterer ved ulike prediksjonshorisonter.

Periode	Treningssett:	h = 2		h = 6		h = 12		
		Rullende	Ekspanderende	Rullende	Ekspanderende	Rullende	Ekspanderende	
2009-2011	Benchmark-modeller							
	Random Walk	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	
	ARIMA(2,1,2)	1,018	1,044	1,051	1,058	1,012	0,964	
	Faktormodeller							
	Rentekurvefaktorer	1,114	1,093	0,976	0,977	1,012	1,021	
	Finansmarkeder	1,090	1,080	1,093	1,073	1,178	1,160	
	Makroøkonomiske variabler Norge	0,955	0,970	0,957	0,956	0,963	0,964	
	Makroøkonomiske variabler globalt	1,176	1,162	1,051	1,059	0,991	0,999	
	Kvantitative lettelser	1,095	1,064	1,004	0,996	1,004	1,002	
	Kvantitative lettelser med dummy	1,240	1,225	1,111	1,103	1,072	1,064	
	Usikkerhet finansmarkeder	1,092	1,084	1,013	1,014	0,990	0,991	
	Økonomisk usikkerhet Norge	1,111	1,069	1,044	1,027	1,031	1,009	
	Økonomisk usikkerhet globalt	1,069	1,065	1,039	1,043	1,013	1,014	
	Valutausikkerhet	1,034	1,029	0,983	0,980	0,977	0,974	
	Inflasjonsusikkerhet	1,137	1,068	1,046	0,988	0,967	0,938	
	Alle variabler	1,052	1,055	1,021	1,014	1,016	1,010	
	Gjennomsnitt kolonne	1,101	1,080	1,031	1,023	1,018	1,008	
	2012-2015	Benchmark-modeller						
		Random Walk	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
		ARIMA(2,1,2)	1,121	1,002	1,108	0,993	1,088	1,001
Faktormodeller								
Rentekurvefaktorer		1,009	0,957	0,956	0,974	0,976	0,989	
Finansmarkeder		1,033	1,016	1,017	1,008	0,988	1,006	
Makroøkonomiske variabler Norge		1,121	1,024	1,056	1,013	1,034	1,016	
Makroøkonomiske variabler globalt		1,047	1,019	1,010	1,027	1,000	1,025	
Kvantitative lettelser		1,077	1,022	1,054	1,015	1,040	1,013	
Kvantitative lettelser med dummy		1,080	1,022	1,055	1,017	1,043	1,014	
Usikkerhet finansmarkeder		1,038	1,018	1,028	1,006	1,023	1,009	
Økonomisk usikkerhet Norge		1,105	1,036	1,046	1,023	1,007	1,016	
Økonomisk usikkerhet globalt		1,072	1,019	1,037	1,025	1,032	1,033	
Valutausikkerhet		1,049	1,019	1,010	0,995	1,003	1,000	
Inflasjonsusikkerhet		1,063	1,010	0,982	0,974	0,978	0,960	
Alle variabler		1,036	0,997	1,045	0,996	1,049	1,000	
Gjennomsnitt kolonne		1,068	1,014	1,030	1,006	1,018	1,007	
2016-2019		Benchmark-modeller						
		Random Walk	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
		ARIMA(2,1,2)	1,158	1,090	1,163	0,987	1,081	0,941
	Faktormodeller							
	Rentekurvefaktorer	1,146	1,007	1,040	0,965	1,008	0,984	
	Finansmarkeder	1,108	1,022	1,038	1,000	1,021	1,003	
	Makroøkonomiske variabler Norge	1,182	1,080	1,102	1,032	1,056	1,007	
	Makroøkonomiske variabler globalt	1,272	1,073	1,169	1,066	1,186	1,079	
	Kvantitative lettelser	1,108	1,010	1,080	1,010	1,092	1,019	
	Kvantitative lettelser med dummy	1,078	1,000	1,098	1,009	1,157	1,029	
	Usikkerhet finansmarkeder	1,068	1,016	1,036	1,009	1,005	1,006	
	Økonomisk usikkerhet Norge	1,125	1,008	1,053	0,978	1,032	1,010	
	Økonomisk usikkerhet globalt	1,067	0,978	1,051	0,991	1,018	1,034	
	Valutausikkerhet	1,006	1,001	1,045	1,011	1,009	1,009	
	Inflasjonsusikkerhet	1,170	1,051	1,131	1,042	1,079	1,055	
	Alle variabler	1,070	0,984	1,051	0,997	1,073	1,021	
	Gjennomsnitt kolonne	1,124	1,028	1,084	1,008	1,062	1,015	

Tabell 6: Tabellen viser RMSE-verdier for de ulike faktor- og benchmarkmodellene i periodene 2009-2011, 2012-2015 og 2016-2019, relativt til random walk. En verdi under 1 indikerer at kategorien presterer bedre enn random walk og vise versa. Feltene markert i grått viser den beste modellen ved bruk av ekspanderende og rullende treningssett i hver periode ved hver prediksjonshorisont. Tallene i fet skrift markerer det beste valget av treningssett.

7.1 Rullende og ekspanderende treningssett

Det fremkommer tydelig av Tabell 6 at bruk av ekspanderende treningssett gir bedre prediksjoner enn bruk av rullende treningssett ved alle horisonter i alle tidsperioder. Samtidig ser vi at bruk av ekspanderende treningssett i gjennomsnitt blir bedre relativt til bruk av rullende treningssett jo lenger ut i prediksjonsperioden vi kommer. Dette viser at jo flere observasjoner som inngår i det ekspanderende treningssettet, desto større vil forskjellen mellom bruk av ekspanderende og rullende treningssett bli. I det rullende treningssettet har vi inkludert 52 observasjoner. Dette kan også være en årsak til at modellene med rullende treningssett presterer såpass dårlig, ettersom dette er i det nedre sjiktet av antallet nødvendige observasjoner for nøyaktige tidsserieprediksjoner (Box, Jenkins, & Reinsel, 1994).

Samtidig er det enkelte av modellene som i noen av periodene får en lavere RMSE-verdi ved bruk av et rullende treningssett. Eksempler på dette er «Rentekurvefaktorer» som i perioden 2012-2015 presterer bedre ved bruk av rullende treningssett enn ved bruk av ekspanderende treningssett. Dette gjelder både ved $h = 6$ og $h = 12$. Dette kan indikere at det i denne perioden har skjedd en endring i sammenhengen mellom de tre rentekurvefaktorene og terminpremien.

Generelt presterer modellene våre bedre ved bruk av ekspanderende treningssett enn ved bruk av rullende treningssett. Dette gjør at vi ikke har noe grunnlag for å si noe om hvorvidt sammenhengen mellom de ulike faktorene og terminpremien har endret seg nevneverdig over tid.

7.2 Prediksjonshorisont 2 måneder

Tabell 7 viser faktormodellenes gjennomsnittlige RMSE-verdier per periode ved prediksjonshorisont på to måneder. Faktormodellen «Makroøkonomiske variabler Norge» presterer best av alle faktormodellene i perioden 2009-2011, hvorimot random walk og «Rentekurvefaktorer» presterer best i perioden 2012-2015 når man benytter henholdsvis rullende og ekspanderende treningssett. I perioden 2016-2019 presterer random walk best når man benytter et rullende treningssett til modellspesifisering, mens «Økonomisk usikkerhet globalt» presterer best ved bruk av et ekspanderende treningssett. Av tabellen fremkommer

det også at modellene spesifisert med ekspanderende treningssett i gjennomsnitt er bedre enn modellene spesifisert med rullende treningssett i hver tidsperiode.

h=2		2009-2011		2012-2015		2016-2019	
#	Benchmarkmodeller	R	E	R	E	R	E
1	Random walk	0,00197	0,00197	0,00186	0,00186	0,00139	0,00139
2	ARIMA	0,00200	0,00205	0,00209	0,00187	0,00161	0,00152
Faktormodeller							
<i>Alle variabler</i>							
1	Alle variabler	0,00207	0,00207	0,00193	0,00185	0,00149	0,00137
<i>Finansmarkeder</i>							
2	Finansmarkeder	0,00214	0,00212	0,00192	0,00189	0,00154	0,00142
<i>Usikkerhet</i>							
3	Makroøkonomiske variabler Norge	0,00188	0,00191	0,00209	0,00191	0,00164	0,00150
4	Makroøkonomiske variabler globalt	0,00231	0,00228	0,00195	0,00190	0,00177	0,00149
5	Usikkerhet finansmarkeder	0,00215	0,00213	0,00193	0,00189	0,00149	0,00141
6	Økonomisk usikkerhet Norge	0,00218	0,00210	0,00206	0,00193	0,00156	0,00140
7	Økonomisk usikkerhet globalt	0,00210	0,00209	0,00200	0,00190	0,00148	0,00136
8	Valutausikkerhet	0,00203	0,00202	0,00195	0,00190	0,00140	0,00139
9	Inflasjonsusikkerhet	0,00223	0,00210	0,00198	0,00188	0,00163	0,00146
<i>Kvantitative lettelser</i>							
10	Kvantitative lettelser	0,00215	0,00209	0,00200	0,00190	0,00154	0,00140
11	Kvantitative lettelser, inkl. annonsering	0,00244	0,00241	0,00201	0,00190	0,00150	0,00139
<i>Rentekurven</i>							
12	Rentekurvefaktorer	0,00219	0,00215	0,00188	0,00178	0,00159	0,00140
Gjennomsnitt kolonne		0,00214	0,00211	0,00198	0,00188	0,00155	0,00143

Tabell 7: Tabellen viser faktiske RMSE-verdier for de ulike faktormodellene. RMSE-verdiene er gjennomsnittlige verdier i de ulike tidsperiodene for prediksjonshorisont $h = 2$. De grå feltene viser modellene som oppnår lavest RMSE-verdi ved bruk av henholdsvis rullende og ekspanderende treningssett i hver periode. Tallene i fet skrift markerer det beste valget av treningssett.

Tabell 8 viser rangeringen av hvor godt de ulike faktormodellene presterer ved ulike perioder ved bruk av ekspanderende treningssett. Over alle tre periodene ser vi at random walk er rangert som den beste modellen, mens faktormodellen «Alle variabler» er rangert som nummer to. Den andre benchmarkmodellen, ARIMA, presterer godt relativt til de andre modellene i første og andre periode, men dårligst av alle i den siste.

Samtidig er det flere av faktormodellene som varierer stort i hvor godt de predikerer på tvers av tidsperioder. For eksempel er «Rentekurvefaktorer» tredje dårligst mellom 2009 og 2011, men best i perioden 2012-2015. «Kvantitative lettelser» gjør det oppsiktsvekkende dårlig både

med og uten dummyvariabel for annonsering. Unntaket er siste perioden der modellen som inkluderer annonsering er fjerde best av alle modellene. Over hele prediksjonsperioden er det «Makroøkonomiske variabler globalt» som rangeres som den dårligste modellen.

<i>h=2</i>	<i>Treningssett: ekspanderende</i>	2009-2011	2012-2015	2016-2019	2009-2019
#	Benchmarkmodeller				
1	Random walk	2	3	3	1
2	ARIMA	4	4	14	6
	Faktormodeller				
	<i>Alle variabler</i>				
1	Alle variabler	5	2	2	2
	<i>Finansmarkeder</i>				
2	Finansmarkeder	10	6	10	9
	<i>Usikkerhet</i>				
3	Makroøkonomiske variabler Norge	1	13	13	10
4	Makroøkonomiske variabler globalt	13	10	12	14
5	Usikkerhet finansmarkeder	11	7	9	10
6	Økonomisk usikkerhet Norge	9	14	7	12
7	Økonomisk usikkerhet globalt	7	8	1	3
8	Valutausikkerhet	3	9	5	4
9	Inflasjonsusikkerhet	8	5	11	7
	<i>Kvantitative lettelser</i>				
10	Kvantitative lettelser	6	11	8	8
11	Kvantitative lettelser, inkludert annonsering	14	12	4	12
	<i>Rentekurven</i>				
12	Rentekurvefaktorer	12	1	5	5

Tabell 8: Tabellen viser rangeringen av de ulike faktormodellene i hver periode ved bruk av ekspanderende treningssett og $h = 2$.

7.3 Prediksjonshorisont 6 måneder

Faktormodellenes gjennomsnittlige RMSE-verdier per periode ved prediksjonshorisont på seks måneder er presentert i Tabell 9. I perioden 2009-2011 ser vi at «Makroøkonomiske variabler Norge» gir de beste prediksjonene, mens «Rentekurvefaktorer» presterer best i perioden 2012-2015. I siste periode er random walk best ved bruk av rullende treningssett, hvorimot «Rentekurvefaktorer» er best ved bruk av ekspanderende treningssett.

h=6		2009-2011		2012-2015		2016-2019	
#	Benchmarkmodeller	R	E	R	E	R	E
1	Random walk	0,00330	0,00330	0,00305	0,00305	0,00215	0,00215
2	ARIMA	0,00347	0,00350	0,00338	0,00303	0,00250	0,00212
Faktormodeller							
<i>Alle variabler</i>							
1	Alle variabler	0,00337	0,00335	0,00319	0,00304	0,00226	0,00214
<i>Finansmarkeder</i>							
2	Finansmarkeder	0,00361	0,00354	0,00310	0,00308	0,00223	0,00215
<i>Usikkerhet</i>							
3	Makroøkonomiske variabler Norge	0,00316	0,00316	0,00322	0,00309	0,00237	0,00222
4	Makroøkonomiske variabler globalt	0,00347	0,00350	0,00308	0,00313	0,00251	0,00229
5	Usikkerhet finansmarkeder	0,00335	0,00335	0,00313	0,00307	0,00223	0,00217
6	Økonomisk usikkerhet Norge	0,00345	0,00339	0,00319	0,00312	0,00226	0,00210
7	Økonomisk usikkerhet globalt	0,00343	0,00345	0,00316	0,00313	0,00226	0,00213
8	Valutasikkerhet	0,00325	0,00324	0,00308	0,00303	0,00224	0,00217
9	Inflasjonsusikkerhet	0,00346	0,00326	0,00300	0,00297	0,00243	0,00224
<i>Kvantitative lettelser</i>							
10	Kvantitative lettelser	0,00332	0,00329	0,00321	0,00310	0,00232	0,00217
11	Kvantitative lettelser, inkl. annonsering	0,00367	0,00364	0,00322	0,00310	0,00236	0,00217
<i>Rentekurven</i>							
12	Rentekurvefaktorer	0,00323	0,00323	0,00292	0,00297	0,00223	0,00207
Gjennomsnitt kolonne		0,00340	0,00337	0,00313	0,00307	0,00231	0,00216

Tabell 9: Tabellen viser faktiske RMSE-verdier for de ulike faktormodellene. RMSE-verdiene er gjennomsnittlige verdier i de ulike tidsperiodene for prediksjonshorizont $h = 6$. De grå feltene viser modellene som oppnår lavest RMSE-verdi ved bruk av henholdsvis rullende og ekspanderende treningssett i hver periode. Tallene i fet skrift markerer det beste valget av treningssett.

Tabell 10 viser rangeringen av de ulike modellene ved $h = 6$ og ved bruk av et ekspanderende treningssett. Over hele tidsperioden ser vi at modellen med rentekurvefaktorer presterer best i alle tidsperiodene utenom i perioden 2009-2011. Den er også rangert som den beste modellen over hele prediksjonsperioden.

Videre er det tydelig at random walk presterer vesentlig dårligere relativt til de andre faktormodellene sammenlignet med hva den presterte ved $h = 2$. Likevel er den rangert som den tredje beste modellen når man legger hele prediksjonsperioden til grunn. ARIMA-modellene presterer også vesentlig bedre relativt til de andre faktormodellene sammenlignet med hva den gjorde ved $h = 2$, og er her tredje best i både nest siste og siste periode. Totalt over hele prediksjonsperioden er den rangert som nummer to.

Som ved $h = 2$ ser vi at «Kvantitative lettelsler, inkludert annonsering» er blant de dårligste modellene over hele prediksjonsperioden. «Makroøkonomiske variabler globalt» er også ved $h = 6$ rangert som den aller dårligste modellen når man ser på hele prediksjonsperioden.

$h=6$	Treningssett: ekspanderende	2009-2011	2012-2015	2016-2019	2009-2019
#	Benchmarkmodeller				
1	Random walk	6	6	6	3
2	ARIMA	11	3	3	2
	Faktormodeller				
	<i>Alle variabler</i>				
1	Alle variabler	8	5	5	3
	<i>Finansmarkeder</i>				
2	Finansmarkeder	13	8	7	12
	<i>Usikkerhet</i>				
3	Makroøkonomiske variabler Norge	1	9	12	7
4	Makroøkonomiske variabler globalt	12	14	14	14
5	Usikkerhet finansmarkeder	7	7	9	8
6	Økonomisk usikkerhet Norge	9	12	2	8
7	Økonomisk usikkerhet globalt	10	13	4	11
8	Valutausikkerhet	3	4	11	3
9	Inflasjonsusikkerhet	4	2	13	6
	<i>Kvantitative lettelsler</i>				
10	Kvantitative lettelsler	5	10	10	10
11	Kvantitative lettelsler, inkludert annonsering	14	11	8	13
	<i>Rentekurven</i>				
12	Rentekurvefaktorer	2	1	1	1

Tabell 10: Tabellen viser rangeringen av de ulike faktormodellene i hver periode ved bruk av ekspanderende treningssett og $h = 6$.

7.4 Prediksjonshorisont 12 måneder

Sammenlignet med ved $h = 6$ er det ved $h = 12$ større variasjon i hvilke modeller som predikerer best ved de ulike periodene. «Inflasjonsusikkerhet» predikerer for første gang best både i perioden 2009-2011 og 2012-2015. Det er også bemerkelsesverdig at ARIMA slår alle de andre modellene i perioden 2016-2019 ved bruk av ekspanderende treningssett. Også ved prediksjonshorisont på 12 måneder er det tydelig at modellene med ekspanderende treningssett i gjennomsnitt presterer bedre enn modellene med rullende treningssett i alle tidsperioder.

h=12		2009-2011		2012-2015		2016-2019	
#	Benchmarkmodeller	R	E	R	E	R	E
1	Random walk	0,00456	0,00456	0,00435	0,00435	0,00281	0,00281
2	ARIMA	0,00461	0,00473	0,00473	0,00435	0,00304	0,00265
Faktormodeller							
<i>Alle variabler</i>							
1	Alle variabler	0,00463	0,00460	0,00456	0,00434	0,00302	0,00287
<i>Finansmarkeder</i>							
2	Finansmarkeder	0,00537	0,00529	0,00429	0,00437	0,00287	0,00282
<i>Usikkerhet</i>							
3	Makroøkonomiske variabler Norge	0,00439	0,00439	0,00449	0,00441	0,00297	0,00283
4	Makroøkonomiske variabler globalt	0,00452	0,00455	0,00435	0,00445	0,00333	0,00303
5	Usikkerhet finansmarkeder	0,00451	0,00452	0,00445	0,00439	0,00282	0,00283
6	Økonomisk usikkerhet Norge	0,00470	0,00460	0,00437	0,00441	0,00290	0,00284
7	Økonomisk usikkerhet globalt	0,00461	0,00462	0,00448	0,00449	0,00286	0,00291
8	Valutausikkerhet	0,00445	0,00444	0,00436	0,00435	0,00283	0,00283
9	Inflasjonsusikkerhet	0,00441	0,00427	0,00425	0,00417	0,00303	0,00296
<i>Kvantitative lettelser</i>							
10	Kvantitative lettelser	0,00458	0,00457	0,00452	0,00440	0,00307	0,00286
11	Kvantitative lettelser, inkl. annonsering	0,00489	0,00485	0,00453	0,00441	0,00325	0,00289
<i>Rentekurven</i>							
12	Rentekurvefaktorer	0,00461	0,00465	0,00424	0,00430	0,00283	0,00276
Gjennomsnitt kolonne		0,00463	0,00462	0,00442	0,00437	0,00297	0,00285

Tabell 11: Tabellen viser faktiske RMSE-verdier for de ulike faktormodellene. RMSE-verdiene er gjennomsnittlige verdier i de ulike tidsperiodene for prediksjonshorisont $h = 12$. De grå feltene viser modellene som oppnår lavest RMSE-verdi ved bruk av henholdsvis rullende og ekspanderende treningssett i hver periode. Tallene i fet skrift markerer det beste valget av treningssett.

For modellene med ekspanderende treningssett rangeres random walk som den beste modellen når man legger hele prediksjonsperioden til grunn. «Rentekurvefaktorer» gjør det også bra totalt sett, og rangeres som nummer to. ARIMA gjør det relativt sett dårlig i den første perioden, men klatrer på rangeringen gjennom de to siste periodene.

«Inflasjonsusikkerhet» gir som nevnt de beste prediksjonene i de to første tidsperiodene ved bruk av ekspanderende treningssett. Modellen kommer derimot dårligere ut i siste periode sammenlignet med de andre faktormodellene. Også «Valutausikkerhet» presterer jevnt over godt, og rangeres som den nest beste modellen når hele prediksjonsperioden legges til grunn.

Blant de dårligste modellene skiller «Økonomisk usikkerhet globalt» seg igjen ut som den aller dårligste modellen. «Kvantitative lettelser, inkludert annonsering» presterer også dårlig, og er rangert som den nest dårligste modellen totalt sett.

<i>h=12 Treningssett: ekspanderende</i>		2009-2011	2012-2015	2016-2019	2009-2019
#	Benchmarkmodeller				
1	Random walk	6	4	3	1
2	ARIMA	12	6	1	6
	Faktormodeller				
	<i>Alle variabler</i>				
1	Alle variabler	9	3	10	8
	<i>Finansmarkeder</i>				
2	Finansmarkeder	14	7	4	9
	<i>Usikkerhet</i>				
3	Makroøkonomiske variabler Norge	2	11	6	6
4	Makroøkonomiske variabler globalt	5	13	14	12
5	Usikkerhet finansmarkeder	4	8	5	5
6	Økonomisk usikkerhet Norge	8	12	8	11
7	Økonomisk usikkerhet globalt	10	14	12	14
8	Valutausikkerhet	3	5	7	2
9	Inflasjonsusikkerhet	1	1	13	2
	<i>Kvantitative lettelser</i>				
10	Kvantitative lettelser	7	9	9	9
11	Kvantitative lettelser, inkludert annonsering	13	10	11	13
	<i>Rentekurven</i>				
12	Rentekurvefaktorer	11	2	2	2

Tabell 12: Tabellen viser rangeringen av de ulike faktormodellene i hver periode ved bruk av ekspanderende treningssett og $h = 12$.

8. Analyse

I det følgende kapittelet vil oppgaven besvare forskningsspørsmålene slik de er formulert i innledningen. Dette innebærer å gjøre rede for om det er mulig å predikere terminpremien bedre enn standard tidsseriemodeller, hvilke modeller som eventuelt gjør dette, samt å drøfte karakteristika ved disse modellene. Analysen vil i første omgang besvare de to forskningsspørsmålene, før den går over i en nærmere drøftelse av den beste faktormodellen.

8.1 Forskningsspørsmål 1

«Kan et utvalg faktormodeller basert på økonomiske variabler predikere terminpremien på norske 10-årige statsobligasjoner i perioden 2009-2019 bedre enn standard tidsseriemodeller?»

Et tydelig resultat i kapittel 7 er at det er random walk som presterer best når en ser på gjennomsnittet for alle horisonter og tidsperioder. Random walk presterer tilsynelatende best relativt til øvrige faktormodeller ved $h = 2$, mens den relative prediksjonskraften avtar ved lengre prediksjonshorisonter. At random walk presterer såpass godt er velkjent i tidligere litteratur, der blant annet Duffee (2002) argumenterer for at random walk predikerer bedre enn andre modeller som inkluderer økonomiske variabler. Meese og Rogoff (1983) har tidligere gjort liknende funn for valutakurser. De argumenterer for flere mulige årsaker til dette, som for eksempel misspesifikasjon av modellene. Dette er også en mulig årsak til at ARIMA(2,1,2)-modellen predikerer såpass dårlig som den gjør. I gjennomsnitt over hele perioden er denne rangert som modell nummer ti, og det er dermed åtte av faktormodellene som predikerer bedre.

Videre er et interessant resultat den store forskjellen i prediksjonsstyrke mellom bruk av rullende og ekspanderende treningssett. Motivasjonen for å velge et rullende treningssett var å ta høyde for endringer i sammenhengen mellom terminpremien og forklaringsvariablene. Basert på våre resultater er derimot modellene med ekspanderende treningssett gjennomgående best. Det er dermed mulig at sammenhengen mellom terminpremien og de ulike faktorene i liten grad har endret seg over perioden, og at antall observasjoner i datasettet derfor er av større betydning for å produsere gode prediksjoner av terminpremien.

8.1.1 Oppsummering forskningsspørsmål 1

Oppsummert er det dermed et todelt svar på hvorvidt faktormodeller basert på ulike økonomiske variabler kan predikere terminpremien bedre enn standard tidsseriemodeller. På den ene siden er det ingen av faktormodellene som predikerer bedre enn random walk i gjennomsnitt over alle periodene og alle horisontene. Det er derimot flere av modellene som slår random walk i enkelte av tidsperiodene. I tillegg presterer random walk relativt dårligere i forhold til de andre modellene over lengre prediksjonshorisonter. Samtidig er det åtte av faktormodellene som predikerer bedre enn ARIMA-modellen.

8.2 Forskningsspørsmål 2

«Hvilke av faktormodellene predikerer terminpremien på norske 10-årige statsobligasjoner best og dårligst i perioden 2009-2019, og hvorfor?»

8.2.1 De beste faktormodellene

Rentekurvefaktorer

Den første modellen som klart skiller seg ut som den relativt beste modellen etter random walk er «Rentekurvefaktorer». Dette funnet er i tråd med tidligere litteratur, jamfør drøftelsen i kapittel 3.3. Ettersom dette er modellen som predikerer best, og er den eneste av faktormodellene som ikke er konstruert ved hjelp av prinsipalkomponentanalyse, vil det følge en utfyllende analyse av modellen i delkapittel 8.3.

Alle variabler

Modellen som rangeres nest best etter «Rentekurvefaktorer» er faktormodellen som inkluderer alle variablene i datasettet. Modellen predikerer gjennomgående godt, før den presterer dårligere relativt til de andre modellene ved $h = 12$. Dette kan implisere at modellen ikke er like robust som de andre når usikkerheten i modellspesifikasjonen øker.

En av årsakene til at denne modellen predikerer så godt som den gjør kan være at modellen fanger opp langt mer informasjon enn de andre faktormodellene. «Alle variabler» fanger opp informasjon fra både usikkerhet, kvantitative lettelser, rentekurven og finansmarkedene samtidig. At modellen presterer såpass godt relativt til de andre modellene, kan tyde på at det

trengs et mer komplekst sett av forklaringsvariabler for å predikere terminpremien på en god måte.

En klar ulempe ved denne faktormodellen er derimot at det blir utfordrende å benytte den til å analysere den økonomiske sammenhengen mellom ulike kategorier av variabler og terminpremien. Likevel er det ved å se på faktorladningene for komponentene mulig å identifisere de variablene som forklarer mest av variasjonen i datasettet. I Tabell 4 ser en at det er variabler fra aksjemarkedet som får høyest faktorladninger. Dette er intuitivt da aksjemarkedet kan tenkes å fange opp informasjon fra alle de øvrige variablene.

Oppsummert predikerer modellen som inkluderer alle variablene i datasettet godt. Dette er også en vesentlig simplere modell å konstruere, ettersom vi for denne modellen ikke har kategorisert forklaringsvariablene før vi benyttet prinsipalkomponentanalysen. Samtidig er det vanskelig å si noe om hvilke kategorier av økonomiske variabler som kan påvirke terminpremien i forhold til de øvrige faktormodellene.

Valutausikkerhet

Modellen som rangeres best etter «Alle variabler» er «Valutausikkerhet». Denne modellen presterer relativt best ved prediksjonshorizont lik 6 og 12 måneder, noe som tyder på at prediksjonsstyrken faller mindre relativt til de andre faktormodellene når usikkerheten i modellspesifikasjonen øker. En av årsakene til at denne modellen presterer relativt godt kan drøftes i lys av at Norge er en liten, åpen økonomi. Kronekursen er av stor betydning for verdien av norsk eksport og import og har derfor stor innvirkning på tilstanden i norsk økonomi. Øker usikkerheten i kronekursen, er det dermed naturlig å anta at også usikkerheten rundt den økonomiske situasjonen i Norge vil øke.

Usikkerheten rundt kronekursutviklingen vil videre kunne bli påvirket av usikkerheten i norsk økonomi. Økt økonomisk usikkerhet vil kunne føre til at færre utenlandske investorer ønsker å investere i norske kroner, noe som kan øke volatiliteten i kronekursen. Dette tilsier at endringer i kronekursen kan fungere godt som en indikator på endringer i usikkerhet i norsk økonomi.

Et videre faktum som taler for at usikkerheten i valutakursen kan ha stor innvirkning på terminpremien i Norge, er den store eierandelen utenlandske investorer har i norske statsrenter.

Internasjonale investorers avkastning regnet i deres hjemvaluta er direkte avhengig av valutakursen ved tidspunktet for kjøp og salg. Ved høy usikkerhet er det derfor nærliggende å tro at internasjonale investorer krever høyere avkastning for å binde opp kapital i norske kroner da risikoen for svak vekslingskurs ved salgstidspunkt er høyere ved høy usikkerhet. Om en forutsetter at forventningen rundt fremtidige kortrenter er uendret, må nødvendigvis denne meravkastningen oppstå som følge av høyere terminpremie.

8.2.2 De dårligste faktormodellene

Kvantitative lettelsler

Modellene med kvantitative lettelsler er to av de modellene som i gjennomsnitt predikerer dårligst. Dette kan det være flere årsaker til. I henhold til litteraturen vil investorer i land der det gjennomføres kvantitative lettelsler strømme til andre obligasjonsmarkeder når terminpremien i hjemlandet synker. Dette ser derimot ikke ut til å være tilfellet for norske statsobligasjoner, noe som kan skyldes at norske statsobligasjoner ikke anses som gode nok substitutter for utenlandske statsobligasjoner. Dette kan blant annet skyldes at det norske statsobligasjonsmarkedet er mindre likvid enn det amerikanske og europeiske markedet.

En annen årsak kan være at takten på verdipapirkjøpene har vært relativt stabil over hele prediksjonsperioden. Dette gjør at det tidvis har vært lite variasjon i faktorene for kvantitative lettelsler, noe som gjør det vanskelig for modellen å fange opp eventuell samvariasjon mellom kvantitative lettelsler og terminpremien. Det kan også være at det i realiteten er sentralbankenes bruk av renterettledning som påvirker terminpremiene. Ved å inkludere en indikator for renterettledning kunne dermed modellen muligens predikert bedre.

I henhold til vår analyse tyder det også på at selve verdipapirkjøpene samvarierer mer med terminpremien enn tidspunktet kjøpene annonseres, da modellen uten dummyvariabel for annonsering presterer bedre enn den med. Dette strider mot finansteori om perfekte kapitalmarkeder som påstår at terminpremien reagerer på kvantitative lettelsler i det øyeblikket informasjonen om programmene annonseres av sentralbankene.

Makroøkonomiske variabler

At faktormodellen «Makroøkonomiske variabler global» presterer dårligst kan skyldes at økt usikkerhet i utlandet spiller en mindre rolle for utviklingen i terminpremien i Norge. Samtidig

kan det være at enkelte globale makroøkonomiske variabler likevel har en sterk påvirkning på den norske terminpremien, men at faktorene i modellen i tillegg inkluderer informasjon fra variabler som i mindre grad påvirker terminpremien.

En annen interessant observasjon er at faktormodellen «Makroøkonomiske variabler Norge» i gjennomsnitt presterer såpass dårlig som den gjør, samtidig som den predikerer godt i perioden 2009-2011. Strukturelle endringer som introduksjonen av kvantitative lettelser eller renter som nærmer seg null, kan ha resultert i at makroøkonomiske variabler har blitt relativt mindre viktige for å forklare terminpremien etter 2011 i forhold til andre økonomiske variabler.

8.2.3 Oppsummering forskningsspørsmål 2

For å oppsummere er det først og fremst tydelig at det er et stort spenn i prediksjonsevnen til de forskjellige faktormodellene. Det kommer frem at faktormodellene «Rentekurvefaktorer», «Alle variabler» og «Valutausikkerhet» predikerer godt relativt til de øvrige modellene. Samtidig gjør faktormodellene med kvantitative lettelser og makroøkonomiske variabler det relativt sett dårlig. Dette kan blant annet skyldes at norske statsobligasjoner i liten grad blir sett på som substitutter for utenlandske statsobligasjoner, og at makroøkonomiske variabler har blitt mindre viktige for utviklingen i terminpremien ettersom rentenivået har nærmet seg null.

8.3 Rentekurvefaktorer

I gjennomsnitt er det altså modellen med rentekurvefaktorer som er den beste faktormodellen. Også sammenlignet med random walk predikerer ofte rentekurvefaktorene terminpremien godt. Særlig ser vi at rentekurvefaktorene predikerer bedre enn random walk ved prediksjonshorisonter lenger enn to måneder.

Det kan være flere årsaker til at rentekurvefaktorene predikerer terminpremien bedre enn de øvrige kategoriene. Først og fremst vil man ved å inkludere tidsforskjøvede observasjoner av rentekurvefaktorene implisitt inkludere informasjon om tidligere verdier av terminpremien. Likevel ser vi at ARIMA-modellene presterer vesentlig dårligere enn modellene med

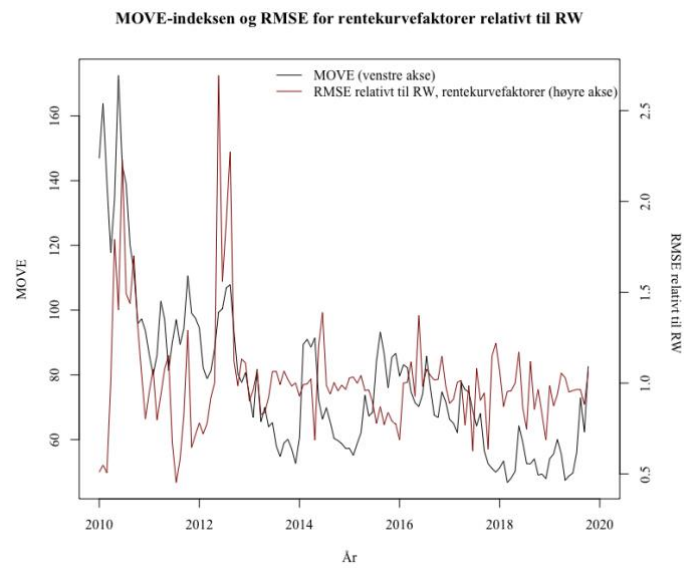
rentekurvefaktorer. Dette indikerer at det er mer verdifull informasjon i rentekurvefaktorene utover bare de tidsforskjøvede verdiene av terminpremien.

Rentekurvefaktorene vil være ledende for tilbudet og etterspørselen etter lange statsobligasjoner dersom investorer faktisk bruker faktorene som et verktøy for å balansere obligasjonsporteføljen. Om ikke ledende, vil rentekurvefaktorene i det minste være gode indikatorer på tilbudet og etterspørselen etter statsobligasjoner, ettersom rentekurven i seg selv er konstruert basert på prisen på statsobligasjoner.

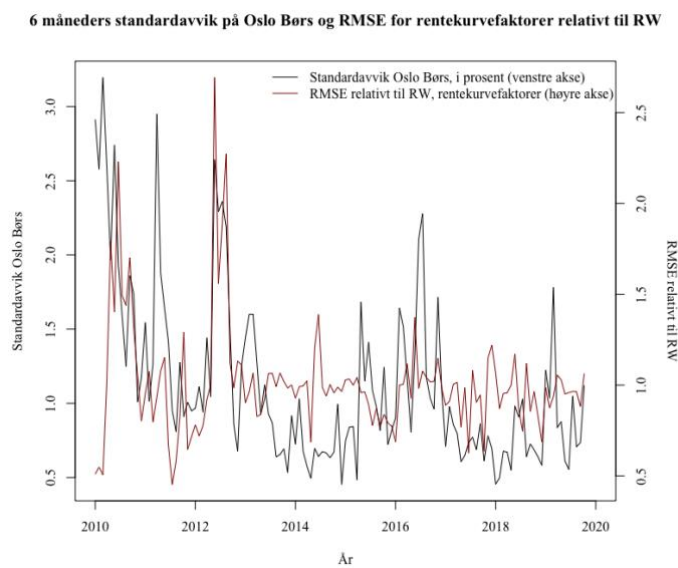
Det faktum at rentekurvefaktorene predikerer bedre enn alle de øvrige kategoriene, kan også tyde på at rentekurven inneholder mer relevant informasjon om de finansielle og makroøkonomiske variablene som påvirker terminpremien, enn de øvrige kategoriene. I henhold til drøftelsen i teoridelen er dette å forvente. Som beskrevet er nivået på kurven drevet av blant annet skift i langsiktige inflasjonsforventninger. Legger man til grunn funnene til Friedman (1977), Ball, Mankiw and Romer (1988) og Mankiw, Reis og Wolfers (2003) kan skift i inflasjonsforventninger også være en god indikator på skift i inflasjonsusikkerhet. Kurvens krumning er videre drevet av blant annet volatiliteten i finansmarkedene. Gitt at volatilitet kan tolkes som usikkerhet vil med andre ord faktoren krumning i stor grad fange opp usikkerheten i finansmarkedene. Modellene med rentekurvefaktorer skiller seg derfor fra de øvrige modellene ved at de indirekte inneholder informasjon om flere av kategoriene som kan tenkes å forklare terminpremien, ikke bare én av dem.

8.3.1 Rentekurvefaktorer og usikkerhet

For å øke forståelsen for når modellen med rentekurvefaktorer predikerer terminpremien bedre enn random walk har vi plottet relativ RMSE mellom rentekurvefaktorene og random walk mot henholdsvis MOVE-indeksen og månedlig standardavvik på Oslo Børs. Som det fremkommer av Figur 14 og Figur 15, ser det ut til å være en samvariasjon mellom de to indeksene og den relative RMSE-en.



Figur 14: RMSE for faktormodellen med rentekurvefaktorer relativt til random walk, og MOVE-indeksen.



Figur 15: RMSE for faktormodellen med rentekurvefaktorer relativt til random walk, og seks måneders standardavvik på Oslo Børs.

MOVE-indeksen er som kjent en mye brukt indikator på usikkerhet i obligasjonsmarkedet, og har også vist seg å være sterkt korrelert med terminpremien (Adrian, Crump, & Moench, 2013). På samme måte kan standardavviket på Oslo Børs gi en indikasjon på graden av usikkerhet i det norske aksjemarkedet. Grafene indikerer derfor at rentekurvefaktorene

predikerer terminpremien dårligere i perioder der det er stor grad av usikkerhet i obligasjons- og aksjemarkedet. Økt usikkerhet kan som kjent føre til at investorer søker til tryggere aktiva, slik som for eksempel lange statsobligasjoner. I slike perioder kan det tenkes at «flight to safety»-mekanismen vil være førende for prisutviklingen i lange obligasjoner og terminpremien. Med andre ord kan det være at de tre rentekurvefaktorene i mindre grad vil være egnet til å predikere utviklingen i terminpremien i disse periodene, ettersom investorene i mindre grad bruker faktorene til å foreta investeringsbeslutninger.

Dette argumentet understøttes spesielt av utviklingen i relativ RMSE i 2011. I denne perioden økte relativ RMSE kraftig i takt med standardavviket på Oslo Børs. Økningen i standardavviket skyldtes at indeksen i perioden juli til oktober 2011 falt nesten 25% som følge av stor makroøkonomisk usikkerhet (Eikrem, 2020). Samtidig falt renten på ti år lange norske statsobligasjoner med over ett prosentpoeng. Dette tyder på at investorer forlot aksjemarkedet til fordel for tryggere investeringer i statsobligasjoner. Av økningen i relativ RMSE kan det derimot se ut til at modellen med rentekurvefaktorer ikke klarte å fange opp denne mekanismen.

Samtidig er det viktig å understreke at det kan være andre, mer strukturelle forhold ved tidsseriemodellene som gjør at modellen i disse periodene predikerer dårligere. For det første var det store endringer i terminpremien i periodene der modellen predikerer relativt dårlig. Generelt er det vanskeligere å gi gode prediksjoner for en tidsserie i en periode der det er store endringer i tidsserien, noe som kan ha ført til at modellene våre predikerer dårligere i disse periodene. I følge Hyndman (2018) vil prediksjonene i tillegg kunne bli dårligere dersom testverdiene av forklaringsvariablene ligger utenfor deres historiske intervall. I periodene der modellen med rentekurvefaktorene predikerer dårlig var dette tilfellet særlig for nivåfaktoren. Nullrenter og økt bruk av kvantitative lettelsler førte til at nivået på rentekurven falt til de laveste nivåene i datasettet, og kan derfor være en medvirkende årsak til at modellen predikerte relativt dårligere i de periodene.

Oppsummert kan det se ut til at modellen med rentekurvefaktorer predikerer terminpremien relativt best i tider der usikkerheten er lav. Dette kan blant annet skyldes at modellen i liten grad klarer å ta hensyn til «flight-to-safety»-mekanismen som oppstår når usikkerheten i finansmarkedene stiger. Samtidig kan det være forhold med modellspesifikasjonen og

volatiliteten i terminpremien som gjør at modellen i mindre grad klarer å predikere terminpremien i disse periodene.

8.4 Svakheter ved analysen og videre arbeid

Avslutningsvis er det hensiktsmessig å diskutere potensielle svakheter ved analysen, samt aktuelle utvidelser. Først og fremst er det knyttet stor usikkerhet til estimeringen av selve terminpremien, og dermed den avhengige variabelen i analysen. Som illustrert i Figur 3 spiller hvilken metode som legges til grunn en stor rolle for estimatene av terminpremien. Dette gjør det naturligvis vanskelig å finne troverdige sammenhenger mellom den faktiske terminpremien og ulike økonomiske faktorer.

Videre er det ingen generell enighet i litteraturen om hva som påvirker terminpremien, og i hvilken grad terminpremien faktisk eksisterer. Dette betyr videre at det ikke er noen enighet om hvorvidt terminpremien kan ansees som en tilfeldig residual mellom estimerte fremtidige kortrenter og observerte renter, eller faktisk er en tidsvarierende komponent i renten.

I vår analyse er det videre benyttet prinsipalkomponentanalyse for å konstruere faktorer basert på ulike økonomiske variabler. Samtidig som dette har åpenbare fordeler, er det likevel ikke uproblematisk. En av utfordringene er at hvor mye de ulike variablene vektlegges i de ulike komponentene bestemmes av hvor godt de forklarer variasjonen innad i datasettet, heller enn hvor korrelert de er med terminpremien. Dette kan ekskludere informasjon fra variabler som har god prediktiv kraft på terminpremien. En forbedring av analysen kunne derfor vært å konstruere ytterligere kombinasjoner av variabler, som i større grad var satt sammen basert på hvor sterkt de var korrelert med terminpremien og hverandre. Dette kunne vært gjort gjennom korrelasjonsanalyser.

Avslutningsvis er det ikke utenkelig at det er ikke-lineære strukturelle sammenhenger mellom forklaringsvariablene og terminpremien. En naturlig utvidelse ville dermed vært å konstruere ikke-lineære modeller som kan ta høyde for slike sammenhenger.

9. Oppsummering og konklusjon

I denne oppgaven har vi prediket terminpremien på norske 10-årige statsobligasjoner i perioden 2009 til 2019. Konkret har vi besvart følgende forskningsspørsmål:

1. Kan et utvalg faktormodeller basert på økonomiske variabler predikere terminpremien på norske 10-årige statsobligasjoner i perioden 2009-2019 bedre enn standard tidsseriemodeller?
2. Hvilke av faktormodellene predikerer terminpremien på norske 10-årige statsobligasjoner best og dårligst i perioden 2009-2019, og hvorfor?

Med bakgrunn i økonomisk teori og litteratur konstruerte vi 12 faktormodeller som tok utgangspunkt i variabler som kan indikere enten økonomisk usikkerhet, kvantitative lettelser, forhold i finansmarkedene, eller rentekurvefaktorer. For de 11 første modellene benyttet vi oss av prinsipalkomponentanalyse for å konstruere faktorene. For den siste modellen benyttet vi tre proxyer for rentekurvens nivå, helning og krumning. Som benchmarkmodeller benyttet vi de standard tidsseriemodellene random walk og ARIMA.

Prediksjonsresultatene våre viser at ingen av faktormodellene predikerer terminpremien bedre enn random walk. Det er derimot flere av faktormodellene som predikerer bedre enn ARIMA. Samtidig er det perioder der enkelte av faktormodellene presterer bedre enn også random walk.

Av faktormodellene er det modellen med rentekurvefaktorer som i gjennomsnitt predikerer best. Modellen predikerer særlig godt relativt til random walk i perioder der usikkerheten i finansmarkedene er lav. Faktormodellen med valutausikkerhet predikerer også terminpremien godt relativt til random walk. En nærliggende forklaring på dette er at Norge er en liten, åpen økonomi, og at utenlandske investorer eier en betydelig andel av utestående norske statsobligasjoner. Faktormodellen som predikerer terminpremien aller dårligst er modellen med kvantitative lettelser. I tillegg predikerer også makroøkonomiske variabler terminpremien relativt dårlig.

Oppsummert er det tydelig at ingen av faktormodellene predikerer terminpremien bedre enn random walk. Med andre ord tilsier analysen vår at prognoseremakers beste estimer av fremtidig terminpremie vil være dagens terminpremie. Samtidig tyder resultatene våre på at man i perioder med lav usikkerhet i finansmarkedene kan predikere terminpremien bedre enn random walk ved å bruke modeller med faktorer for rentekurvens nivå, helning og krumning. I motsetning til de andre faktormodellene med variabler som blir publisert med etterslep, er informasjon om rentekurvens faktorer tilgjengelig til enhver tid. Dette gjør at prediksjon ved hjelp av rentekurvefaktorene slik som vi har gjort i denne oppgaven, vil være mulig å gjøre også for prognosemakere.

Litteraturliste

- Abbritti, M., Dell'Erba, S. M., & Sola, S. (2013). *Global Factors in the Term Structure of Interest Rates*. IMF Working Paper. Hentet 18/12, 2021, fra <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2013/wp13223.pdf>
- Adrian, T., Crump, K. R., & Moench, E. (2013). Pricing the Term Structure with Linear Regressions. *Journal of Financial Economics*, 110-138.
- Afonso, A., & Martins, M. M. (2012, Desember). Level, Slope, Curvature of the Sovereign Yield Curve, and Fiscal Behaviour. *Journal of Banking & Finance*, 1789-1807.
- Andersson, M., Krylova, E., & Vähämaa, S. (2011). Why does the correlation between stock and bond returns vary over time? *Applied Financial Economics*, 139-151.
- Backus, K. D., & Wright, H. J. (2007). *Cracking The Conundrum*. (NBER Working Paper No. 13419). Hentet fra <https://www.nber.org/papers/w13419>
- Baker, R. S., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 1593-1636.
- Ball, L. M. (1988). The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1-65.
- Bauer, D. M., Rudebusch, D. G., & Wu, C. J. (2014). Comment on "Term Premia and Inflation Uncertainty: Empirical Evidence from an International Panel Dataset". *American Economic Review*, 323-337.
- Bauer, M., Lakdawala, A., & Mueller, P. (2019). *Market-Based Monetary Policy Uncertainty*. (Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 2019-12). Hentet fra <https://www.frbsf.org/economic-research/publications/working-papers/2019/12/>
- Bekaert, G., Engstrom, E., & Ermolov, A. (2020). Macro risks and the term structure of interest rates. *Journal of Financial Economics*, 479-504.
- Bekaert, G., Engstrom, E., & Ermolov, A. (2021). Macro risks and the term structure of interest rates. *Journal of Financial Economics*, 479-504.
- Bernanke, S. B. (2013, November 19). *Communication and Monetary Policy*. Washington D.C.: Federal Reserve Bank . Hentet fra <https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20131119a.htm>
- Bjugn, T. S., & Wangen, M. (2015). *Macroeconomic Determinants of Long-Term Government Yields*. (Master Thesis) . Hentet fra <https://openaccess.nhh.no/nhh-xmlui/handle/11250/300953>

- Bjørnland, H., & Thorsrud, L. (2015). *Applied Time Series For Macroeconomics*. Gyldendal Norsk Forlag.
- Boucher, C., & Tokpavi, S. (2019). Stocks and bonds: Flight-to-Safety for ever? *Journal of International Money and Finance*, 27-43.
- Box, E. P., & Jenkins, M. G. (1976). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden-Day.
- Box, G., Jenkins, G., & Reinsel, G. (1994). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Wiley.
- Breach, T., D'Amico, S., & Orphanides, A. (2020). The term structure and inflation uncertainty. *Journal of Financial Economics*, 388-414.
- Bundick, B., Herriford, T., & Smith, L. A. (2021). *Forward Guidance, Monetary Policy Uncertainty, and the Term Premium*. Kansas City: Research Working Paper by the Federal Reserve Bank of Kansas City. Hentet fra <https://www.kansascityfed.org/research/research-working-papers/forward-guidance-monetary-policy-uncertainty-term-premium-2017/>
- Callaghan, M. (2018). *Is the market always right? Improving federal funds rate forecasts by adjusting for the term premium*. Reserve Bank of New Zealand Analytical Notes series AN2017/08.
- Campbell, J., & Shiller, R. (1991). Yield spreads and interest rate movements: A bird's eye view. *Review of Economic Studies*, 495-514.
- Cazzulani, L., & Maria Di Bella, F. (2019). *Estimating and discussing the term premium on German bonds*. (Rates perspective, No 74. UniCredit). Hentet fra https://www.research.unicredit.eu/DocsKey/xfifstrategy_docs_2019_175097.ashx?EXT=pdf&KEY=KZGTuQCn4lsvclJnUgseVEGHysWJl2NsalH1w8p3dPurdMMtjayMTw==&T=1
- Ceballos, L., & Romero, D. (2016). Decomposing long-term interest rates: An international Comparison. *The Journal of Fixed Income*, 61-73.
- Chan, H. N. (2004). *Time Series: Applications to Finance*. Wiley.
- Chauvet, M., & Piger, J. (2008). A Comparison of the Real-Time Performance of Business Cycle Dating Methods. *Journal of Business & Economic Statistics*, 42-49.
- Cochrane, H. J., & Piazzesi, M. (2005). Bond Risk Premia. *American Economic Review*, 138-160.

- Coy, P. (2021, 12 12). *Investors, Don't Depend on Stocks and Bonds to Hedge Each Other*. Hentet fra Bloomberg: <https://www.bloomberg.com/news/articles/2021-07-09/investors-don-t-depend-on-stocks-and-bonds-to-hedge-each-other>
- Crump, K. R., Eusepi, S., & Moench, E. (2018). *The Term Structure of Expectations and Bond Yields*. (Staff reports: Federal Reserve Bank of New York). Hentet fra https://www.newyorkfed.org/research/staff_reports/sr775.html
- D'Amico, S., English, W., López-Salido, D., & Nelson, E. (2012). The Federal Reserve's Large-Scale Asset Purchase Programmes. *The Economic Journal*, 415-447.
- D'Amico, S., Li, C., Sears, S. J., & Cahill, E. M. (2014). *The Term-Premium Effect of the Federal Reserve's Asset Purchase*. European Central Bank.
- Dick, D. C., Schmeling, M., & Schrimpf, A. (2012). Macro-expectations, aggregate uncertainty, and expected term premia. *European Economic Review*, 58-80.
- Diebold, X. F., & Li, C. (2006). Forecasting the Term Structure of government bond yields. *Journal of Econometrics*, 337-364.
- Duffee, R. G. (2002). Term Premia and Interest Rate Forecasts in Affine Models. *The Journal of Finance*, 405-443.
- Eikrem, P. (2020, 12 12). *2011- Et år i usikkerhetens tegn*. Hentet fra Oslo Børs: https://www.oslobors.no/ob_nor/Oslo-Boers/Om-Oslo-Boers/Nyheter-fra-Oslo-Boers/2011-Et-aar-i-usikkerhetens-tegn
- Fabozzi, J. F. (2013). *Bond Markets, Analysis and Strategies*. Pearson.
- Fama, E. E., & Bliss, R. R. (1987). The information in long-maturity forward rates. *American Economic Review*, 680-692.
- Freidman, M. (1977). Nobel Lecture: Inflation and Unemployment. *Journal of Political Economy*, 451-472.
- Gagnon, J., Raskin, M., Remache, J., & Sack, B. (2010). *Large-Scale Asset Purchases by the Federal Reserve: Did They Work?* (Staff reports: Federal Reserve Bank of New York).
- Gil-Alana, A. L., & Moreno, A. (2011). Uncovering the US term premium: An alternative route. *Journal of Banking & Finance*, 1181-1193.
- Husted, L., Rogers, J., & Sun, B. (2018). Monetary policy uncertainty. *Journal of Monetary Economics*, 20-36.
- Hyndman, J. R., & Athanasopoulos, G. (2018, Desember 5). *Forecasting: principles and practice, 2nd edition*. Hentet fra Otexts: [Otexts.com/fpp2](https://otexts.com/fpp2)

- International Monetary Fund. (2014). *Moving from Liquidity- to Growth-Driven Markets*. (International Monetary Fund-Global Financial Stability Report). Hentet fra <https://www.imf.org/en/Publications/GFSR/Issues/2016/12/31/Moving-from-Liquidity-to-Growth-Driven-Markets>
- Jolliffe, T. I. (2002). *Principal Component Analysis* . Springer .
- Kaminska, I., Mumtaz, H., & Šustek, R. (2021, July 28). Monetary policy surprises and their transmission through term premia and expected interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 48-65. Hentet fra *Journal of Monetary Economics*: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2021.07.009>
- Kaminska, I., Mumtaz, H., & Šustek, R. (2021, July 28). Monetary policy surprises and their transmission through term premia and expected interest rates. *Journal of Monetary Economics*, 48-65. Hentet fra *Journal of Monetary Economics*: <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2021.07.009>
- Kim, D., & Orphanides, A. (2012). Term Structure Estimation with Survey Data on Interest Rate Forecasts. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 241-272.
- Kim, H. D., & Wright, H. J. (2005). *An Arbitrage-Free Three-Factor Term Structure Model and the recent Behavior of Long-Term Yields and Distant-Horizon Forward Rates*. (FEDS Working Paper Series No. 2005 - 33). Hentet fra https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3877804
- Kolasa, M., & Wesolowski, G. (2018). *International Spillovers of quantitative easing*. (European Central Bank - Working Paper Series). Hentet fra <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2172.en.pdf>
- Kopp, E., & Williams, D. P. (2018). *A Macroeconomic Approach to the Term Premium*. International Monetary Fund, Working Paper 18/140. Hentet fra https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3198842
- Lahiri, K., & Xuguang, S. (2010). Measuring Forecast Uncertainty by Disagreement: The Missing Link. *Journal of Applied Econometrics*, 514-538.
- Lakdawala, A., Moreland, T., & Schaffer, M. (2021). The international spillover effects of US monetary policy uncertainty. *Journal of International Economics*.
- Lange, H. R. (2018). The term structure of liquidity premia and the macroeconomy i Canada: A dynamic latent-factor approach . *International Review of Economics and Finance*, 164-182.

-
- Larsen, H. V. (2017). *Components of Uncertainty*. Working Paper 5/20. Hentet fra <https://www.norges-bank.no/en/news-events/news-publications/Papers/Working-Papers/2017/52017/>
- Lerven, v. F. (2016). Quantitative Easing in the Eurozone: a One-Year Assessment. *Intereconomics*, 237-242.
- Li, C., Meldrum, A., & Rodriguez, M. (2017). *Robustness of long-maturity term premium estimates*. (FEDS Notes No. 2017-04-03). Hentet fra https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3711712
- Litterman, R., & Scheinkman, J. (1991). Common Factors Affecting Bond Returns. *Journal of Fixed income*, 54-61. Hentet fra <https://www.math.nyu.edu/~avellane/Litterman1991.pdf>
- Malkiel, G. B. (2003). The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. *Journal of Economic Perspectives*, 59-82.
- Mankiw, G., Reis, R., & Wolfers, J. (2003). *Disagreement About Inflation Expectations*. (NBER Working Paper No. 9796). Hentet fra <https://www.nber.org/papers/w9796>
- Manly, F. B., & Alberto, A. J. (2017). *Multivariate Statistical Methods*. Taylor & Francis Group .
- Meese, R., & Rogoff, K. (1983). Empirical Exchange Rate Models of the seventies; Do they fit out of sample? 3-24.
- Moessner, R., & Haan, d. J. (2021). Effects of monetary policy announcements on term premia in the euro area during the COVID-19 pandemic. *Finance Research Letters* .
- Mork, A. K., Bjørnland, H., Henriksen, E., Thorburn, K., Espedal, H., Johnsen, S., . . . Moen, O. K. (2016). *NOU 2016:20 - Aksjeandelen i Statens pensjonsfond utland*. Oslo: Norges offentlige utredninger. Hentet fra <https://www.regjeringen.no/contentassets/824f6a1a396d438891eb867494824aca/nou/pdfs/nou201620160020000dddpdfs.pdf>
- Norges Bank. (2020). *Strategi og låneprogram for 2021*. Norges Bank. Hentet fra <https://www.norges-bank.no/tema/Statsgjeld/Laneprogram-rapporter/2020/strategi-og-laneprogram-2021/>
- Norges Bank. (2020a). *Det norske finansielle systemet*. Norges Bank. Hentet fra <https://www.norges-bank.no/aktuelt/nyheter-og-hendelser/Publikasjoner/det-norske-finansielle-systemet/2020-dnfs/>

- Norges Bank. (2020b). *Statsgjelden 2019*. Norges Bank. Hentet fra https://www.norges-bank.no/contentassets/b4edb5ba05dd4dde9b108747f15610e0/sg_aarsrapport_2019.pdf?v=03/30/2020214810&ft=.pdf
- Norges Bank. (2021a). *Årsrapport 2020*. Norges Bank. Hentet fra https://www.norges-bank.no/contentassets/b4edb5ba05dd4dde9b108747f15610e0/sg_aarsrapport_2019.pdf?v=03/30/2020214810&ft=.pdf
- Norges Bank. (2021b). *Nullkupongrenter – forklaring til beregningene*. Norges Bank.
- Norges Bank. (2021c, Desember 11). *Rentestatistikk*. Hentet fra Norges Bank, Statistikk: <https://www.norges-bank.no/tema/Statistikk/Rentestatistikk/>
- Olsen, Ø. (2020, Oktober 6). *Pengepolitikkenes rolle i en koronatid*. Oslo: Norges Bank. Hentet fra <https://www.norges-bank.no/aktuelt/nyheter-og-hendelser/Foredrag-og-taler/2020/2020-10-06-cme/>
- PwC. (2019). *Risikopremien i det norske markedet*. PwC. Hentet fra <https://www.pwc.no/no/publikasjoner/pwc-risikopremie-2020.pdf>
- Rezende, D. B. (2017). *How can term structure models be used by central banks?* Sveriges Riksbank Economic Review.
- Sandmo, A. (1970). *The Effect of uncertainty on Saving Decisions*. Oxford University Press.
- Semmen, K. (2021). Samling 3. Norges Handelshøyskole.
- Spiegel, M. (2001). *Quantitative Easing by the Bank of Japan*. FRBSF Economic Letter.
- Statistisk Sentralbyrå. (2021, Desember 12). *Verdipapirer*. Hentet fra Statistisk Sentralbyrå: <https://www.ssb.no/bank-og-finansmarked/verdipapirmarked/statistikk/verdipapirer>
- Stock, H. J., & Watson, W. M. (1999). Phillips Curve Inflation Forecasts. *Journal of Monetary Economics*, 293-335.
- Swanson, E. (2007). *What We Do and Dont know about the Term Premium*. (FRBSF Economic Letter, Federal Reserve Bank of San Fransisco, issue Jul20).
- Swanson, T. E. (2011). *Lets Twist Again: A High-Frequency Event-Study Analysis of Operation Twist and Its Implications for QE2*. (FRBSF Economic Letter, Federal Reserve Bank of San Fransiscsco).
- Valseth, S. (2003). *Renteforventninger og betydningen av løpetidspremier*. Norges Bank. Hentet fra <https://norges-bank.brage.unit.no/norges-bank-xmlui/handle/11250/2503230>
- Veronesi, P. (2016). *Fixed Income Securities*. John Wiley & Sons Inc.
- Wooldridge, J. M. (2018). *Introductory Econometrics - A Modern Approach, 7th edition*. Cengage Learning, Inc.

Wright, H. J. (2008). *Term Premiums and Inflation Uncertainty: Empirical Evidence from an International Panel Dataset*. (Federal Reserve Board - Finance and Economics Discussion Series: 2008-25). Hentet fra

<https://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2008/200825/index.html>

Zarnowitz, V., & Lambros, A. L. (1983). *Consensus and Uncertainty in Economic Prediction*. (NBER Working Paper No. 1171). Hentet fra

<https://www.nber.org/papers/w1171>

Özbek, I., & Talasli, I. (2020). Term premium in emerging market sovereign yields: Role of common and country specific factors. *Central Bank Review*, 169-182.

Appendiks A

A.1 Måling av usikkerhet

Generelt er det vanskelig å måle makroøkonomisk usikkerhet, spesielt usikkerhet på lang sikt (Backus & Wright, 2007). Likevel finnes det store mengder forskning som bruker ulike metoder til å modellere usikkerhet. Appendikset vil videre ta for seg disse ulike metodene, og drøfte styrker og svakheter ved disse.

Historiske data

Bruk av historisk data er en av de enkleste og mest brukte måtene å modellere usikkerhet på. Flere har for eksempel benyttet historiske data for å prøve å modellere inflasjonsusikkerhet. Stock and Watson (1999) la til grunn at inflasjon kan modelleres som summen av en stokastisk trend og et støyledd, og at inflasjonsusikkerheten kan estimeres som volatiliteten i sjokkene til disse komponentene. Breach m.fl (2020) la på sin side til grunn at kvartalsvis inflasjon kan modelleres som en AR(4)-prosess, med GARCH(1,1)-volatilitet. Ved å re-estimere GARCH-volatiliteten hvert kvartal, fant de et estimat på kvartalsvis inflasjonsusikkerhet. Også renteusikkerhet kan modelleres ved hjelp av volatilitet i historisk data. Gagnon m.fl (2010) gjør for eksempel dette ved å bruke 6 måneders standardavvik i amerikanske renter som et mål på renteusikkerhet.

Forventningsundersøkelser

Forventningsundersøkelser er også mye brukt for å måle usikkerhet. Özbek & Talasli (2020) bruker blant annet *Citigroup inflation surprise index* og *Citigroup economic surprise index* for å forklare terminpremien i fremvoksende markeder. Disse indeksene måler hvor mye Bloombergs konsensusestimater avviker fra faktiske tall. Store avvik mellom konsensus og faktiske tall er antatt å indikere høy usikkerhet og vice versa. Alternativt kan man måle usikkerhet som standardavviket blant forventninger. Wright (2008) gjør dette med utgangspunkt i undersøkelser gjennomført av Consensus Economics, mens Bjugn & Wangen (2015) og Gagnon m.fl. (2010) bruker resultater fra *University of Michigan Surveys of Consumers*. Breach m.fl. (2020) og Dick m.fl. (2012) bruker på sin side *Survey of Professional Forecasters*. I tillegg til å bruke standardavviket i svarene, er det mulig å bruke differansen mellom høyeste og laveste forventede verdi som et mål på usikkerhet.

Forskning av Friedman (1977), Ball, Mankiw and Romer (1988) og Mankiw, Reis og Wolfers (2003) har også vist at lav inflasjon er korrelert med stabil inflasjon. Sånn sett kan inflasjonsforventninger i seg selv fungere som et mål på usikkerhet; forventninger om lav inflasjon kan indikere lav usikkerhet og vice versa. Sammenhengen mellom lav inflasjon og inflasjonsusikkerhet nevnes tilsvarende av Rezende (2017) som en av hovedårsakene til at de svenske terminpremiene har vært lave de siste årene. Videre kan det tenkes at hvorvidt en sentralbank styrer etter et inflasjonsmål eller ikke vil påvirke inflasjonsforventningene og dermed inflasjonsusikkerheten. Dette er et argument for at hvorvidt et lands sentralbank styrer etter et inflasjonsmål eller ikke kan fungere som en indikator på inflasjonsusikkerhet. Wright (2008) finner dog at det er liten sammenheng mellom øvrige mål på inflasjonsusikkerhet og hvorvidt en sentralbank styrer etter et inflasjonsmål eller ikke.

Fordelene ved å bruke forventningsundersøkelser er at de, i motsetning til historiske data, er framoverskuende. På denne måten kan de fange ny informasjon, noe som er særlig viktig etter store skift i økonomien, for eksempel etter innføringen av renterettledning eller kvantitative lettelser. I tillegg krever bruk av historiske data at det tas forutsetninger om hvordan de ulike tidsseriene kan modelleres (Breach, D'Amico, & Orphanides, 2020).

Samtidig er det flere svakheter ved bruk av forventningsundersøkelser. For det første inneholder flere av undersøkelsene kun forventninger til ulike økonomiske størrelser på kort sikt. I tillegg er det tidkrevende å gjennomføre undersøkelser, noe som gjør at det ofte er få respondenter, og at undersøkelsene ofte blir gjennomført med lav frekvens (Rezende, 2017). Det er heller ikke nødvendigvis slik at stor uenighet blant respondentene er ensbetydende med stor usikkerhet. Zarnowitz & Lambros (1983) argumenterer for at usikkerhet kun kan estimeres ved at respondentene tilegner ethvert mulig utfall med ulike sannsynligheter. Lahiri & Sheng (2010) legger til at å bruke uenighet i respondentenes svar som et mål på usikkerhet er sterkt avhengig av stabiliteten i undersøkelsene, og hvor langt frem i tid respondentene gir sine forventninger for. Jo lenger frem i tid respondentene gir sine estimer for, jo mindre velegnet vil undersøkelsene være til å estimere usikkerhet.

Implisitt volatilitet fra opsjoner

Det er også flere usikkerhetsmål som tar utgangspunkt i omsatte opsjoner. Et eksempel er den velkjente VIX-indeksen som måler den implisitte volatiliteten i opsjoner med S&P500-indeksen som underliggende. MOVE-indeksen er utformet med samme metodikk, bare at den

tar utgangspunkt i opsjoner med obligasjoner som underliggende istedenfor aksjer. Adrian, Crump og Moench (2013) finner at MOVE-indeksen er sterkt korrelert med terminpremien. Bauer m.fl. (2019) bruker også implisitt volatilitet i eurodollar-derivater for å finne et mål på pengepolitisk usikkerhet. Ved å legge til grunn opsjoner med valuta som underliggende kan man på samme måte finne et usikkerhetsmål på utviklingen i valutakurser. Dette gjøres blant annet av Özbek & Talasli (2020). En forutsetning for at implisitt volatilitet fra opsjoner skal fungere godt som et usikkerhetsmål er at markedet opsjonene handles i er tilstrekkelig likvid (Bauer, Lakdawala, & Mueller, 2019).

Makroøkonomiske variabler

Flere benytter også makroøkonomiske variabler som et generelt mål på usikkerhet. Blant disse er arbeidsledighet regnet for å være en særlig egnet variabel. Videre er det mulig å inkludere ulike mål på arbeidsledighet for å måle usikkerhet. Gil-Alana & Moreno (Gil-Alana & Moreno, 2011) benytter ledighet i seg selv som variabel, mens Gagnon m.fl. (2010) på sin side beregner et avvik mellom faktisk ledighet og Congressional Budget Office sitt anslag for den naturlige ledighetsraten. Argumentasjonen for å bruke arbeidsledighet som en indikator på usikkerhet er at den generelle usikkerheten i økonomien stiger når arbeidsledigheten går opp. Gagnon m.fl. (2010) bruker også andre makroøkonomiske variabler som industriproduksjon, forbrukertillit og avkastning på egenkapital som indikatorer på usikkerhet. Utviklingen i makroøkonomiske størrelser representerer med andre ord generelle mål på «stemningen» og dermed usikkerheten i økonomien.

En annen indeks som gir en indikator på generelt stressnivå i økonomien, er St. Louis Fed sin *Financial stress index*. Dette er en indeks som tar utgangspunkt i finansmarkedene i USA, og måler usikkerheten i markedene. Videre er sannsynligheten for resesjon mye brukt som en indikator på usikkerheten i økonomien. Chauvet & Piger (2008) utviklet i 2008 en indikator som måler nettopp sannsynligheten for resesjon i USA.

Nyheter

En mer moderne måte å estimere usikkerhet på er bruk av nyhetsartikler. Baker m.fl. (2016) var blant de første som gjorde dette. De utformet en indeks som tok sikte på å måle usikkerhet rundt *hvem* som vil ta økonomiske beslutninger, *hvilke* handlinger som ville bli utført, *når* disse handlingene ville bli utført, og *hvilke* implikasjoner disse handlingene ville få. Indeksen utarbeides ved å telle antall daglige forekomster av en viss type ord i USAs 10 største

økonomiaviser fra 1985 og frem til 2016. Husted m.fl. (2018) utformet også en indeks som med lignende metodikk utformet en usikkerhetsindeks for pengepolitikk i USA. Kaminska m.fl. (2021) brukte denne indeksen videre, og fant at den er sterkt korrelert med estimater av terminpremien.

I Norge har Vegard Larsen (2017) laget en lignende indeks der han har tatt utgangspunkt i artikler i Dagens Næringsliv for å estimere usikkerhet. I motsetning til Baker m.fl. (2016) søker ikke Larsen etter forhåndsutvalgte emneord, men benytter heller maskinlæring for å klassifisere ulike typer nyheter. Larsen sammenligner videre indeksen med VIX-indeksen, volatilitet i det norske aksjemarkedet og utvalgte indekser konstruert av Baker m.fl. (2016), og finner at disse er positivt korrelert. Han finner videre at den norske usikkerhetsindeksen i stor grad er drevet av internasjonale forhold, samt at usikkerhet både kan ha positive og negative effekter på finansmarkedene.

Appendiks B

B.1 Stasjonæritet

Stasjonæritet er et svært viktig begrep innen tidsserieanalyse, og er en viktig forutsetning for at tidsseriemodellene vi benytter i oppgaven skal gi troverdige prediksjoner. Kort sagt innebærer stasjonæritet at egenskapene ved tidsserien ikke er avhengige av hvilket tidspunkt man observerer serien ved. En mye brukt versjon av stasjonæritet er kovarians-stasjonæritet. Kovarians-stasjonæritet innebærer at tidsserien har konstant forventning og varians, slik som illustrert i likning A.1 og A.2. I tillegg må kovariansen mellom Y_t og Y_{t+h} kun avhenge av h , ikke t .

$$(A.1) E(Y_t) = \mu$$

$$(A.2) Var(Y_t) = \sigma^2$$

Den plottede tidsserien kan i seg selv i mange tilfeller gi en god indikasjon på om serien er stasjonær eller ikke. Dersom tidsserien for eksempel inneholder en tydelig trend eller sesongvariasjon vil det være klart at tidsserien ikke er stasjonær (Bjørnland & Thorsrud, 2015). Det er også mulig å bruke mer formelle tester for å identifisere stasjonæritet, slik som for eksempel Dickey-Fuller-testen. Denne tester i korte trekk om tidsserien best kan karakteriseres som ikke-stasjonær random walk eller som stasjonær. Dette gjør den ved å teste om koeffisienten ρ i likning A.3 er lik 1 eller ikke. Testen benytter seg derimot ikke av en tradisjonell t-test for å teste dette, men har egne ikke-standardiserte kritiske verdier.

$$(A.3) Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \epsilon_t$$

I oppgaven vil vi benytte oss av en såkalt utvidet Dickey Fuller-test. Denne skiller seg fra den vanlige Dickey Fuller-testen ved at den tillater at Y_t følger en høyere AR(p)-orden.

Dersom man finner at tidsserien ikke er stasjonær er det flere måter å transformere tidsserien på slik at den oppfyller kravene om stasjonæritet. En mye brukt transformasjon er å ta den naturlige logaritmen av tidsserien, noe som vil stabilisere variansen i serien. Det er også vanlig å differensiere tidsserien. Ved å differensiere serien vil man blant annet fjerne eller redusere

trend og sesongvariasjon, noe som vil stabilisere forventningen (Hyndman & Athanasopoulos, 2018).

B.2 Videre om prinsipalkomponentanalyse

Hver komponents tilhørende vektor av faktorladninger, a_i , er lik egenvektorene til variablenes kovariansmatrise, C .

$$C = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & \cdots & c_{1p} \\ c_{21} & c_{22} & \cdots & c_{2p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ c_{p1} & c_{p2} & \cdots & c_{pp} \end{bmatrix}$$

Kovariansmatrisen har flere viktige egenskaper. De diagonale verdiene c_{ii} er variansen til variabelen X_i , mens eigenverdiene til matrisen, λ_i , er lik variansen til de ulike prinsipale komponentene, $Var(Z_i)$. Eigenverdiene kan altså uttrykkes som

$$\lambda_i = Var(Z_i),$$

noe som igjen gir følgende uttrykk for størrelsesforholdet mellom de ulike eigenverdiene

$$\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \cdots \geq \lambda_p$$

En viktig egenskap ved eigenverdiene er at de summerer til summen av de diagonale elementene i matrisen C slik at,

$$\lambda_1 + \lambda_2 + \cdots + \lambda_p = c_{11} + c_{22} + \cdots + c_{pp}$$

Ettersom c_{ii} er variansen til variabelen X_i , og λ_i er variansen til den prinsipale komponenten Z_i , impliserer denne sammenhengen at de prinsipale komponentene sammen forklarer all variasjonen i datasettet (Manly & Alberto, 2017).

Ved standardisering av variablene vil kovariansmatrisen C nå være lik variablenes korrelasjonsmatrise (Jolliffe, 2002). Matrisen C kan nå uttrykkes på følgende måte:

$$C = \begin{bmatrix} 1 & c_{12} & \cdots & c_{1p} \\ c_{21} & 1 & \cdots & c_{2p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ c_{p1} & c_{p2} & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

Ved bruk av korrelasjonsmatrisen vil nå summen av diagonalen, og dermed summen av eigenverdiene, summere til antallet variabler, p . Den prinsipale komponenten Z_i vil nå formuleres slik:

$$Z_i = a_{i1}X_1^* + a_{i2}X_2^* + \cdots + a_{ip}X_p^*$$

der a_i er egenvektorer, og X_i^* er standardiserte variabler.

Appendiks C

Oversikt over data og datatransformasjoner

Tabellen under viser en oversikt over de ulike variablene vi har benyttet for konstruksjon av faktorer i de ulike faktormodellene.

I kolonnen «Transformasjon» har vi benyttet oss av følgende koder for de ulike transformasjonene:

- 1 = ingen differensiering
- 2 = differensiert én gang
- 3 = differensiert to ganger
- 4 = logaritmetransformert, ingen differensiering
- 5 = logaritmetransformert, differensiert én gang
- 6 = logaritmetransformert, differensiert to ganger

I kolonnen «Frekvens» har vi benyttet oss av følgende koder for å vise hvilke endringer vi har gjort for å få variablene på månedlig frekvens:

- MND-G-D = Månedlig gjennomsnitt av daglige observasjoner
- MND-G-U = Månedlig gjennomsnitt av ukentlige observasjoner
- MND-MIDT = Månedlig observasjon, midt i måneden
- MND-SISTE = Månedlig observasjon, siste dag i måneden
- MND = Rapporteres månedlig, ingen endringer gjort.
- MND-SD-D = Månedlig standardavvik av daglige observasjoner
- 6MND-SD-M = Standardavvik av de siste 6 månedelig verdiene. Rapporteres månedlig.
- 12MND-SD-M = Standardavvik av de siste 12 månedelig verdiene. Rapporteres månedlig.

Variabel	Kilde	Frekvens	Transformasjon
Finansmarkeder			
S&P500, indeks	Bloomberg	MND-G-D	LN-DIFF(1)
Nasdaq Composite Index, indeks	Bloomberg	MND-G-D	LN-DIFF(1)
FTSE100, indeks	Bloomberg	MND-G-D	LN-DIFF(1)
Dow Jones Industrial Average, Index	Bloomberg	MND-G-D	LN-DIFF(1)
OSEBX, indeks	Bloomberg	MND-G-D	LN-DIFF(1)
Australia Exchange Index, indeks	Bloomberg	MND-G-D	LN-DIFF(1)
Deutsche Boerse AG German Stock Index (DAX), indeks	Bloomberg	MND-G-D	LN-DIFF(1)
Dow Jones, P/E (nøkkeltall)	Bloomberg	MND-G-D	DIFF(1)
NASDAQ, P/E (nøkkeltall)	Bloomberg	MND-G-D	DIFF(1)
FTSE100, P/E (nøkkeltall)	Bloomberg	MND-G-D	DIFF(0)
DAX, P/E (nøkkeltall)	Bloomberg	MND-G-D	DIFF(0)
Solvpris (XAGUSD Spot Exchange Rate) indeks	Bloomberg	MND-G-D	DIFF(1)
OSEBX, P/E (nøkkeltall)	Bloomberg	MND-G-D	DIFF(0)
Gullpris (XAAUUSD Spot Exchange Rate), indeks	Bloomberg	MND-G-D	DIFF(1)
S&P500, P/E (nøkkeltall)	Bloomberg	MND-G-D	DIFF(0)
Inflasjonsusikkerhet			
Inflasjon Norge (KPI-JAE), prosentvis endring (MOM), sesongjustert, 6 måneders standardavvik	Statistisk Sentralbyrå	6MND-SD-M	DIFF(0)
Inflasjon Norge (KPI-JA), prosentvis endring (MOM), sesongjustert, 6 måneders standardavvik	Statistisk Sentralbyrå	6MND-SD-M	DIFF(0)
Inflasjon Norge (KPI-JA), prosentvis endring (MOM), sesongjustert, 12 måneders standardavvik	Statistisk Sentralbyrå	12MND-SD-M	DIFF(1)
Citigroup Inflation Surprise Index, framvoksende markeder	Citigroup, Bloomberg	MND-G-D	DIFF(0)
Citigroup Inflation Surprise Index, eurosonen	Citigroup, Bloomberg	MND-G-D	DIFF(0)
Inflasjon eurosonen (HICP), sesongjustert, prosentvis endring (MOM), 6 måneders standardavvik	European Central Bank	6MND-SD-M	DIFF(0)
Inflasjon USA (US CPI Urban Consumers), sesongjustert, prosentvis endring (MOM), 6 måneders standardavvik	Bureau of Labor Statistics, Bloomberg	6MND-SD-M	DIFF(0)
Inflasjon USA (US CPI Urban Consumers), sesongjustert, prosentvis endring (MOM), 12 måneders standardavvik	Bureau of Labor Statistics, Bloomberg	12MND-SD-M	DIFF(0)
Inflasjon Norge (KPI-JAE), prosentvis endring (MOM), sesongjustert, 12 måneders standardavvik	Statistisk Sentralbyrå	12MND-SD-M	DIFF(1)
Citigroup Inflation Surprise Index, Norge	Citigroup, Bloomberg	MND-G-D	DIFF(0)
Inflasjon Storbritannia (CPIH), prosentvis endring (MOM), sesongjustert, 12 måneders standardavvik	Office for National Statistics	12MND-SD-M	DIFF(1)
Inflasjon Storbritannia (CPIH), prosentvis endring (MOM), sesongjustert, 6 måneders standardavvik	Office for National Statistics	6MND-SD-M	DIFF(0)
Inflasjon eurosonen (HICP), sesongjustert, prosentvis endring (MOM), 12 måneders standardavvik	European Central Bank	12MND-SD-M	DIFF(0)
Citigroup Inflation Surprise Index, Storbritannia	Citigroup, Bloomberg	MND-G-D	DIFF(1)
Citigroup Inflation Surprise Index, USA	Citigroup, Bloomberg	MND-G-D	DIFF(1)

Variabel	Kilde	Frekvens	Transformasjon
Makroøkonomiske variabler globalt			
Conference Board US Leading Index, prosentvis endring (MOM), sesongjustert	Conference Board, Bloomberg	MND	DIFF(1)
ISM Manufacturing PMI, sesongjustert	Institute for Supply Management, Bloomberg	MND	DIFF(0)
US Initial Jobless Claims, sesongjustert	Department of Labor, Bloomberg	MND-G-U	DIFF(1)
Ifo Pan Germany Business Climate, indeks	Ifo Institute - Institut fuer Wirtschaftsforschung	MND	DIFF(0)
Inflasjon USA, (US PCE Core Price Index), prosentvis endring (MOM), sesongjustert	Bureau of Economic Analysis, Bloomberg	MND	DIFF(0)
Inflasjon USA, (US CPI Urban Consumers), prosentvis endring (MOM), sesongjustert	Bureau of Labor Statistics, Bloomberg	MND	DIFF(0)
CRB (Commodity Research Bureau BLS/US Spot All Commodities), indeks	Commodity Research Bureau, Bloomberg	MND-G-D	DIFF(1)
Arbeidsledighet, sesongjustert, Australia	Australian Bureau of Statistics, Bloomberg	MND	DIFF(1)
Arbeidsledighet, sesongjustert, Japan	Japanese Ministry of Internal Affairs and Communications, Bloomberg	MND	DIFF(1)
Inflasjonsforventninger USA (5-Year Forward Inflation Expectation Rate), USA	St. Louis FED	MND-G-D	DIFF(1)
Nonfarm payroll employment (1000s), sesongjustert, USA	Refinitiv Datastream	MND-G-U	DIFF(1)
Forbrukertillitt eurosonen (European Commission Consumer Confidence Indicator)	European Commission, Bloomberg	MND	DIFF(1)
Industriproduksjon USA, prosentvis endring (MOM), sesongjustert	Federal Reserve, Bloomberg	MND	DIFF(1)
Inflasjon Storbritannia (CPIH), prosentvis endring (MOM), sesongjustert	Office for National Statistics	MND	DIFF(0)
Arbeidsledighet, sesongjustert, eurosonen	St. Louis FED	MND	DIFF(2)
Gasspriser (Credit Suisse Commodities Benchmark S&P GSCI Natural Gas Price Return)	Bloomberg	MND-G-D	LN-DIFF(0)
Boligprisvekst USA (S&P CoreLogic Case-Shiller 20-City Composite City Home price), prosentvis endring (MOM), sesongjustert	S&P, Case-Shiller, Bloomberg	MND	DIFF(1)
Forbrukertillitt USA (University of Michigan Consumer Sentiment Index), sesongjustert	University of Michigan, Bloomberg	MND	DIFF(1)
Inflasjon eurosonen (HICP), prosentvis endring (MOM), sesongjustert	European Central Bank	MND	DIFF(0)
Arbeidsledighet, sesongjustert, USA	St. Louis FED	MND	DIFF(2)
Makroøkonomiske variabler Norge			
Importveid kronekurs, I-44	Norges Bank	MND-G-D	DIFF(1)
Valutakurs, USDNOK	Bloomberg	MND-G-D	DIFF(1)
Valutakurs, EURNOK	Bloomberg	MND-G-D	DIFF(1)
Valutakurs, JPYNOK	Bloomberg	MND-G-D	DIFF(1)
Valutakurs, GBPNOK	Bloomberg	MND-G-D	DIFF(1)
Inflasjon Norge (KPI-JA), prosentvis endring (MOM), sesongjustert	SSB	MND	DIFF(0)
PMI produksjon, sesongjustert, Norge	Norsk Forbund for Innkjøp og Logistikk, DNB	MND	DIFF(1)
PMI konsum, sesongjustert, Norge	Norsk Forbund for Innkjøp og Logistikk, DNB	MND	DIFF(1)
Inflasjon Norge (KPI-JAE), prosentvis endring (MOM), sesongjustert, Norge	SSB	MND	DIFF(0)
PMI sysselsetting, sesongjustert, Norge	Norsk Forbund for Innkjøp og Logistikk, DNB	MND	DIFF(1)

Variabel	Kilde	Frekvens	Transformasjon
Økonomisk usikkerhet globalt			
Economic Policy Uncertainty Index, USA	Economic Policy Index	MND	LN-DIFF(1)
Monetary policy uncertainty Index, USA	Economic Policy Index	MND	LN-DIFF(0)
Citigroup Economic Surprise Index, eurosonen	Citigroup, Bloomberg	MND-G-D	DIFF(0)
Economic Policy Uncertainty Index, Storbritannia	Economic Policy Index	MND	LN-DIFF(1)
Citigroup Economic Surprise Index, fremvoksende markeder	Citigroup, Bloomberg	MND-G-D	DIFF(0)
Usikkerhet oljepris, indeks	Vegard Larsen	MND-G-D	DIFF(0)
Oljepris, månedlig standardavvik	Macrobond	MND-SD-D	DIFF(1)
Citigroup Economic Surprise Index, USA	Citigroup, Bloomberg	MND-G-D	DIFF(0)
Citigroup Economic Surprise Index, Storbritannia	Citigroup, Bloomberg	MND-G-D	DIFF(0)
Economic Policy Uncertainty Index, global	Economic Policy Index	MND	LN-DIFF(1)
Sannsynlighet for resesjon, USA	St. Louis FED, Refinitiv	MND	DIFF(1)
Gasspriser (Credit Suisse Commodities Benchmark S&P GSCI Natural Gas Price Return), månedlig standardavvik	Bloomberg	MND-SD-D	DIFF(1)
Økonomisk usikkerhet Norge			
Usikkerhet lønn og inntekt, Norge, indeks	Vegard Larsen	MND-G-D	DIFF(0)
Usikkerhet makroøkonomi, Norge, indeks	Vegard Larsen	MND-G-D	DIFF(0)
Usikkerhet aksjemarkedet, Norge, indeks	Vegard Larsen	MND-G-D	DIFF(0)
Usikkerhet oljepris, indeks	Vegard Larsen	MND-G-D	DIFF(0)
Usikkerhet pengepolitikk, Norge, indeks	Vegard Larsen	MND-G-D	DIFF(0)
Usikkerhet oljeservice, indeks	Vegard Larsen	MND-G-D	DIFF(0)
Usikkerhet finanspolitikk, Norge, indeks	Vegard Larsen	MND-G-D	DIFF(0)
Usikkerhet sysselsetting, Norge, indeks	Vegard Larsen	MND-G-D	DIFF(0)
Oljepris, månedlig standardavvik	Macrobond	MND-SD-D	DIFF(0)
Usikkerhet industri, Norge, indeks	Vegard Larsen	MND-G-D	DIFF(0)
Usikkerhet politikk, indeks	Vegard Larsen	MND-G-D	DIFF(0)
Gasspriser (Credit Suisse Commodities Benchmark S&P GSCI Natural Gas Price Return), månedlig standardavvik	Bloomberg	MND-SD-D	DIFF(0)
Usikkerhet oljeproduksjon, Norge, indeks	Vegard Larsen	MND-G-D	DIFF(1)
Citigroup Economic Surprise Index, Norge	Citigroup, Bloomberg	MND-G-D	DIFF(0)
OSEBX, månedlig standardavvik	Bloomberg	MND-SD-D	DIFF(1)

Variabel	Kilde	Frekvens	Transformasjon
Kvantitative lettelser			
Totale eiendeler, ECB	St. Louis FED	MND-G-U	LN-DIFF(1)
Totale eiendeler, FED	St. Louis FED	MND-G-U	LN-DIFF(1)
Pengemengde eurosonen (M2 (milliarder USD)), sesongjustert	Bloomberg	MND-SISTE	LN-DIFF(2)
Pengemengde USA (M2), sesongjustert	Federal Reserve, Bloomberg	MND-MIDT	LN-DIFF(1)
Totale eiendeler, Japan	Bank of Japan, Bloomberg	MND	LN-DIFF(1)
Dummy: verdipapirkjøp, US og eurosonen	Yardeni Research, Federal Research	MND	N/A
Usikkerhet finansmarkeder			
S&P500, månedlig standardavvik	Bloomberg	MND-SD-D	DIFF(0)
Dow Jones, månedlig standardavvik	Bloomberg	MND-SD-D	DIFF(0)
NASDAQ, månedlig standardavvik	Bloomberg	MND-SD-D	DIFF(0)
DAX, månedlig standardavvik	Bloomberg	MND-SD-D	DIFF(0)
Gullpris (XAAUUSD Spot Exchange Rate), månedlig standardavvik	Bloomberg	MND-SD-D	DIFF(0)
Sølvpris (XAGUSD Spot Exchange Rate), månedlig standardavvik	St. Louis FED	MND-SD-D	DIFF(0)
St. Louis FED financial stress indicator	Bloomberg	MND-G-U	DIFF(1)
OSEBX, månedlig standardavvik	Yahoo Finance	MND-SD-D	DIFF(0)
VIX Index	Bloomberg	MND-G-D	DIFF(1)
ICE BofA MOVE Index	Bloomberg	MND-G-D	DIFF(1)
FTSE100, månedlig standardavvik	Bloomberg	MND-SD-D	DIFF(1)
Valutausikkerhet			
GBPNOK 3M "at the money" opsjoner, implisert volatilitet	Bloomberg	MND-G-D	DIFF(1)
GBPNOK 6M "at the money" opsjoner, implisert volatilitet	Bloomberg	MND-G-D	DIFF(1)
EURNOK 3M "at the money" opsjoner, implisert volatilitet	Bloomberg	MND-G-D	DIFF(1)
Deutsche Bank FX Volatility Index	Bloomberg	MND-G-D	DIFF(1)
Valutakurs, EURNOK, månedlig volatilitet	Bloomberg	MND-SD-D	DIFF(1)
USDNOK 6M "at the money" opsjoner, implisert volatilitet	Bloomberg	MND-G-D	DIFF(1)
Valutakurs, USDNOK, månedlig volatilitet	Bloomberg	MND-SD-D	DIFF(1)
Valutakurs, JPYNOK, månedlig volatilitet	Bloomberg	MND-SD-D	DIFF(0)
Importveid kronekurs, I-44, månedlig volatilitet	Norges Bank	MND-SD-D	DIFF(0)
Valutakurs, GBPNOK, månedlig volatilitet	Bloomberg	MND-SD-D	DIFF(0)