



Å varsle resesjoner i norsk økonomi

Rentenes terminstruktur som ledende indikator

Aksel Devold og Elin Farestveit

Veileder: Petter Bjerksund

Masterutredning i økonomi og administrasjon

Hovedprofil: 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 inntår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Forord

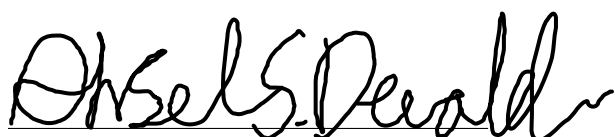
Denne utredningen er gjennomført som det avsluttende, selvstendige arbeidet i masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole (NHH). Utredningen utgjør 30 studiepoeng innenfor hovedprofilen Finansiell økonomi.

Formålet med arbeidet har vært å fordype oss i et aktuelt tema innen finansiell økonomi. I løpet av de siste tiårene er det skrevet flere forskningsartikler om terminstrukturen som ledende indikator. Temaet er imidlertid lite forsket på i Norge, og det har vært spennende å tilegne seg dypere kunnskap på området. Gjennom arbeidet med utredningen har vi fått god nytte av kunnskap vi har tilegnet oss gjennom studiet på NHH. Det har også vært en unik mulighet til å lære mye nytt om det norske rentemarkedet og terminstrukturen som en ledende indikator. Vi håper og tror at våre resultater kan være av interesse for andre.

Vi ønsker å rette en stor takk til vår veileder, Petter Bjerksund, for verdifulle bidrag og god veiledning gjennom semesteret. I tillegg ønsker vi å takke Kristian Semmen og Harald Magnus Andreassen i SpareBank 1 Markets for deres bidrag med data. De har alle vært behjelpelige med innspill og avklaringer.

Norges Handelshøyskole

Bergen, desember 2020



Aksel Devold



Elin Farestveit

Sammendrag

I denne utredningen undersøker vi om den norske terminstrukturen kan brukes som en ledende indikator for resesjoner i norsk økonomi. Hvis en slik sammenheng eksisterer, vil det gi verdifull informasjon til myndigheter, sentralbanker, næringslivet og private aktører.

Innledningsvis presenterer vi tidligere litteratur på området. Den viser at det internasjonalt er funnet empirisk grunnlag for en slik sammenheng i flere land. Majoriteten av disse resultatene er funnet i det amerikanske rentemarkedet. Videre presenterer vi teori om rentemarkedet som understøtter hvorfor terminstrukturen kan inneholde informasjon om fremtidig økonomisk aktivitet. Med bakgrunn i litteratur om konjunkturutvikling og Statistisk sentralbyrås BNP-tidsserie, har vi datert resesjoner i Norge fra 1993 til 2020. Ut fra dateringene har vi definert en dummyvariabel som skiller mellom perioder med og uten resesjon.

I analysen setter vi opp en probitmodell med terminstrukturen som forklaringsvariabel og resesjonsdummyen som avhengig variabel. Vi undersøker i denne modellen om terminstrukturen har evne til å predikere resesjon i Norge. I modellen uttrykker vi terminstrukturen som differansen mellom 10-års swaprente og 3-måneders Niborrente.

Resultatene fra probitmodellen viser at terminstrukturen alene ikke kan brukes som en ledende indikator for fremtidig resesjon. I en utvidelse av modellen legger vi til valutakursen mot dollar, samt en lagget resesjonsdummy som forklaringsvariabler. Heller ikke her viser terminstrukturen signifikant forklaringskraft.

I diskusjonsdelen peker vi på en rekke faktorer som kan påvirke resultatene våre. Dersom det finnes en risikopremie i rentemarkedet kan det svekke terminstrukturen som ledende indikator. I tillegg trekkes det frem at det norske rentemarkedet har svakheter som at det er ungt og mindre likvid sammenlignet med det amerikanske rentemarkedet.

Innhold

1	Innledning	1
2	Litteratur	4
2.1	Tidligere empiriske funn	4
2.2	Teorier som beskriver rentenes terminstruktur	5
2.2.1	Forventningsteorien	6
2.2.2	Likviditetspremieteorien	6
2.2.2.1	Inflasjonspremieteorien	6
2.2.3	Segmenteringsteorien	7
2.3	Bruttonasjonalprodukt som mål på økonomien	7
2.4	Det norske rentemarkedet	9
2.5	Risikopremien i rentemarkedet	10
2.6	Faktorer som påvirker terminstrukturen	12
2.6.1	Pengepolitikkenes innvirkning på terminstrukturen	12
2.6.2	Investors forventninger	12
3	Data	14
3.1	Resesjon	14
3.2	Gjennomgang av resesjonsdateringer	15
3.2.1	1990-tallet	15
3.2.2	2000-tallet	15
3.2.3	2010-tallet	17
3.2.4	2020: Det største BNP-fallet målt av SSB noensinne	18
3.3	Rentedata	18
3.4	Diskusjon av rentedifferanse	19
3.4.1	Valg av kort og lang rente	20
3.4.1.1	3-måneders Niborrente	20
3.4.1.2	10-års nominell swaprente	20
3.5	Deskriptiv statistikk	24
3.5.1	Variabler	24
3.5.1.1	Resesjon	24
3.5.1.2	Terminstrukturen	24
3.5.1.3	BNP-vekst	25
3.5.1.4	Industrivekst	26
3.5.1.5	Aksjemarkedet	26
3.5.1.6	Prisvekst	26
3.5.1.7	Valutakurs	27
3.5.2	Terminstrukturen og BNP-vekst	28
3.5.3	Terminstrukturen og resesjon	28
3.6	Korrelasjonsmatriser for terminstrukturen og BNP-vekst	29
3.6.1	Terminstrukturen	29
3.6.2	Terminstrukturen og BNP-vekst	30
3.7	Korrelasjonsmatriser for terminstrukturen og andre makrovariabler	31
3.7.1	Terminstrukturen og industriproduksjon	31
3.7.2	Terminstrukturen og Oslo Børs Index	32
3.7.3	Terminstrukturen og P/E-vekst	33

3.7.4	Terminstrukturen og prisvekst	33
4	Metode	35
4.1	Detrending av tidsserier	35
4.1.1	Hodrick Prescott-filteret	35
4.1.2	Skjønnsmessige dateringer	37
4.2	Probitmodellen	38
4.2.1	En sannsynlighetsmodell	38
4.2.2	Probitmodellen som sannsynlighetsmodell	39
4.2.3	Tolkning av estimater fra probitmodellen	40
4.2.4	Kritikk av probitmodellen	41
5	Analyse	42
5.1	Ordinary Least Square-modellen	42
5.1.1	BNP-vekst forklart ved terminstrukturen	42
5.1.2	BNP-vekst forklart ved terminstrukturen og valutakurs	44
5.1.3	Industriproduksjon forklart ved terminstrukturen	46
5.1.4	Aksjemarkedet forklart ved terminstrukturen	48
5.1.5	Prisvekst forklart ved terminstrukturen	51
5.2	Probitmodellen	52
5.2.1	Resesjon forklart ved terminstrukturen	52
5.2.2	Resesjon forklart ved terminstrukturen og valutakurs	57
5.2.3	Resesjon forklart ved lagget terminstruktur og lagget resesjonsdummy	61
6	Diskusjon	66
6.1	Funn	66
6.2	Faktorer som kan påvirke resultatene	66
6.2.1	Risikopremien	66
6.2.2	Særtrekk ved det norske rentemarkedet	67
6.2.3	Valutakursvariabelen	67
6.2.4	Valg av renter	68
6.2.5	Resesjonsdateringer	68
6.3	Anbefaling for videre forskning	69
7	Konklusjon	70
	Referanser	72

Figurliste

2.1	Industriproduksjon som andel av fastlands-BNP	9
3.1	BNP-vekst, årlig endring	16
3.2	10-års nominell swaprente	21
3.3	3-måneders Niborrente	22
3.4	10-års nominell swaprente og 3-måneders Niborrente	23
3.5	Terminstrukturen	25
3.6	Terminstrukturen plottet med BNP-vekst	28
3.7	Terminstrukturen plottet med resesjonsdummy	29
5.1	Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved terminstrukturen, modell 1	55
5.2	Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved terminstrukturen, modell 2	56
5.3	Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved terminstrukturen, modell 3	56
5.4	Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved terminstrukturen, modell 5	57
5.5	Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved terminstrukturen og valutakurs, modell 1	59
5.6	Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved terminstrukturen og valutakurs, modell 2	60
5.7	Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved terminstrukturen og valutakurs, modell 3	60
5.8	Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved terminstrukturen og valutakurs, modell 5	61
5.9	Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved lagget resesjon, modell 1	63
5.10	Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved terminstrukturen og resesjon, modell 1	65

Tabelliste

3.1	Variablene i datasettet	24
3.2	Terminstrukturen parvis korrelert for ett til åtte kvartaler lag	30
3.3	Terminstrukturen parvis korrelert med BNP-vekst for ett til åtte kvartaler lag	31
3.4	Terminstrukturen parvis korrelert med vekst i industriproduksjon for ett til åtte kvartaler lag	32
3.5	Terminstrukturen parvis korrelert med vekst i Oslo Børs Indeks for ett til åtte kvartaler lag	32
3.6	Terminstrukturen parvis korrelert med P/E-vekst for ett til åtte kvartaler lag	33
3.7	Terminstrukturen parvis korrelert med prisvekst for ett til åtte kvartaler lag	34
4.1	Resesjonsdateringer fra skjønnsmessige dateringer og HP-trend	38
5.1	BNP-vekst forklart ved terminstrukturen	43
5.2	BNP-vekst forklart ved terminstrukturen og valutakurs	45
5.3	Industrivekst forklart ved terminstrukturen	47
5.4	OSEBX-vekst forklart ved terminstrukturen	49
5.5	P/E-vekst forklart ved terminstrukturen	50
5.6	Prisvekst forklart ved terminstrukturen	51
5.7	Resesjon forklart ved terminstrukturen	53
5.8	Resesjon forklart ved terminstrukturen og valutakurs	58
5.9	Resesjon forklart ved lagget resesjon	62
5.10	Resesjon forklart ved lagget terminstruktur og lagget resesjon	64

1 Innledning

Å lete etter faktorer som kan predikere økonomisk aktivitet er nyttig av mange årsaker. For det første vil det å kunne forutse om økonomien går inn i en høy- eller lavkonjunktur være verdifullt for myndighetene i budsjettplanlegging. Videre er det viktig for sentralbanker som setter styringsrenten, og i så måte påvirker de korte rentene, å vite hvor sterke virkemidler de skal bruke i pengepolitikken for å stabilisere økonomien. Informasjon om fremtidig vekst er også verdifullt for både bedrifter og private forbrukere. For bedrifter er dette en viktig indikator på hvordan etterspørselen kommer til å utvikle seg, og dermed behovet for ulike ressurser. For forbrukere er fremtidig vekst avgjørende for blant annet prisutvikling, sparing og situasjonen i arbeidsmarkedet og boligmarkedet.

Motivasjon

Motivasjonen for å skrive om rentenes terminstruktur og dens egenskaper for å predikere vekst i økonomien, er hentet fra tidligere litteratur på feltet. Fra tidlig på 1900-tallet og frem til i dag, er det gjort mange studier av hvorvidt ulike makrovariabler kan predikere aktivitet i økonomien. Rentenes terminstruktur har pekt seg ut som en indikator som har gitt gode resultater. Mesteparten av tidligere forskning er imidlertid gjort internasjonalt, med størst vekt på det amerikanske markedet. Dette henger naturligvis sammen med at USA har det største rentemarkedet i verden.

Forskningsspørsmål

Det at makrovariabler blir sett på som mulige ledende indikatorer for økonomisk aktivitet bunner i teorien om at finansielle aktører er framoverskuende. Dermed antar man at priser i markedet gjenspeiler forventninger om fremtidig tilstand i økonomien. I den sammenheng har terminstrukturen blitt viet mye oppmerksomhet som en mulig ledende indikator.

Vi ønsker på bakgrunn av dette å undersøke om den norske terminstrukturen kan brukes som en ledende indikator for resesjoner i norsk økonomi.

Bidrag til litteraturen

Det er gjort mange analyser av terminstrukturen som en ledende indikator for økonomisk vekst. De fleste analyser er, som nevnt, gjort på det amerikanske markedet. Såvidt oss bekjent, finnes det lite tilsvarende forskning på det norske rentemarkedet. Vår oppgave vil

derfor være et bidrag til forskning på informasjonsverdien til den norske terminstrukturen.

Metode

For å datere resesjoner i norsk økonomi benytter vi en detrendet BNP-serie, hvor vi anvender Hodrick-Prescott-filteret for å beregne trenden. Produksjonsgapet mellom beregnet trend og BNP-tidsserien brukes til å datere konjunktorene. Deretter gjør vi skjønnsmessige justeringer på bakgrunn av litteratur om norsk konjunkturutvikling i de aktuelle årene. Ut fra dateringene har vi definert en dummyvariabel som skiller mellom perioder med og uten resesjon.

Som grundigere beskrevet i datakapittelet, definerer vi rentenes terminstruktur som differansen mellom 10-års swaprente og 3-måneders Niborrente.

For å underøke sammenhengen mellom terminstrukturen og aktivitet i økonomien, har vi gjennomført OLS-regresjoner hvor flere sentrale makrovariabler er forklart ved terminstrukturen. Dette danner grunnlag for videre undersøkelser av om terminstrukturen kan predikere resesjoner. I hoveddelen av analysen benytter vi probitregresjoner hvor resesjonsdummyen er forklart ved terminstrukturen. Resultatene fra probitregresjonene blir deretter presentert som predikert sannsynlighet for resesjon et gitt antall kvartaler frem i tid.

Resultater

I OLS-regresjonene finner vi signifikante sammenhenger mellom terminstrukturen og flere makrovariabler. I probitmodellen får vi derimot ikke resultater som tilsier at det ligger verdifull informasjon i det norske rentemarkedet for estimering av resesjonsdummyen. Konklusjonen er derfor at den norske terminstrukturen per dags dato ikke kan forutsi en kommende resesjon. Resultatene er gjenstand for diskusjon i kapittel 6.

Disposisjon

Utredningen er delt opp i syv kapitler. I innledningen har vi tatt for oss motivasjon og bakgrunn for valg av forskningsspørsmålet. Deretter har vi kort presentert metoden vi benytter, samt hvilke resultater vi har fått.

I kapittel 2 gir vi en gjennomgang av relevant litteratur som omhandler terminstrukturen som ledende indikator. Dette danner grunnlag for valg av metode og data, samt

sammenligninger vi foretar igjennom analysen. Vi introduserer også grunnleggende hypoteser om rentenes terminstruktur, slik at resultatene kan leses i lys av økonomisk teori.

I det tredje kapitlet presenterer vi datasettet vårt. Innledningsvis gjennomgår vi konjunkturutviklingen i norsk økonomi fra 1993 til 2020. Dette danner grunnlag for resesjonsdateringene våre. Videre presenterer vi de to rentene vi benytter i analysene: 10-års swaprente og 3-måneders Niborrente. I tillegg begrunnes valget av de respektive rentene. Datakapitlet avsluttes med en presentasjon av de ulike variablene.

I kapittel 4 forklarer vi HP-filteret som brukes for å detrende BNP-serien vår. OLS-regresjon presenteres kort, etterfulgt av en grundigere beskrivelse av probitmodellen.

Resultatene fra analysen presenteres i kapittel 5. Vi starter kapitlet med resultater fra OLS-regresjonene som danner grunnlag for videre testing. Deretter analyseres de ulike probitmodellene og resultatene de gir.

Analysen etterfølges av en diskusjon i kapittel 6. Her knytter vi våre resultater fra analysen sammen med tidligere litteratur. Vi gir også en gjennomgang av faktorer som kan ha påvirket analysen vår.

Utredningen avsluttes med en konklusjon i kapittel 7.

2 Litteratur

2.1 Tidligere empiriske funn

Forsøk på å finne indikatorer som kan predikere økonomisk vekst er et kjent tema i økonomisk litteratur. Felles for mange av analysene er at rentenes terminstruktur peker seg ut som en av de bedre indikatorene for å predikere konjunktursyklusen til en økonomi. Av tidligere empiri er majoriteten av studiene gjort på det amerikanske markedet.

Stock og Watson (1989) var blant de første til å gjøre en analyse på feltet. De forsøkte å lage en indeks av 55 ulike makrovariabler for best mulig å predikere økonomisk vekst. Til slutt snevret de inn indeksen til å bestå av syv ulike variabler. Det viste seg at differansen mellom 10-års og ett-års statsobligasjoner var blant de mest betydningsfulle variablene. Resultatet av studien ga følgelig inspirasjon og motivasjon til at flere ønsket å se på terminstrukturen isolert som indikator.

Estrella og Hardouvelis (1991) fortsatte i dette sporet og studerte rentedata i perioden 1955 til 1988. De benyttet differansen mellom 10-års statsobligasjoner og 3-måneders Treasury Bills-rente som variabel. Resultatene tilsa at denne variabelen kan fungere som en predikator for økonomisk vekst opp til syv år fremover. Estrella og Trubin (2006) så i tillegg på det europeiske markedet, og fant svakere resultater der enn på amerikanske data.

Estrella og Mishkin (1996) analyserte terminstrukturens evne til å predikere amerikanske resesjoner fra 1960 til 1995 med deres probitmodell. De definerte også terminstrukturen som differansen mellom 10-års statsobligasjoner og 3-måneders Treasury Bills. Fire kvartaler prediksjonshorisont pekte seg ut som der terminstrukturen predikerer best. De fant, som Stock og Watson, at terminstrukturen overgår andre makrovariabler som ledende indikator, og at variabelen følgelig kan ha en nyttig rolle i makroøkonomisk prediksjon.

Rosenberg og Maurer (2008) bryter terminstrukturen ned i to komponenter: en forventningskomponent og en risikopåslagkomponent, og argumenterer for at det finnes et risikopåslag på lange obligasjoner. De fant at en probitmodell med kun forventningskomponenten som venstresidevariabel ga bedre resultater enn en modell med hele terminstrukturen.

Enkelte mener rentekurvens predikative egenskaper som resesjonsindikator har svekket seg de senere årene. Både Giacomini og Rossi (2006) og Estrella, Rodrigues og Schich (2003) finner bevis på at predikasjonsegenskapene til rentenes terminstruktur er lavere etter 1980. Gräb og Titzck (2020) i ECB fremhever finanskrisen som et viktig skille i rentemarkedet. Fed og ECBs tiltak som kvantitative lettelser har hatt påvirkning på lange renter. De finner en høyere differanse mellom 10-års- og 3-årsrenten når de justerer for effekter av kvantitative lettelser i USA.

Dueker (1997) gjør en ytterligere tilpasning i sin modell, og inkluderer en lagget resesjonsdummy som forklaringsvariabel i tillegg til terminstrukturen. Dette gjøres for å bøte på problemet med autokorrelasjon i venstresidevariabelen.

En fordel ved å benytte terminstrukturen som ledende indikator, er at det settes løpende priser i rentemarkedet (Myklebust, 2005). På denne måten vil rentene, så lenge de ikke inneholder risikopremier, gjenspeile de faktiske markedsforholdene til enhver tid. Moderne renteteori tilsier imidlertid at rentene inneholder risikopremier. Som Kloster (2000) diskuterer, er risikopremiene oftest positive. Dette stemmer med Rosenberger og Maurers funn. Risikopåslaget kan for eksempel komme av risiko for valutakursbevegelser, illikviditet i markedet eller lang bindingstid. Den svenske økonomiprofessoren Dahlquist fant ifølge Evensen (1997) bevis for at det finnes positive løpetidspremier i det amerikanske, tyske og sveitsiske rentemarkedet. Løpetidspremie er en type risikopremie som investor krever for å kjøpe rentepapirer med lang løpetid. Løpetidspremiene er positive, men små. Likevel kan dette føre til at rentekurven stiger brattere enn hva de rene forventningene skulle tilsi. Risikopremier diskuteres nærmere i slutten av kapitlet.

2.2 Teorier som beskriver rentenes terminstruktur

Rentenes terminstruktur er en beskrivelse av rentekurven på kort og lang sikt, med andre ord; forholdet mellom rentenivået på ulike løpetider (Myklebust, 2005). Terminstrukturen kan derfor illustreres ved en kurve hvor renten er en funksjon av resterende løpetid for rentepapiret. Det finnes ulike teorier som beskriver rentemarkedets terminstruktur, og vi vil kort beskrive de tre mest utbredte: forventnings-, likviditets- og segmenteringsteorien.

2.2.1 Forventningsteorien

Den mest grunnleggende hypotesen for rentekurven er *forventningsteorien*. Teorien tar utgangspunkt i at alle aktører i markedet er risikonøytrale og uten preferanser for spesielle løpetider. Teorien ble for første gang omtalt av Fisher (1896). Dersom hypotesen holder, vil renten på lange obligasjoner være et gjennomsnitt av renten på kortere obligasjoner. Gitt at terminstrukturen er forventningsrett, vil en stigende rentekurve tilsi at renten i den korte enden skal øke. Motsatt vil en synkende rentekurve tilsi at den korte renten skal synke. Implisitte renter skal i slike tilfeller være konsistente med at det gir lik avkastning å investere i korte og lange papirer. To ettårsinvesteringer gir lik avkastning som én toårsinvestering.

I senere år har en moderert versjon av forventningsteorien blitt vanligere å benytte. Teorien har sitt utspring i teorien om effisiente markeder, som fikk økende støtte på 1960-tallet (Fama, 1969). Den modererte versjonen beror på at det til enhver tid finnes en risikopremie i markedet, som kan variere for de ulike løpetidene. Teorien om implisitte renter holder ikke, da de lange rentene ifølge teorien vil utgjøre et snitt av de korte rentene i tillegg til risikopremien.

2.2.2 Likviditetspremieteorien

Likviditetspremieteorien legger derimot til grunn at aktørene har ulik preferanse for ulike løpetider. Teorien innebærer at investorer er risikoaverse, og velger rentepapirer som er mer likvide fremfor de mindre likvide. Det innebærer større risiko å kjøpe en obligasjon med lang løpetid fordi obligasjonen er mer eksponert for en eventuell renteendring. Derfor vil det ligge en risikopremie innbakt i de lange rentene, som igjen er økende med instrumentets løpetid. Teorien stammer fra Lutz (1940) og Hicks (1946), og impliserer at de lange rentene kan uttrykkes som den forventede korte renten pluss en likviditetspremie. Dette medfører at den implisitte renten er høyere enn forventede fremtidige renter, og at en risikopremie må kompensere for at investorer skal ville ta lengre investeringer i mindre likvide rentepapirer.

2.2.2.1 Inflasjonspremieteorien

I 2003 utviklet Brealey og Meyers (2003) en variant av likviditetspremieteorien, som dreier seg om at det er usikkerhet rundt fremtidig inflasjon. Både forventningsteorien og

likviditetspremieteorien bygger på at inflasjonen er kjent. Ifølge *inflasjonspremieteorien* består spotrenten av styringsrenten, en realrentekomponent, i tillegg til fremtidig inflasjon. Da det er usikkerhet knyttet til fremtidig inflasjon, vil investorer kreve et risikotillegg for å ta lengre investeringer. Dette gjør at den implisitte renten må være høyere enn et snitt av de korte rentene, slik at investor blir kompensert for den økte inflasjonsrisikoen som knytter seg til lengre investeringer.

2.2.3 Segmenteringsteorien

Segmenteringsteorien er den tredje anerkjente teorien om terminstrukturen. Culbertson omtalte teorien i *The Term Structure of Interest Rates* i 1957 (Culbertson, 1957). Hypotesen forutsetter at investorer er risikoaverse og usikre på fremtiden. Derfor vil de kun investere i papirer som har en løpetid som tilsvarer betalingsforpliktelser de vet må imøtekommes i fremtiden. Et eksempel på dette er pensjonsleverandører, som er ute etter lange obligasjoner. Deres betalingsforpliktelser strekker seg mange år frem i tid. Ofte er det derfor press fra institusjonelle investorer som forsikringsselskaper og pensjonskasser som bestemmer markedskrysset. Den mest ekstreme versjonen av teorien går så langt som å si at renten på andre løpetider er uinteressant og at markedet er totalt segmentert. Modigliani og Sutch (1966) presenterer imidlertid en moderert variant av segmenteringsteorien i 1966, der de hevder at dersom rentedifferansen på ulike løpetider blir tilstrekkelig stor, vil investorer være tilbøyelige til å etterspørre andre løpetider. Hver investor har i utgangspunktet sitt «preferred habitat», et avgrenset område med løpetider de etterspør. Som Valseth (2003) poengterer, vil det norske rentemarkedet i større grad være eksponert for segmenteringseffekter i forhold til større rentemarkeder, da det består av store investorer som har mulighet til å påvirke prisene.

2.3 Bruttonasjonalprodukt som mål på økonomien

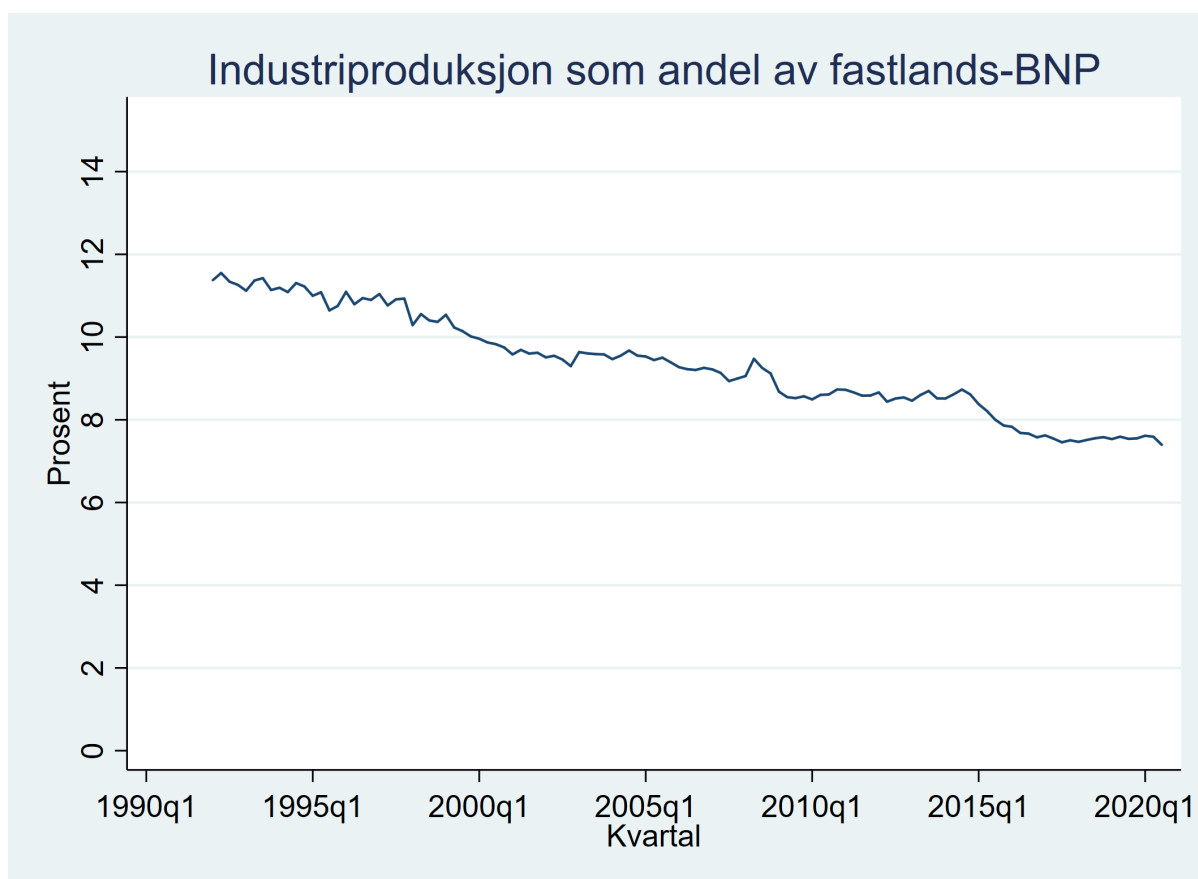
Som indikator på tilstanden i økonomien, har vi valgt å benytte fastlandsbruttonasjonalprodukt (BNP) i faste priser. Faste priser er valgt for å kunne sammenligne BNP-tall over tid. Definisjonen av fastlands-BNP er summen av bruttoproduktene i alle næringer utenom utvinning av råolje og naturgass, rørtransport med råolje og naturgass, utenriks sjøfart og supplyvirksomhet (Statistisk sentralbyrå, 2020). Vi benytter

sesongjusterte BNP-tall for å ikke la eksempelvis høytider, årstider og ferieavvikling påvirke tallene som skal gi et bilde på den økonomiske aktiviteten i landet.

BNP er imidlertid ikke et helt uproblematisk mål på den økonomiske aktiviteten. Dette problematiserer Eika (2008) i artikkelen *Det svinger i norsk økonomi*. For det første forteller BNP ingenting om fordelingen av inntekt i samfunnet. To land med lik BNP per capita kan ha totalt ulik inntektsfordeling blant befolkningen. Videre er BNP-tall basert på markedstransaksjoner. Eksempelvis vil alt arbeid som gjøres i hjemmet ikke regnes med. Gitt det store skiftet i kvinners yrkesdeltakelse de siste tiårene, kan indikatoren til dels virke misvisende. BNP tar heller ikke hensyn til forurensing.

En annen svakhet med BNP er at tallene ofte er utsatt for store revisjoner i ettertid. Statistisk sentralbyrå kommer med anslag på kvartalsvis BNP 50 dager etter kvartalets slutt. Deretter revideres tallene kontinuerlig, og ses ikke på som ferdig revidert før 23 måneder etter det respektive kvartalet. Dette betyr at ferskere BNP-tall bør brukes med forsiktighet, og man kan hevde at helt nye tall bør utelates. Evensen (2004) har foretatt en studie av revisjonene av foreløpige nasjonalregnskapstall. Han problematiserer hvorvidt foreløpige regnskapstall er pålitelige. Som et eksempel, viser han til at de første BNP-anslagene for regnskapsårene 1993 til 2002 bommet med 0,4 prosentpoeng i snitt. Store revisjoner av tallene i ettertid kan vitne om at dataene i utgangspunktet er usikre og av lav kvalitet. Evensen kommer frem til at i tidsintervallet 1972 til 2002 er de foreløpige anslagene for veksten i økonomien undervurdert. Resultatene av analysen viser også at revisjoner i ettertid er svært nyttige, da tallene nærmer seg de faktiske regnskapstallene for de respektive årene.

Vi har i tillegg til fastlands-BNP benyttet industriproduksjon som et mål på økonomisk aktivitet. Historisk sett er dette to størrelser som har fulgt hverandre tett, men i nyere tid har industriproduksjon som andel av BNP blitt redusert noe. Dette er en følge av at tjenestenæringen har vokst betydelig de siste tiår. Ressurser er dermed blitt flyttet fra industriproduksjon, og som mål på økonomisk aktivitet reflekterer industrisektoren i dag Norge som helhet i mindre grad enn før, noe figur 2.1 viser.



Kilde: Egne beregninger; SSB

Figur 2.1: Industriproduksjon som andel av fastlands-BNP

SSB har fra og med 2018 begynt å publisere månedlige BNP-tall. Da vår tidsserie med renter daterer seg tilbake til 1993, er vi uansett nødt til å bruke dateringsfrekvenser som strekker seg langt nok tilbake i tid. Konjunktursvingninger kan endres relativt raskt, derfor ser vi på det som hensiktsmessig å benytte kvartalstall fremfor årlige tall.

2.4 Det norske rentemarkedet

For å styrke sammenligningsgrunnlaget til analysen vår, finner vi det fornuftig å poengtere noen elementer i det norske rentemarkedet sammenlignet med internasjonale forhold.

Norges Bank overvåker første- og annenhåndsmarkedet for obligasjoner i Norge tett. Fra og med 2016 har de gjennomført en undersøkelse blant investorer og prisstillere, hvor respondentene vurderer likviditeten i det norske obligasjonsmarkedet (Stemsrud, 2018). Et særtrekk ved det norske markedet er at hele 27 % av investorene er utenlandske. Dette betyr at tilstanden i internasjonal økonomi vil ha stor påvirkning på etterspørselen etter

norske renteinstrumenter. Banker og kredittforetak utgjør 25 %, og livsforsikringselskaper og pensjonskasser står for 20 %. Det er altså store institusjoner som er de dominerende aktørene. Blant utstedere står staten og OMF-foretak¹ for omtrent halvparten av verdien i markedet. Banker er også en stor aktør på prisstillersiden.

Ved utgangen av 2017 var utestående volum i det norske obligasjonsmarkedet 1978 milliarder kroner. At få, store aktører kan påvirke markedskreftene er et typisk kjennetegn på at markedet er lite og mindre likvid .

Lange renter i Norge har historisk sett ligget høyere enn tilsvarende renter i euroområdet (Kloster, 2000). Kloster poengterer at inflasjonssvingningene i Norge kan være noe av grunnen til dette. Som den lille, åpne økonomien Norge er, vil inflasjonsusikkerheten også spille over til valutausikkerhet mot euro og dollar. Dette bidrar til å øke likviditetspremien og dermed rentedifferansen. Illikviditet gir en usikkerhet for investorer og må følgelig kompenseres med en premie.

2.5 Risikopremien i rentemarkedet

Som nevnt under forventningsteorien, er det en bred oppfatning om at terminrentene historisk har predikert høyere renter enn det som faktisk har vært observert. Ifølge teorien om implisitte renter betyr dette at det finnes en risikopremie i rentemarkedet. Dersom det finnes betydelige risikopremier i markedet, som i tillegg varierer over tid, vil dette svekke terminstrukturen som en ledende indikator på resesjon. Dette presiserer Mishkin (1991) i sin undersøkelse av sammenhengen mellom terminstrukturen og inflasjon i ulike OECD-land. Resultatet tilsier at europeiske renter fungerer dårligere som indikator enn amerikanske renter. Noe av årsaken forklarer han med at risikopåslaget utgjør en større del i euromarkedet. Et høyere risikopåslag på lange renter betyr at de lange rentene ikke kan ses på som et snitt av forventede korte renter, og man bør derfor justere for risikopåslaget, jf. forventningsteorien.

Risikopremien i markedet er ikke observerbar og som Myklebust (2005) diskuterer, mener mange at den varierer over ulike løpetider. Risikopremien kan, ifølge Valseth (2003), dekomponeres i en kredittpremie, likviditetspremie og løpetidspremie. Kredittpremien kompenseres for at det finnes en risiko i at motparten ikke klarer å overholde sine

¹Obligasjoner med fortrinnsrett

forpliktelser. Denne vil variere betydelig etter hvilken rente vi ser på. Man antar at kredittpremien øker med løpetiden. Likviditetspremien skal kompensere for at investor kjøper et lite likvid instrument. I et lite marked, med lav omsetning krever investor en premie for sine investeringer. Løpetidspremien skal veie opp for renterisikoen forbundet med en investering. Renterisiko oppstår når investeringshorisonten til investor er ulik instrumentets løpetid. Renten kan utvikle seg ugunstig for investor i et slikt tilfelle.

Selv om risikopåslaget ikke kan observeres direkte, er det benyttet flere metoder i litteraturen for å estimere det. De er gjerne svært kompliserte. Historisk sett er det gjort få forsøk på å estimere risikopremien i det norske markedet. Norges Banks undersøkelse av det norske obligasjonsmarkedet inneholder beregninger som baserer seg på indikative risikopåslag på Nibor, med Nordic Bond Pricing som kilde (Stemsrud, 2018). Tallene viser at risikopåslagene har sunket markant siden 2012. OMF'er har eksempelvis et påslag på rett i underkant av 25 basispunkter på Nibor. Dette tilsvarer en halvering av påslaget siden 2012.

Rosenberg og Maurer (2008) utfordrer terminpremien og hvorvidt den bidrar eller forstyrrer terminstrukturens prediksjonskraft. De definerer terminstrukturen som bestående av en forventningskomponent og en risikopremiekomponent. Risikopremiekomponenten brytes igjen ned i inflasjonsrisikopremie og realrenterisikopremie. De refererer til analyser gjort av Kim og Wright (2005) og Rudebusch, Sack, and Swanson (2006), og anslår risikopremien til å ligge på mellom 0 og 1,5 prosent, men at den på 80-tallet var over 2 prosent. Videre mener de det ikke er en klar sammenheng mellom nivået på risikopremien og tilstanden i økonomien.

I *Penger og Kreditt 2/2006* påpeker Gerderup, Hammersland og Naug (2006) at de lange rentene gjerne inneholder risikopremier. Dersom investorer blir mer usikre og markedene urolige, kan de lange rentene øke utelukkende på grunn av økte risikopremier. Dersom de lange rentene endres som følge av investorers usikkerhet om inflasjonsforventninger heller enn vekstforventninger, vil terminstrukturens predikative egenskaper reduseres. Samtidig kan de korte rentene stige som følge av høye inflasjonsforventninger, og ikke vekstforventninger, noe som vil ha samme svekkelse av terminstrukturen som ledende indikator.

2.6 Faktorer som påvirker terminstrukturen

Dersom terminstrukturen kan benyttes som en ledende indikator for å predikere resesjon, finner vi det hensiktsmessig å presentere faktorer som kan føre til endringer i terminstrukturen.

2.6.1 Pengepolitikkenes innvirkning på terminstrukturen

Estrella og Hardouvelis (1991) presiserer effekten av pengepolitikken på terminstrukturens prediksjonskraft. At sentralbankens pengepolitikk påvirker de korte rentene, og dermed helningen på kurven, er relativt udiskutabelt. En innstramning i pengepolitikken vil normalt føre til at de korte rentene øker. De lange rentene vil også øke, men i mindre grad. Kontraktiv pengepolitikk vil ofte føre til lavere økonomisk aktivitet så vel som en flatere rentekurve. Det interessante er å finne ut hvorvidt rentekurvens helning kan gi ekstra informasjon om eksogene faktorer for utvikling i BNP.

Som Wright (2006) påpeker, vil en høyere rentedifferanse indikere at nåværende pengepolitikk er stram. Høyere korte renter vil igjen øke sannsynligheten for en resesjon.

Lange renter vil i mindre grad påvirkes av sentralbankens styringsrente, og i større grad av markedsaktørenes forventninger om utviklingen i markedet fremover. Forventningene til aktørene vil også ha påvirkning på rentefastsettelsen til sentralbanken. Norges Bank forsøker å styre renten og renteforventningene gjennom tre kanaler: etterspørsel-, valutakurs-, og forventningskanalen. Dersom det forventes økt inflasjon fremover, vil dette i seg selv gjøre at prisveksten øker. Konsumenter vil heller gjøre et kjøp i dag, enn i morgen, dersom prisene skal øke. Slik kan sentralbanken påvirke prisnivået uten å faktisk endre på renten.

2.6.2 Investors forventninger

Estrella og Trubin (2006) påpeker at investors forventninger kan påvirke rentekurvens helning. En økning i korte renter vil normalt føre til lavere etterspørsel etter langsiktig kreditt på grunn av en oppfatning om at aktiviteten i økonomien vil reduseres. Dette demper etterspørselen etter lange renter. Samtidig vil den reduserte aktiviteten i økonomien føre til lavere inflasjon, som igjen øker sannsynligheten for en lettelse i pengepolitikken.

Forventet lavere kort rente tenderer til å gi lavere lange renter, og dermed en flatere kurve. Dette støtter teorien om at det er en korrelasjon mellom terminstrukturen og sannsynligheten for resesjon. Det at investorers forventninger er betydningsfullt for helningen, kan bety at rentekurven er mer forutseende for å predikere resesjon enn andre makrofaktorer.

3 Data

I datakapittelet vil vi beskrive datasettet vårt. Først går vi gjennom resesjonsdateringene og begrunner valg av renter. Deretter presenterer vi variablene vi benytter i analysen, samt deskriptiv statistikk.

3.1 Resesjon

Når vi ser på lignende analyser av terminstrukturen som ledende indikator gjort på det amerikanske markedet, bruker de fleste studier National Bureau of Economic Research (NBER) sine konjunkturdateringer. En slik konjunkturdatering finnes ikke i Norge. Vi benytter derfor tidligere litteratur om norske konjunkturer for å datere resesjoner i BNP-serien vår. Den offisielle definisjonen på resesjon er ifølge NBER:

"A Recession is a significant decline on economic activity spread across the economy, lasting more than a few months, normally visible in real GDP, real income, employment, industrial production, and wholesale-retail sales. A recession begins just after the economy reaches a peak of activity and ends as the economy reaches its trough."

SSBs definisjon på resesjon er *et fall i økonomisk aktivitet to kvartaler på rad*. Resesjonsbegrepet dreier seg altså om endring over tid, og sier ingenting om nivået på BNP. En kortvarig resesjon i en periode hvor økonomien er på et nivå med stor kapasitetsutnyttelse og lav ledighet trenger derfor ikke være dramatisk. Begrepene høykonjunktur og lavkonjunktur tar derimot hensyn til nivået i økonomien, ved å sammenligne de faktiske BNP-tallene med et trendnivå. Dersom BNP-veksten ligger under trend, defineres det som en lavkonjunktur. Trendveksten skal så godt som mulig gjenspeile gjennomsnittlig forventet vekst i landet. Vi har valgt å følge Estrella og Trubin (2006) i våre resesjonsdateringer, som definerer alle kvartaler mellom en topp og en bunn i BNP-vekst som resesjon. Konjunkturtopper regnes ikke som en del av resesjonen. Konjunkturbunner har hatt fall i vekst fra kvartalet før, og regnes derfor med i resesjonen. Dette er tilsvarende definisjon som NBER har av resesjon.

3.2 Gjennomgang av resesjonsdateringer

I forbindelse med NOU 2000:21 (2000)² redegjør Eika og Johansen for konjunkturforløpet i norsk økonomi fra 1989 til 1999, og vi har i stor grad benyttet deres resesjonsdateringer i vår BNP-serie de aktuelle årene.

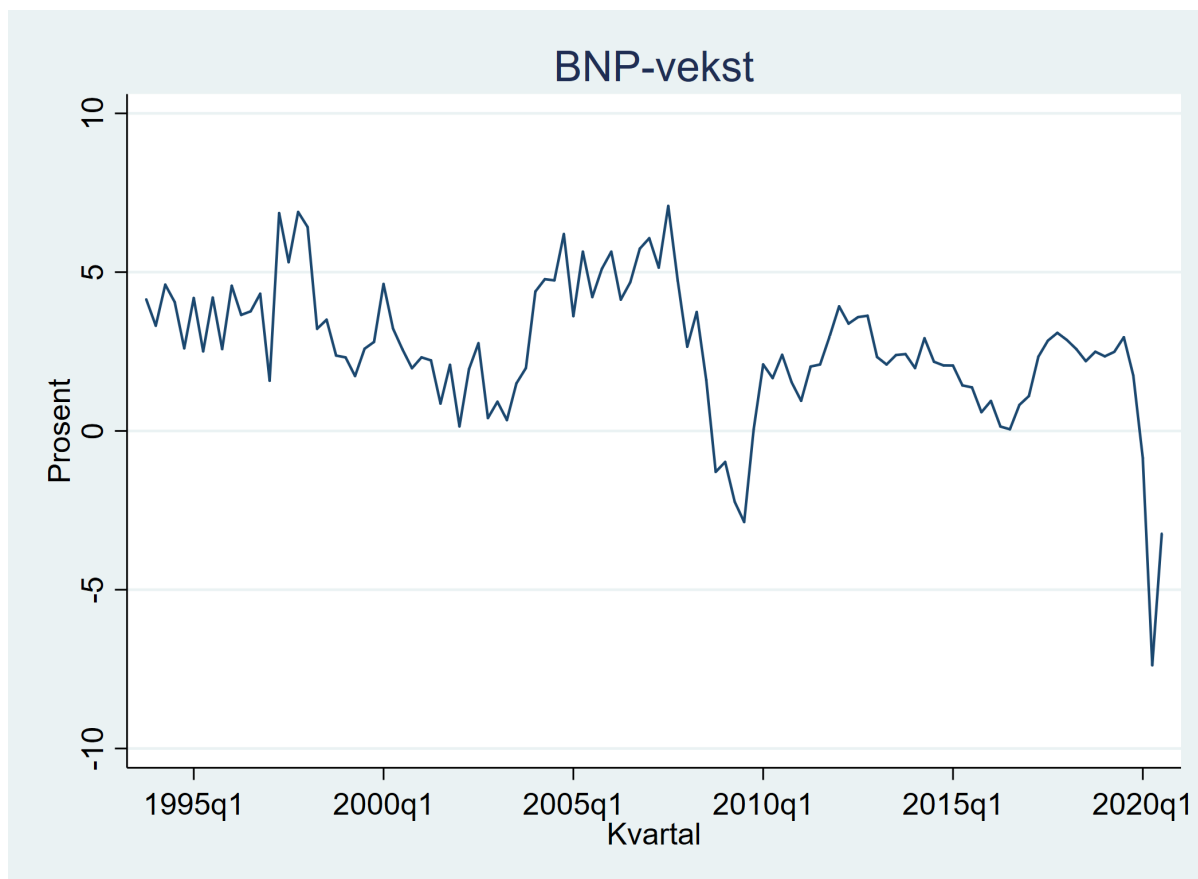
3.2.1 1990-tallet

Fra 1994 til 1996 nærmet produksjonsnivået seg trendverdi, samtidig som produksjonsveksten nærmet seg trendvekst. Som Benedictow (2006) skriver, gikk norsk økonomi inn i en høykonjunktur i 1993. Med lavere rentenivå og høy vekst i både offentlig og privat forbruk, økte aktiviteten i norsk økonomi. Konkurransetsatt sektor vokste, og det samme gjorde investeringslysten i næringslivet. Dette bidro til svært høy arbeidsdeltakelse frem mot 1998, hvor ledigheten var halvert fra 1993. Som figur 3.1 viser, nådde norsk økonomi en topp i 1998. Internasjonal uro, særlig i asiatiske markeder, gav følger også her til lands. BNP-veksten nådde en ny bunn allerede året etter, i 1999. Fall i oljeprisen og dobling av rentenivået for å hindre kronekursfall bidro heller negativt til konjunktoren innenlands.

3.2.2 2000-tallet

Resesjonen ble etter hvert motvirket av IT-boblen i aksjemarkedet. Investorer hadde store forventninger til selskaper innen sektoren, og de ble priset deretter. IT-boblen gav følgelig en ny konjunkturtopp i etterkant av årtusenskiftet. Deretter ble det klart for mange at avkastningskravene til IT-selskaper var urealistiske, og investorer begynte å selge seg ut samtidig. Boblen sprakk og aksjeprisene raste, ikke bare i IT-sektoren, men i store deler av markedet.

²Norges offentlige utredninger



Beregnet som årlig endring i fastlands-BNP

Kilde: Egne beregninger; SSB

Figur 3.1: BNP-vekst, årlig endring

Det hadde bygget seg opp et press i økonomien, med en lønnsvekst høyere enn hos våre handelspartnere. Norges Bank var bekymret for tiltakende inflasjon, og satte følgelig opp styringsrenten. Kombinert med nedgangskonjunkturen internasjonalt, førte dette til en styrket krone, som igjen svekket norsk eksport. Norsk økonomi gikk deretter inn i en lavkonjunktur høsten 2002, og arbeidsledigheten i norsk industri økte betydelig. Eika (2007) daterer bunnen til første halvdel av 2003. Norge ble imidlertid ikke like hardt rammet som internasjonalt, og særlig amerikansk, økonomi.

Ifølge Benedictow (2006) økte andelen av import fra lavkostland som Kina på 2000-tallet. Dette var en lettelse på inflasjonspresset, og Norges Bank kunne sette ned renten igjen. Den negative trenden stoppet fordi også internasjonal økonomi bedret seg. I årene som fulgte, satte Norges Bank opp renten i flere små steg for å dempe konjunktursvingningene. Mot 2007 fortsatte norsk økonomi å vokse, med god hjelp fra økning i oljeprisen.

Reallønnsveksten var høy, og det samme var nivået på offentlige investeringer. Norsk økonomi nådde en topp i siste kvartal av 2007, med påfølgende kraftig fall i produksjonen i 2008. Uroen i internasjonal økonomi fikk betydelig innvirkning på norsk økonomi. Det store boligkraket i USA høsten 2008, med påfølgende aksjekrakk, ble starten på det som omtales som finanskrisen. Økonomiske oppgangstider og liberalisering av kredittlovgivning gjorde at amerikanske banker ble komfortable med å gi ut boliglån til langt flere enn de som var kredittverdige (Grytten, 2016). I 2008 forstod aktører at boligmarkedet ikke var bærekraftig. Kunder som ikke hadde råd til å betjene lånet sitt, måtte flytte ut. Dette resulterte i at bankene led store økonomiske tap, og satt igjen med boliger de ikke fikk solgt. Den amerikanske storbanken Lehman Brothers gikk konkurs, og flere av de største amerikanske bankene kollapset. Fra mai til november 2008 raste Oslo Børs med 64 % (Grytten, 2016). Imidlertid ble ikke finanskrisen like ille for Norge, som for andre. Cappelen og Eika (2010) poengterer at en ekspansiv finanspolitikk og svekket kronkurs bidro til å dempe resesjonen. Norges Bank satte også inn tiltak for å bedre bankenes likviditet.

Ifølge Cappelen og Eika (2010) startet konjunkturedgangen i Norge for alvor siste kvartal 2008, etter at Lehman Brothers gikk konkurs i september (Grytten, 2016). De norske tiltakspakkene fortsatte i 2009, og var viktige for å dempe nedgangen.

Finanskrisen gav store statlige underskudd som følge av redningspakkene stater måtte ut med. På denne måten har finanskrisen gitt langvarige virkninger og uro i finansmarkedene internasjonalt. Hellas og Italia er eksempler på land som har blitt offer for enorme statsfinansielle kriser (Grytten, 2016).

3.2.3 2010-tallet

Statens Pensjonsfond utland og de store norske bankene hadde heldigvis ikke tatt utsatte posisjoner, og ble sånn sett lite påvirket av den internasjonale uroen. Resesjonen varte likevel over flere år, og ikke før i begynnelsen av 2010 nådde økonomien en bunn. Deretter snudde trenden.

Oljeinvesteringene begynte å falle allerede mot slutten av 2013. I 2014 avtok veksten til norske handelspartnere, og sysselsettingen begynte å synke (Eika og Benedictow, 2014). Følgelig daterer toppen seg til andre kvartal 2014. Ifølge Hvinden og Nordbø (2016) hadde, i 2016, 22 000 arbeidsplasser forsvunnet innen olje- og gassnæringen siden sommeren 2014.

Oljeprisen falt til under 30 dollar fatet i januar 2016, noe som er langt under lønnsomt nivå for de fleste oljefelt (Grytten, 2016). Videre diskuterer de hvorvidt det kan ha ført til en langvarig mistilpasning i det norske arbeidsmarkedet i etterkant av oljeprisfallet. I tillegg til den lave oljeprisen, var det lav etterspørsel etter eksportvarer fra omverdenen. Som følge av oljeprisfallet gikk norsk økonomi inn i en resesjon som viste seg å vare ut året 2016.

I 2017 så norsk økonomi etter hvert ut til å være godt på vei tilbake etter oljenedturen. Sigurd Bjørnstad i Aftenposten (2018) skrev at fastlands-Norges produksjon bortimot doblet seg i 2017, og at vektsten var den beste på tre år. Oppgangen fortsatte i 2018, noe SSB kalte en «svak konjunkturoppgang».

3.2.4 2020: Det største BNP-fallet målt av SSB noensinne

Den uforutsette Covid-19-pandemien har satt dype spor i norsk økonomi. Ikke overraskende viser grafen at BNP faller kraftig i mars 2020. Ifølge Kjos og Helliesen (2020) var fallet i BNP i 2. kvartal det største som er målt i SSBs historie. BNP falt med 6,3 prosent etter at nedstengningen av landet begynte den 12. mars. Servicesektoren, særlig representert av overnattings- og serveringstjenester, samt kultursektoren er de som ble hardest rammet i starten av pandemien. Fastlands-BNP falt med henholdsvis 7,3 prosent og 4,1 prosent i mars og april. Den gradvise gjenåpningen av samfunnet startet i mai, og juni-tallene endte med en oppgang på 3,7 prosent.

Som diskutert i litteraturkapittelet, er BNP-tall gjenstand for flere runder med revisjoner i etterkant. Pål Sletten i SSB påpeker at det er mye større usikkerhet rundt BNP-tallene enn normalt, og at disse derfor kan bli revidert i større grad enn tidligere (Knudsen, 2020). SSB er nødt til å bruke nye datakilder for sine justeringer.

3.3 Rentedata

Renteseriene har vi mottatt fra Kristian Semmen og Harald Magnus Andreassen i SpareBank 1 Markets. Seriene inneholder rentenoteringer på 10-års swaprente og 3-måneders Nibor³. Rentserien for Nibor strekker seg fra 05.09.1990, men da 10-års swaprente først er notert i 1993, har vi valgt å starte serien tredje kvartal i 1993. Tallene er

³Norwegian Interbank Offered Rate

på kvartalsbasis, men er beregnet som et gjennomsnitt av daglige noteringer. I og med at historiske BNP-tall kun er å oppdrive på kvartalsbasis, finner vi det mest hensiktsmessig at renteserien vår har samme frekvens.

3.4 Diskusjon av rentedifferanse

I dette kapitlet vil vi grunngi hvorfor vi har valgt å benytte differansen mellom 10-års nominell swaprente og 3-måneders Nibor som vår rentedifferanse.

Tidligere empiri, særlig det som er gjort på det amerikanske markedet, benytter stort sett differansen mellom 10-års statsobligasjoner og 3-måneders Treasury Bills-rente i beregning av terminstrukturen. I valget av rentepapirer er det en rekke faktorer som spiller inn. Spesielt viktig er det at beregningen av rentene er konsistent over tid. Likefullt er det viktig å velge papirer som er likvide nok til at prisen reflekterer tilstanden i økonomien. Både den korte og lange renten er interbankrenter. Alternativt kunne vi benyttet statsrenter; henholdvis 10-års statsobligasjoner og 3-måneders statskasseveksler. I og med at det norske rentemarkedet er mindre og dermed har færre transaksjoner enn eksempelvis det amerikanske, vil det være en utfordring å finne papirer som er likvide nok. Aller helst ønsker man at risikopremien i markedet er fraværende. Flere amerikanske studier benytter statsrenter for å komme så nært en risikofri rente som mulig. Det amerikanske statsobligasjonsmarkedet er imidlertid mye større og eldre enn det norske. En annen faktor som skiller disse markedene er at Norge får store inntekter fra oljesektoren. Dette gjør at sentralbanken ikke trenger å være like aktiv i obligasjonsmarkedet som det Fed er i finansieringen av statsbudsjettet.

Estrella og Hardouvelis (1991) diskuterer i sin studie hvorvidt det er tilstrekkelig å kun se på én rentedifferanse. De konkluderer med at et større utvalg av løpetider vil gi bedre informasjon, og mer nøyaktige resultater med tanke på terminstrukturens predikative egenskaper. Likevel forsvarer de bruken av én rentedifferanse med at det er en fornuftig forenkling, og tilstrekkelig for å finne svar på om rentekurvens helning har predikasjonsegenskaper.

Kucko og Chinn (2010) presiserer viktigheten av at rentene som benyttes i analysen gjenspeiler markedsrentene så godt som mulig. Likvide markeder egner seg bedre. Renteseriene bør være konsistente over tid med tanke på beregningsmåte. Som omtalt i

litteraturkapittelet ønsker man også at rentene inneholder risikopremier i så liten grad som mulig.

3.4.1 Valg av kort og lang rente

Vi har valgt 10-års nominell swaprente og 3-måneders Nibor for beregning av rentedifferansen. Alternativt kunne vi benyttet 10-års statsobligasjonsrente og 3-måneders statskasseveksler. Det norske statsobligasjonsmarkedet er lite i omfang og mindre likvid. Sammenlignet med det amerikanske statsobligasjonsmarkedet gjenspeiler det norske statsobligasjonsmarkedet markedsforholdene i vesentlig mindre grad.

3.4.1.1 3-måneders Niborrente

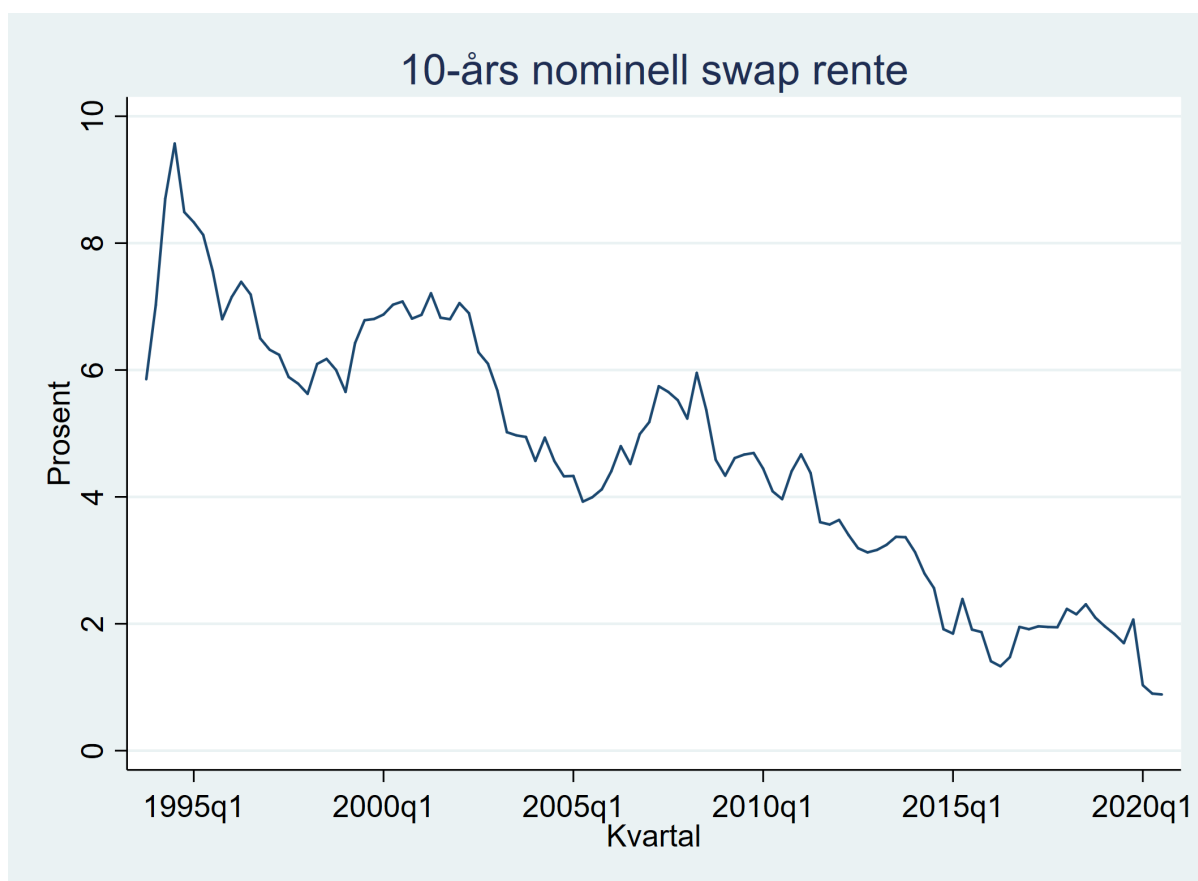
Nibor er den vanligste referanserenten her til lands, og renten noteres daglig av Norges Bank. Referanserenter benyttes som utgangspunkt i prising av finansielle instrumenter som lån, renteswaper og valutaswaper. Nibor kvoterer av et panel bestående av seks banker. Siden finanskrisen har renten vært gjenstand for kritikk, da det er en kvotert rente, og ikke en faktisk rente som handles i markedet. Renten er basert på at panelbankene rapporterer inn hva de ville lånt ut usikret til, over natten. Referanserenten kan dekomponeres i risikofri rente og en risikopremie. Nibor er utledet fra en dollarrente, som panelbankene justerer ved å benytte vekslingskursen mellom amerikanske dollar og norske kroner (Tafjord, 2015).

Et problem med Niborrenten er derfor at dersom påslaget i dollar øker vil også risikopåslaget i Nibor øke, uten at norske forhold er årsaken. Videre kritikk av Nibor bunner i at dersom usikkerheten i markedet går opp, øker bankenes innlånsrenter. Samtidig øker renten på bankenes finansielle instrumenter knyttet til utlån, og på denne måten blir bankene kompensert. Det utarbeides et alternativ til Nibor i disse dager, i håp om å oppnå en referanserente som i større grad reflekterer de faktiske markedsforholdene. Likevel tror vi at Nibor er den mest fornuftige 3-månedersrenten å benytte per dags dato.

3.4.1.2 10-års nominell swaprente

Alternativet til statsrenter er nominelle swaprenter. Swaprentemarkedet er markedet for banker seg imellom. En renteswap er en rentebytteavtale mellom to parter, der Nibor som oftest benyttes som referanserente, altså det flytende benet i avtalen. En slik avtale inngås

som oftest fordi den ene parten ønsker å redusere renterisiko, eller for å kunne utnytte en forventning om rentens fremtidige utvikling. Swaprentekurven ligger som regel litt over statsobligasjonsrenten, da swaprenter innehar kredittrisiko utover statsrenter. Swaprenten på ulike løpetider skal gjenspeile den renten banker er villige til å bytte flytende mot fast rente (eller motsatt), altså renten der de er indifferent mellom de to alternativene. Hva den faktiske renten blir under en swapavtale vites ikke før tiden har løpt. Derfor er swaprenten et uttrykk for markedsaktørens forventninger til renteutviklingen. Selv om swaprentene gjerne ligger over statsrenter, finner vi det mest fornuftig å benytte denne. Vi tror dette er renten som best gjenspeiler de faktiske markedsforholdene. Årsaken til at 10-årsrenter ofte velges som den lange renten, er at dette gjerne er den lengste renten som noteres i de fleste land.

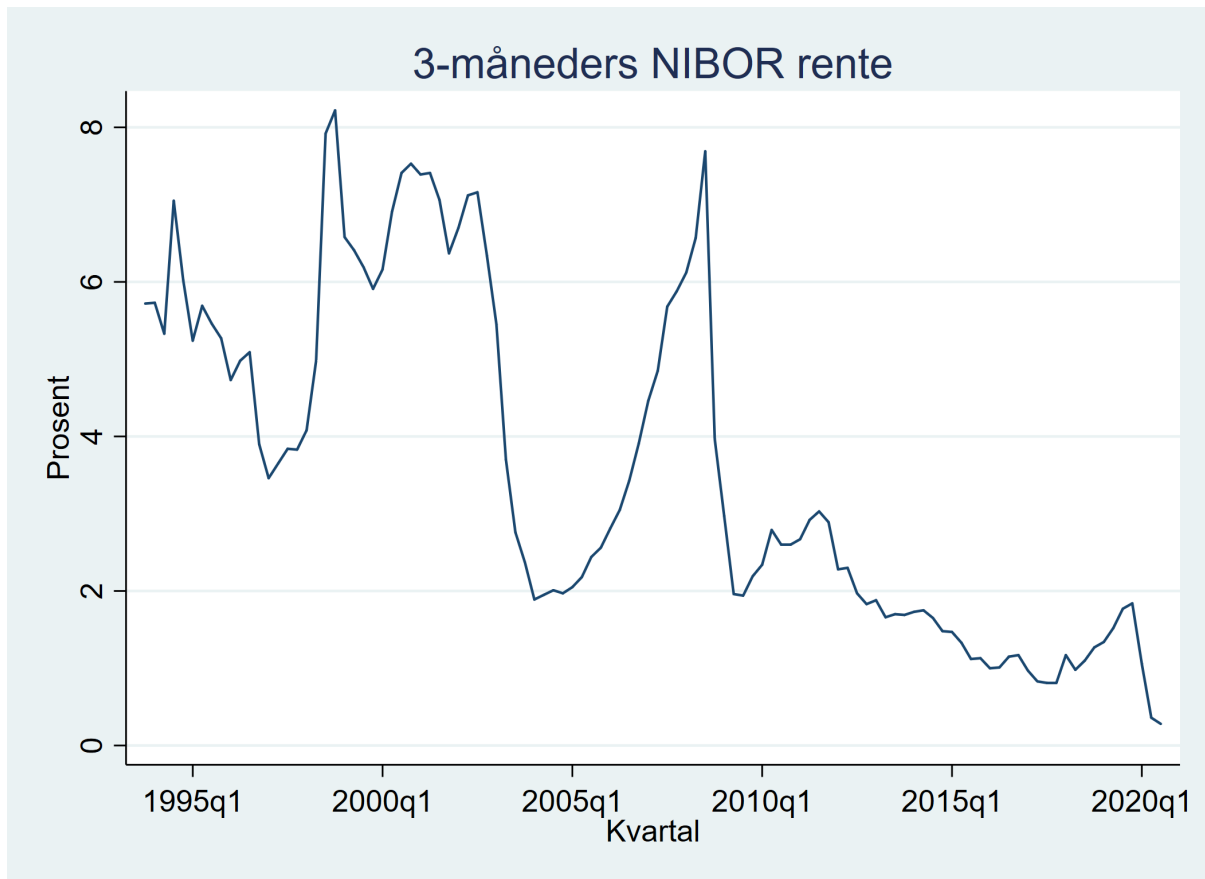


Kilde: Egne beregninger; SpareBank 1 Markets

Figur 3.2: 10-års nominell swaprente

Figur 3.2 viser utviklingen i 10-års nominell swaprente fra tredje kvartal 1993 og til i dag. Rentenivået har falt markant i løpet av de 27 årene. Vi ser tydelige renteøkninger særlig

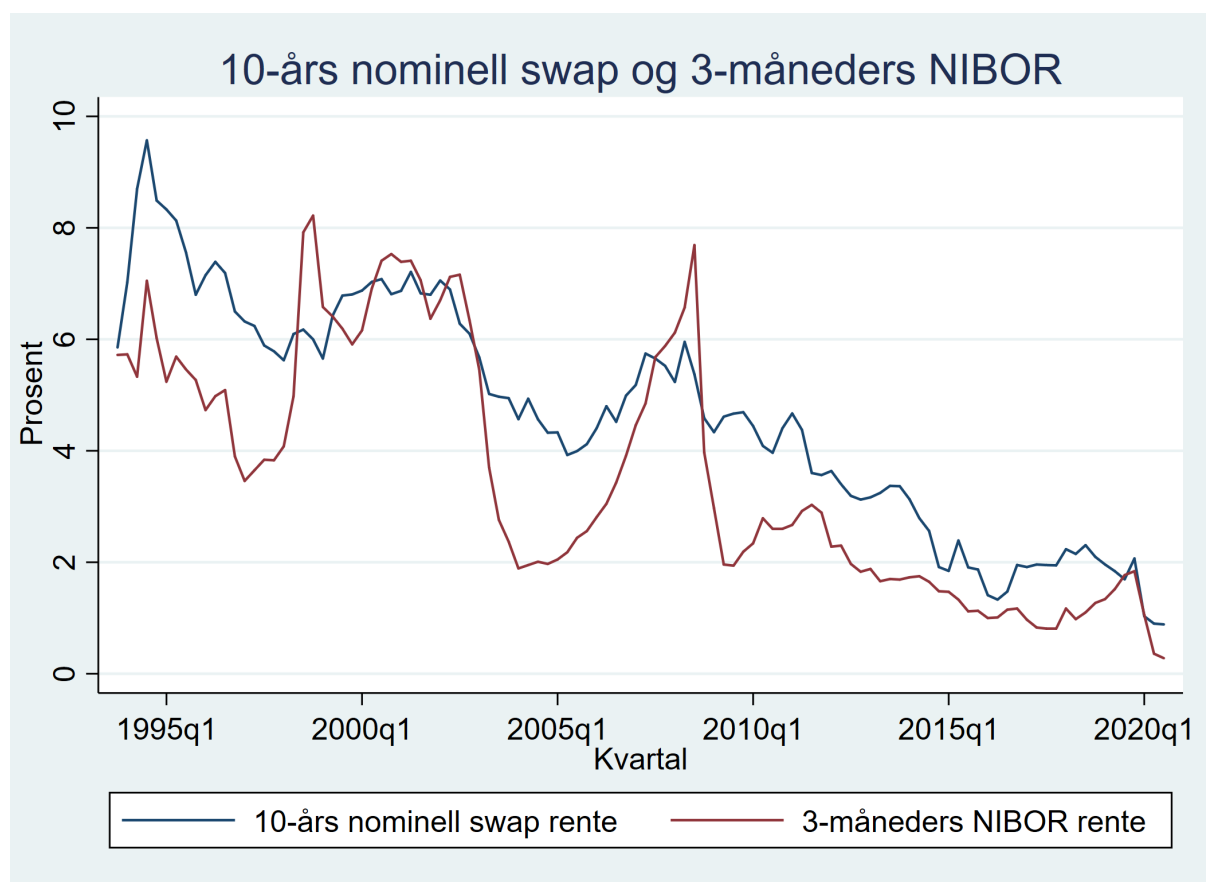
rundt IT-boblen på begynnelsen av 2000-tallet og finanskrisen i 2008. I usikre tider øker rentene som følge av økt kredittrisiko.



Kilde: Egne beregninger; Sparebank 1 Markets

Figur 3.3: 3-måneders Niborrente

Vi ser i figur 3.3 at utviklingen i 3-måneders Nibor følger samme nedadgående tendens som 10-årsrenten, men den er betydelig mer volatil. Korte renter er mer utsatt for endringer i pengepolitikk, og nivået på aktiviteten i økonomien enn lange renter.



Kilde: Egne beregninger; SpareBank 1 Markets

Figur 3.4: 10-års nominell swaprente og 3-måneders Niborrente

Figur 3.4 viser de to rentekurvene sammen. Terminstrukturen er her synlig som differansen mellom de to rentekurvene. Terminstrukturen i Norge varierer betydelig i størrelse over tid og skifter også fortegn i forkant av år 2000 og i år 2007. I korte perioder observerer vi derfor en invertert rentekurve. I tillegg merker vi oss at både 3-måneders Nibor og 10-års nominell swaprente har en synkende trend i den tidsperioden vi analyserer. Terminstrukturen varierer mindre i siste del av tidsserien. Rentemarkedet skal til enhver tid gjenspeile tilstanden i norsk økonomi. Særlig etter finanskrisen har inflasjonen i landet vært lav (Grytten, 2016). Dette medfører en kontraktiv pengepolitikk og følgelig et lavere rentenivå. Videre har gjelden for norske bedrifter og husholdninger økt, og et tiltak fra myndighetene er å holde rentene lave. Selv om økonomien har bedret seg kraftig etter finanskrisen, er høy gjeldsopplåning en viktig årsak for det lave rentenivået frem til i dag.

3.5 Deskriptiv statistikk

3.5.1 Variabler

Vi har observasjoner fra fjerde kvartal 1993 til og med tredje kvartal 2020, totalt 108 kvartaler. I tabell 3.1 inkluderes alle variablene som er benyttet i vår analyse. OSEBX-vekst og PE-vekst er kun tilgjengelig med 69 observasjoner, lengden på disse tidseriene er dermed kortere enn det totale datasettet. Under følger en gjennomgang av variablene.

VARIABLER	(1) N	(2) mean	(3) sd	(4) min	(5) max
Resesjon	108	0.306	0.463	0	1
Terminstruktur	108	1.057	1.122	-2.317	3.370
BNP-vekst	108	2.594	2.171	-7.377	7.085
Industrivekst	108	1.126	4.452	-15.60	11.40
OSEBX-vekst	69	15.08	25.36	-54.06	86.26
PE-vekst	69	0.698	3.781	-0.955	29.01
Prisvekst	108	2.064	0.967	-1.346	4.766
USD/NOK-vekst	108	1.692	10.93	-19.96	33.02

Resesjon notert som dummyvariabel, resterende variabler notert med prosent
Kilde: Egne beregninger; SpareBank 1 Markets; SSB; Bloomberg

Tabell 3.1: Variablene i datasettet

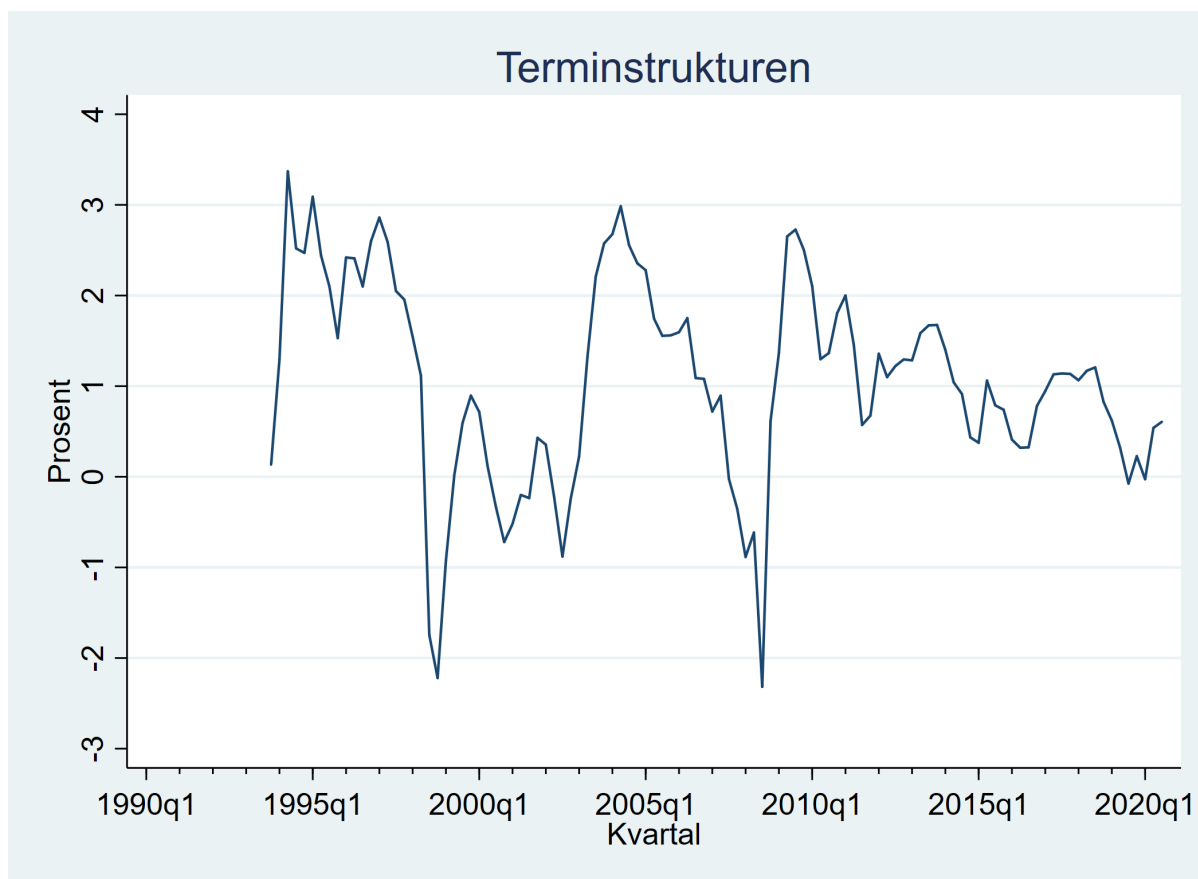
3.5.1.1 Resesjon

Variabelen *resesjon* er definert som en dummyvariabel i vår modell. Dummyvariabelen tar verdiene én for resesjon og null for ikke-resesjon. En inngående forklaring av dummyvariabelen og hvordan denne tildeles verdier følger i metodekapittelet. Vi ser at gjennomsnittet for resesjonsdummyen ligger på 0,306, noe som tilsier at 30,6 % av kvartalene i datasettet er definert som resesjon.

3.5.1.2 Terminstrukturen

Terminstruktur er utregnet som differansen mellom 10-års swaprente og 3-måneders Nibor. Variabelen har 108 observasjoner fra tredje kvartal 1993 til tredje kvartal 2020, én observasjon per kvartal. Terminstrukturen er i gjennomsnitt 1,057 prosentpoeng. Vi ser at

terminstrukturen til dels varierer mye, med minimumsverdi på -2,317 prosentpoeng og maksimumsverdi på 3,370 prosentpoeng. I figur 3.5 er variasjonen i terminstrukturen over perioden presentert.



Beregnet som rentedifferansen mellom 10 års swaprente og 3-måneders Nibor
Kilde: Egne beregninger; SpareBank 1 Markets

Figur 3.5: Terminstrukturen

3.5.1.3 BNP-vekst

Vi beregner *BNP-vekst* som årlig endring i fastlands-BNP. Et gitt kvartal sammenlignes med tilsvarende kvartal året før. Fastlands-BNP benyttes fremfor total BNP for å begrense effekten av svingninger i petroleumssektoren. Ifølge Halvorsen og Skoglund (2011), er fastlands-BNP den mest brukte nasjonalregnskapsaggregaten i Norge.

Gjennomsnittlig vekst i perioden er på 2,594 %. Veksten varierer tidvis mye med minimumsverdi på -7,377 % og maksimumsverdi på 7,085 %.

3.5.1.4 Industrivekst

Vi beregner *Industrivekst* som årlig endring i industriproduksjon. Et gitt kvartal sammenlignes med tilsvarende kvartal året før. Industrivekst er, i tillegg til BNP, en hyppig brukt makrovariabel i litteraturen. Kucko og Chinn (2010) argumenterer for at dette er en bedre variabel enn BNP fordi den ikke er utsatt for store revisjoner i ettertid. Industrivekstvariabelen er hentet fra SSB og har 108 observasjoner.

Gjennomsnittlig vekst i perioden er på 1,126 %. Veksten varierer mye med minimumsverdi på -15,60 % og maksimumsverdi på 11,40 %.

3.5.1.5 Aksjemarkedet

Fra det norske aksjemarkedet har vi benyttet to variabler: *OSEBX-vekst* og *P/E-vekst*. Vi har kun 69 observasjoner, da det begrenser seg hvor lang tidsserie det finnes av variablene på Bloomberg. Tidsserien går fra tredje kvartal 2003 og frem til tredje kvartal 2020. Begge variablene er beregnet som årlig endring. Et gitt kvartal sammenlignes med tilsvarende kvartal året før.

OSEBX-indeksen skal gjenspeile alle de listede selskapene på Oslo Børs hovedindeks best mulig. Variabelen benyttes derfor OSEBX-vekst som et mål på utviklingen i aksjemarkedet. Indeksen rebalanseres to ganger i året for å best mulig reflektere Oslo Børs. OSEBX utarbeides etter gitte retningslinjer og aksjer vektet etter ulike faktorer (Oslo Børs, 2020).

Historiske P/E-tall på Oslo Børs er hentet fra Bloomberg. Modellene med P/E-vekst inneholder av den grunn færre observasjoner. P/E-multiplikatoren beregnes ved å se på dagens aksjepris (price) i forhold til inntjening (earnings). Inntjening måles enten som forventet inntjening de neste 12 måneder (forward P/E) eller historisk inntjening de siste 12 måneder (trailing P/E). Vi har valgt å benytte trailing P/E da dette er beregnet på faktiske tall.

3.5.1.6 Prisvekst

Prisvekst er hentet fra SSB og refererer til prisutviklingen i Norge fra tredje kvartal 1993 til tredje kvartal 2020. Variabelen er beregnet som årlig endring i konsumprisindeksen (KPI). Et gitt kvartal sammenlignes med tilsvarende kvartal året før. Vi finner det interessant

å se på sammenhengen mellom inflasjon og terminstrukturen. I litteraturkapittelet er det gjennomgått ulike teorier, hvor det diskuteres hvorvidt rentemarkedet inneholder informasjon om inflasjonsforventningene.

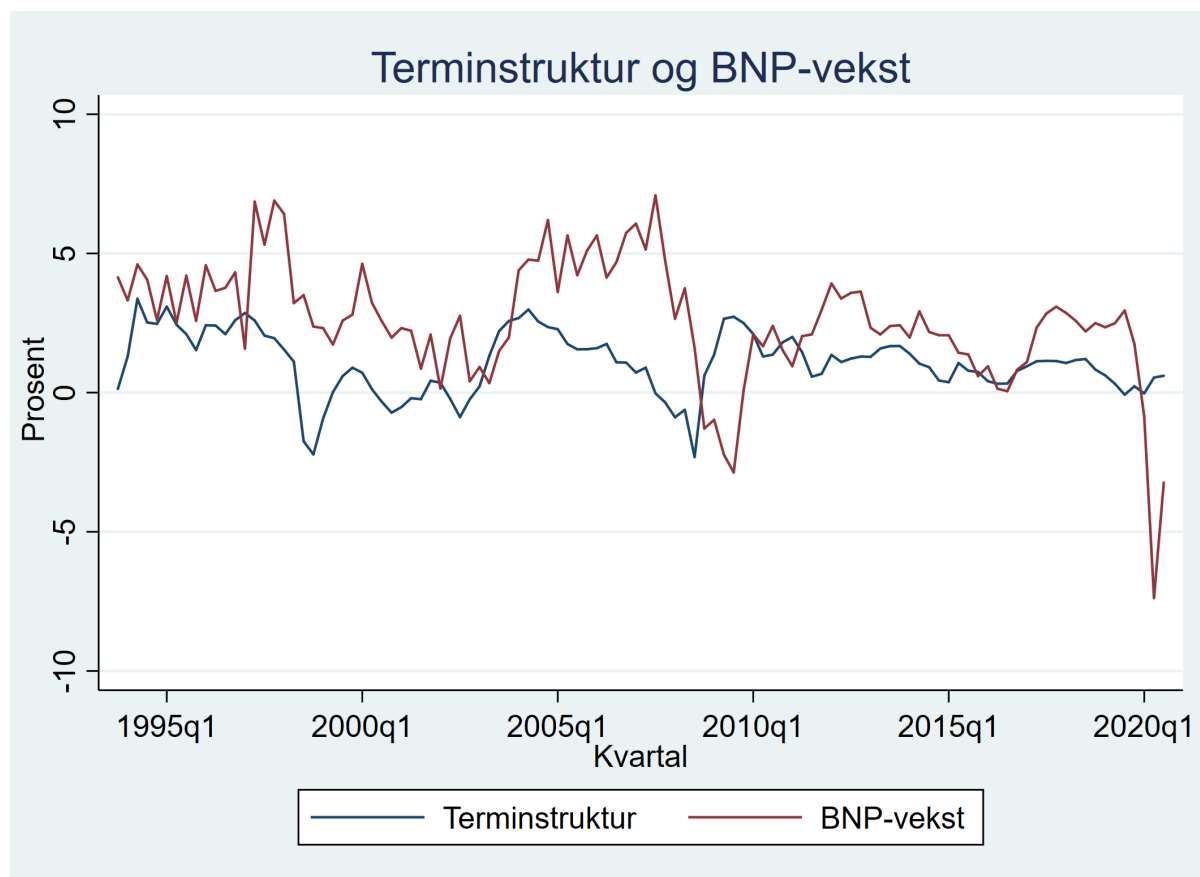
Mishkin (1991) er blant de som har sett på sammenhengen mellom rentenes terminstruktur og inflasjon. Motivasjonen for dette var sentralbankers økende fokus på prisstabilitet, og et ønske om å skaffe informasjon om inflasjonspresset i økonomien. Han undersøkte ti OECD-land, og fant svakere resultater i eurolandene enn i USA. Dette forklarer han blant annet ved at eurorentene gjerne inneholder en høyere risikopremie enn Treasury Bills-rentene.

3.5.1.7 Valutakurs

I vår siste modell i analysekapittelet velger vi å inkludere en variabel for endringer i valutakursen. Som valutakursvariabel benytter vi *USD/NOK-vekst*. Tidsserien USD/NOK, representert ved gjennomsnitt per kvartal, er lastet ned fra Bloomberg. Med vekst i variabelen menes årlig endring. Et gitt kvartal sammenlignes med tilsvarende kvartal året før. Bakgrunnen for inkludering av en valutakursvariabel er å ta høyde for det at norske renter er sterkt drevet av internasjonale renter.

Côté og Macklem (1996) utarbeider en prediksjonsmodell for Bank of Canada, og diskuterer hvordan valutakursen skal inkluderes som variabel. Som Norge, er Canada en liten, åpen økonomi, som påvirkes av internasjonale forhold. De benytter en valutakurs som er en vektet sammensetning av G7-landenes valutaer. I og med at USA står for 80 % av Canadas handel, er denne kursen nokså lik valutakursen mot amerikanske dollar. Vi velger derfor å se på den norske kursen mot amerikanske dollar, da det er amerikanske markedsforhold som påvirker norske renter i størst grad.

3.5.2 Terminstrukturen og BNP-vekst



Kilde: Egne beregninger; SpareBank 1 Markets; SSB

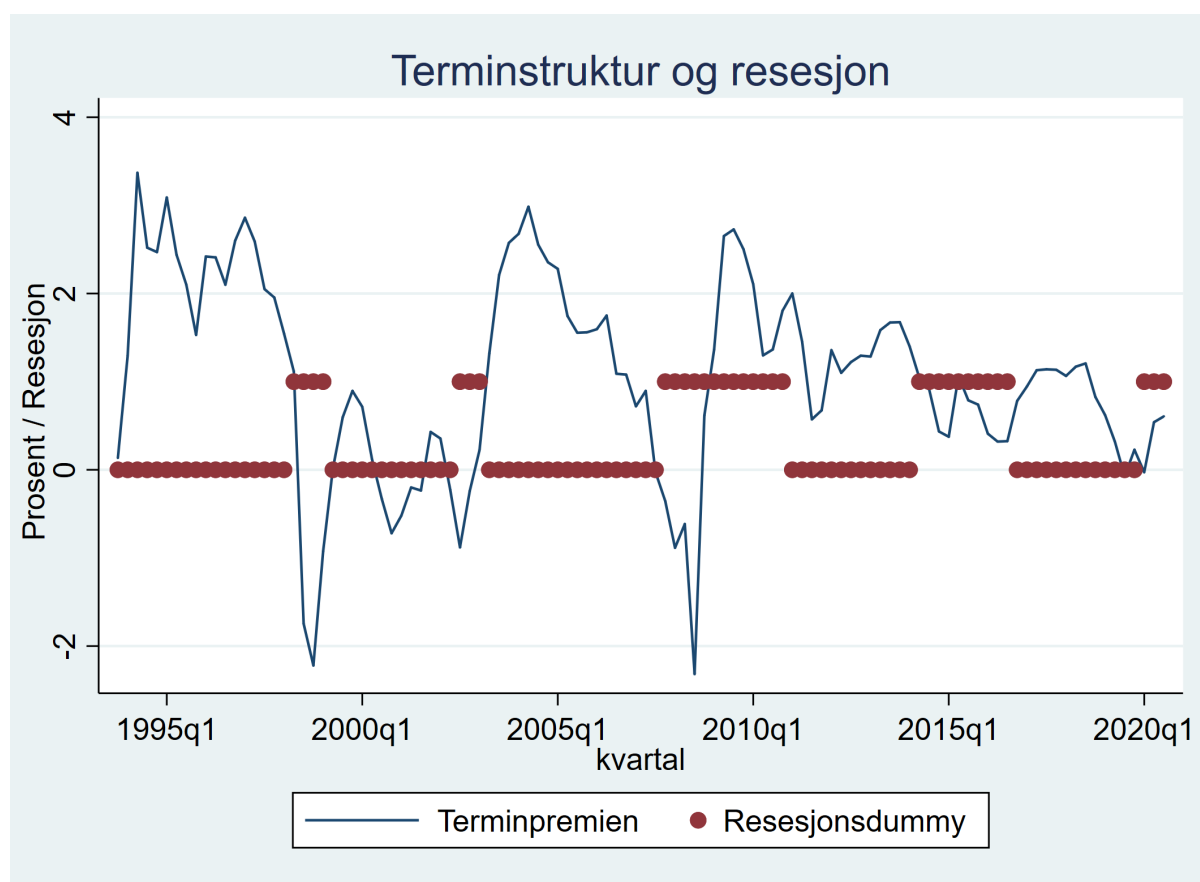
Figur 3.6: Terminstrukturen plottet med BNP-vekst

Vi ser i figur 3.6 at det ser ut til å være en negativ korrelert sammenheng mellom terminstrukturen og BNP-veksten. Kurvene går motsyklisk frem til finanskrisen i 2007. I etterkant er det en mindre tydelig sammenheng, men man kan fremdeles observere noe av samme tendens. Mot enden av serien ser vi at den pågående Covid19-pandemien har hatt en dramatisk innvirkning på BNP. Det er imidlertid synlig en innhenting tredje kvartal 2020.

3.5.3 Terminstrukturen og resesjon

I figur 3.7 er terminstrukturen plottet sammen med resesjonsdummyen. Det ser ut til at det kan være en sammenheng mellom fall i terminstrukturen og begynnelsen av påfølgende resesjon. Samtidig er det enkelte svingninger i terminstrukturen som ikke gir utslag i

resesjon. Dette gir grobunn for videre undersøkelser.



Kilde: Egne beregninger; SpareBank 1 Markets

Figur 3.7: Terminstrukturen plottet med resesjonsdummy

3.6 Korrelasjonsmatriser for terminstrukturen og BNP-vekst

Videre ønsker vi å se på korrelasjonen mellom terminstrukturen lagget og ulike makrovariabler for å undersøke om det kan ses en sammenheng mellom terminstrukturen og tilstanden i økonomien. Ved å lagge, altså tidsforskyve terminstrukturen t antall kvartaler, kan vi undersøke om den har predikative egenskaper. Makrovariablene hvor det viser seg å være en interessant korrelasjon, vil vi undersøke nærmere i analysekapittelet.

3.6.1 Terminstrukturen

Først ser vi på terminstrukturen isolert, deretter terminstrukturen korrelert med andre variabler. I tabell 3.2 har vi satt opp en korrelasjonsmatrise for terminstrukturen med

forskjellig lag. Terminstrukturen er signifikant korrelert opp til fire kvartaler lag. Den korrelerte sammenhengen er størst for ett kvartal tidsdifferanse og synker når differansen øker. Det kommer frem at sammenhengen er relativt stabil i datasettet.

Parvise korrelasjoner									
Variabler	(T)	(T1K)	(T2K)	(T3K)	(T4K)	(T5K)	(T6K)	(T7K)	(T8K)
T	1.000								
T1K	0.825**	1.000							
T2K	0.609**	0.826**	1.000						
T3K	0.385**	0.611**	0.828**	1.000					
T4K	0.214**	0.388**	0.614**	0.828**	1.000				
T5K	0.075	0.218**	0.391**	0.613**	0.829**	1.000			
T6K	0.004	0.080	0.222**	0.393**	0.615**	0.830**	1.000		
T7K	-0.023	0.011	0.086	0.226**	0.396**	0.617**	0.831**	1.000	
T8K	-0.054	-0.016	0.018	0.092	0.231**	0.401**	0.621**	0.832**	1.000

** $p < 0.05$

Tabell 3.2: Terminstrukturen parvis korrelert for ett til åtte kvartaler lag

3.6.2 Terminstrukturen og BNP-vekst

Vi ser videre på sammenhengen mellom terminstrukturen og BNP-vekst. I figur 3.6 ser vi at det kan være en sammenheng mellom disse to variablene og vi setter opp en korrelasjonsmatrise for å se videre på sammenhengen. I tabell 3.3 ser vi at terminstrukturen og BNP-vekst har en betydelig korrelasjon, opp mot 50 %. Korrelasjonen er lavest når terminstrukturen er uten lag, samt for terminstrukturen med åtte kvartaler lag. Størst er korrelasjonen mellom terminstrukturen lagget med tre kvartaler og BNP-vekst idag, med 59,5 %. Når vi i analysen går videre med regresjonsmodeller vil hovedfokuset være å analysere sammenhengen mellom terminstrukturen med opptil fire kvartaler lag for estimeringer av BNP-veksten.

Parvise korrelasjoner	
Variabler	(BNPVEKST)
BNPVEKST	1.000
T	0.189
T1K	0.342**
T2K	0.440**
T3K	0.495**
T4K	0.475**
T5K	0.404**
T6K	0.302**
T7K	0.275**
T8K	0.224**

** $p < 0.05$

Tabell 3.3: Terminstrukturen parvis korrelert med BNP-vekst for ett til åtte kvartaler lag

3.7 Korrelasjonsmatriser for terminstrukturen og andre makrovariabler

På grunnlag av Stock og Watson (1989) sin analyse har vi i tillegg til å se på terminstrukturens predikative egenskaper for BNP-vekst også sett på flere makrovariabler. Nedenfor følger korrelasjonsmatriser med parvise korrelasjoner av terminstrukturen og henholdsvis industriproduksjon, OSEBX-vekst, P/E-vekst og prisvekst.

3.7.1 Terminstrukturen og industriproduksjon

Vi ser i tabell 3.4 at terminstrukturen og vekst i industriproduksjon har en tydelig positiv korrelasjon. Dette er konsistent med at vi også finner en sterk korrelasjon mellom terminstrukturen og BNP-vekst. Korrelasjonen mellom terminstrukturen og industriproduksjon er økende for lag mellom null og fire kvartaler. Høyeste korrelasjon er når terminstrukturen er lagget fire kvartaler. Korrelasjonen er da 34,6 %. For høyere lag reduseres korrelasjonskoeffisienten. Korrelasjonene er betydelig lavere enn for BNP-vekst. Dette kan underbygge tidligere antakelse om at industriproduksjon ikke gjenspeiler aktiviteten i norsk økonomi i like stor grad som før.

Parvise korrelasjoner	
Variable	(Industri)
Industri	1.000
T	0.155
T1K	0.190**
T2K	0.222**
T3K	0.333**
T4K	0.346**
T5K	0.306**
T6K	0.232**
T7K	0.170
T8K	0.056

** $p < 0.05$

Tabell 3.4: Terminstrukturen parvis korrelert med vekst i industriproduksjon for ett til åtte kvartaler lag

3.7.2 Terminstrukturen og Oslo Børs Index

Korrelasjonen mellom terminstrukturen og hovedindeksen på Oslo Børs spriker, og bytter fortegn for lag over seks kvartaler. Det er interessant å se den høye korrelasjonen på over 70 % for én og to kvartaler lagget terminstruktur. Sammenlignet med andre makrovariabler er det ikke helt uventet at aksjemarkedet og terminstrukturen har en stor grad av samvariasjon.

Parvise korrelasjoner	
Variable	(OSEBX-vekst)
OSEBX-vekst	1.000
T	0.568**
T1K	0.719**
T2K	0.757**
T3K	0.626**
T4K	0.390**
T5K	0.149
T6K	-0.043
T7K	-0.100
T8K	-0.203

** $p < 0.05$

Tabell 3.5: Terminstrukturen parvis korrelert med vekst i Oslo Børs Indeks for ett til åtte kvartaler lag

3.7.3 Terminstrukturen og P/E-vekst

I tillegg til Oslo Børs indeks inkluderer vi P/E-vekst som en variabel som beskriver bevegelser i det norske aksjemarkedet. I tabell 3.6 ser vi at terminstrukturen og P/E-variabelen har en sterkt varierende korrelasjon hvor både fortegn og størrelse skifter avhengig av lag. Korrelasjonen er størst der terminstrukturen er lagget med fem kvartaler, med 53 %. Vi bringer variabelen med i videre analyse, men det fremstår mindre trolig at obligasjonsmarkedet skal fange opp endringer ett år før aksjemarkedet. Å si at økonomiske endringer blir synlig i obligasjonsmarkedet lenge før aksjemarkedet vil implisere at man ikke har et effektivt aksjemarked, og at aktørene i aksjemarkedet dermed kan tjene penger på å handle i etterkant av aktørene i obligasjonsmarkedet. Gitt at vi har et effektivt aksjemarked i Norge, finner vi en slik sammenheng lite trolig.

Parvise korrelasjoner	
Variabler	(PE-vekst)
PE-vekst	1.000
T	0.225
T1K	0.184
T2K	0.110
T3K	-0.191
T4K	-0.215
T5K	-0.530**
T6K	-0.289**
T7K	-0.274**
T8K	-0.149

** $p < 0.05$

Tabell 3.6: Terminstrukturen parvis korrelert med P/E-vekst for ett til åtte kvartaler lag

3.7.4 Terminstrukturen og prisvekst

I tabell 3.7 er vekst i konsumprisindeksen i Norge korrelert med terminstrukturen for ett til åtte kvartaler lag. Vi observerer at korrelasjonen er fallende for økende lag. Høyeste korrelasjon er for terminstrukturen uten lag, hvor korrelasjonen er 33,7 %. Korrelasjonen mister signifikans etter tre kvartaler lag.

Parvise korrelasjoner	
Variabler	(Prisvekst)
Prisvekst	1.000
T	-0.337**
T1K	-0.331**
T2K	-0.281**
T3K	-0.191**
T4K	-0.111
T5K	-0.091
T6K	-0.112
T7K	-0.140
T8K	-0.129

** $p < 0.05$

Tabell 3.7: Terminstrukturen parvis korrelert med prisvekst for ett til åtte kvartaler lag

4 Metode

I metodekapittelet presenterer vi de metodene vi legger til grunn i videre analyse. Først går vi gjennom hvordan vi ved hjelp av Hodrick Prescott-filteret og tidligere analyser av konjunkturforløpet utarbeider konjunkturdateringer for den norske økonomien. Videre benytter vi konjunkturdateringene til å definere en resesjonsdummy. Vi presenterer til slutt en probitmodell som kan behandle terminstrukturen og predikere sannsynligheten for resesjon på et tidspunkt i fremtiden.

4.1 Detrending av tidsserier

Detrending av tidsserier gjøres for å eliminere effekter på serien, som for eksempel en syklisk komponent. Dette er spesielt viktig å gjøre når man jobber med BNP-tall, da slike tidsserier typisk har en oppadgående trend. Ved å detrende dataen kan man enklere se endringer i den reelle trendutviklingen. Det finnes ulike metoder for å detrende en tidsserie, og vi har valgt å benytte den metoden som gjennomgående brukes i tidligere litteratur: Hodrick Prescott-filteret.

4.1.1 Hodrick Prescott-filteret

Hodrick Prescott-filteret (HP-filteret) kan benyttes til å estimere den langsiktige trendkomponenten i en tidsserie (Hodrick og Prescott, 1997). Selv om det også finnes andre metoder⁴, er HP-filteret blitt en standardmetode i litteraturen (Bendictow, 2005).

Hodrick og Prescott (1997) legger til grunn at den observerte tidsserien er en sum av en syklisk komponent og en trendkomponent. De understreker at mange tidsserier også har en sesongkomponent. Det følger at for å bruke HP-filteret bør man benytte sesongjusterte tidsserier. Ved hjelp av HP-filteret dekomponerer vi nivået til BNP-tidsserien i trend og syklus. Likning (4.1) viser BNP definert ved y_t dekomponert til en trendkomponent τ_t og en syklisk komponent ζ_t .

$$y_t = \tau_t + \zeta_t \tag{4.1}$$

⁴Se for eksempel Canova (1998)

Hodrick og Prescott (1997) måler glattingen av trenden, τ , som summen av kvadratet av endringen i veksten i τ . Den sykliske komponenten ζ er avvik fra trend, $\zeta_t = y_t - \tau_t$. Konseptet bak HP-filteret bygger på at over lengre tidsperioder vil dette avviket i snitt nærme seg null. Med bakgrunn i en slik tankegang kan følgende programmeringsproblem brukes for å bestemme trendkomponenten:

$$\min_{\tau_t} \left(\sum_{t=1}^T \zeta_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(\tau_t - \tau_{t-1}) - (\tau_{t-1} - \tau_{t-2})]^2 \right) \quad (4.2)$$

Første del av problem 4.2 er summen av kvadratet av ζ , altså forskjellen mellom faktisk produksjon (y_t) og potensiell produksjon (τ). Det andre leddet er summen av kvadratet av endringen i veksten i τ . Parameteren λ er et positivt tall som bestemmer i hvilken grad variasjon i trendkomponenten vektlegges. Dess større verdier av λ , dess mer glattet blir den beregnede trendkomponenten. Når λ nærmer seg uendelig, vil trendkomponenten bli estimert kun ved å minimere veksten i potensiell produksjon, τ . Dette impliserer at grensen for løsninger av problem 4.2 når λ går mot uendelig er en lineær trendmodell. Når $\lambda = 0$ faller det andre leddet i problem 4.2 bort og kun avviket mellom faktisk produksjon og potensiell produksjon minimeres. Det gir $y_t = \tau_t$ og produksjonsgapet blir 0 til enhver tid.

En vesentlig faktor for hvordan HP-filteret vil virke er valget av faktoren λ . Da denne bestemmes på forhånd, vil det avgjøre størrelsen på produksjonsgapene man får. Kydland og Prescott (1990) fant i sin studie av konjunktursyklusen i USA, at dersom tidsserien består av kvartalsvis data, vil en λ på 1600 være fornuftig. Rasjonale bak dette tallet er at Kydland og Prescott mener dette tilsvarer en trendlinje som forskere på konjunktursykluser og vekst ville tegnet gjennom et plot i tidsserien. Videre er $\lambda = 1600$ et tall Hodrick og Prescott (1997) kom frem til i utarbeidelsen av sitt filter.

De diskuterer også modellens sensitivitet for valg av λ . Som et konkret eksempel, vil en λ på 1600 tilsi at den årlige vekstkomponenten for trendlinjen i BNP variere fra 2,3 % til 4,9 %. Riktignok er deres studie gjort på amerikansk økonomi, og kan følgelig ikke brukes ukritisk på norske data. Velger man en for lav λ , vil produksjonsgapet inneholde mye støy. Ved en for høy λ vil tidsserien bli for mye glattet, og avvikene ikke komme tydelig nok frem.

James Hamilton (2017) kritiserer HP-filteret og mener man bør være forsiktig med å benytte det. Han understreker at filtrerte verdier i enden av utvalget er veldig forskjellig fra de i midten og er karakterisert med spuriøs sammenheng. Et annet problem med HP-filteret er at det i utgangspunktet er tosidig. Mot slutten av dataserien vil estimatene av trenden være mer sårbare på grunn av dårligere informasjonsgrunnlag. Jo mer data tidsserien består av, jo mer vil tidsestimatene bli revidert og forbedret. Filteret bruker både data fremover og bakover i tid for å beregne trenden i hvert tidspunkt. Når man kommer til enden av tidsserien, vil det kun være mulig å bruke historiske data, samt dagens observasjon. Det er viktig å være observant på denne endepunktsproblematikken.

Produksjonsgapet er beregnet som differansen mellom trenden fra HP-filteret og BNP-tidsserien, slik blant annet Grytten og Hunnes (2016) gjør det. Produksjonsgapet er et mål på en økonomi sitt avvik mellom faktisk og potensiell produksjon. Produksjonsgapet er videre brukt for å datere konjunkturtopper og konjunkturbunner. Alle kvartaler med konjunkturedgang er videre definert som resesjon. En oversikt over dateringene er å finne i tabell 4.1.

4.1.2 Skjønnsmessige dateringer

I de fleste amerikanske studier med tilsvarende problemstillinger som vår oppgave er NBER sine resesjonsdateringer benyttet. I fravær av en tilsvarende konjunkturdatering som NBER presenterer for den amerikanske økonomien, har vi studert analyser av konjunkturutviklingen i Norge fra 1993 til i dag. Dette for å støtte opp om vår metode for datering av resesjoner. I vår gjennomgang finner vi at de fleste datoene fra våre dateringer beregnet ved hjelp av produksjonsavvik i forhold til HP-trend stemmer overens med tidligere empiri. Der det er avvik er dette kun mindre korrigeringer.

Likevel har vi har valgt å skille de to metodene fra hverandre slik at en sammenligning blir enklere for leseren. En oversikt over dateringer med bakgrunn i estimert produksjonsgap fra HP-trend og skjønnsmessige dateringer finnes i tabell 4.1. Vi viser til tidligere gjennomgang av de skjønnsmessige dateringene som er å finne i litteraturkapittelet.

Topp / Bunn	Skjønnsmessige dateringer	Dateringer fra HP-trend
Konjunkturtopp	2019 K4	2019 K3
Konjunkturbunn	2016 K4	2016 K3
Konjunkturtopp	2014 K2	2014 K2
Konjunkturbunn	2010 K4	2010 K4
Konjunkturtopp	2007 K3	2007 K3
Konjunkturbunn	2003 K2	2003 K3
Konjunkturtopp	2002 K2	-
Konjunkturbunn	1999 K2	-
Konjunkturtopp	1998 K2	1997 K4

Tabell 4.1: Resesjonsdateringer fra skjønnsmessige dateringer og HP-trend

I vår videre analyse har vi behov for å uttrykke resesjonsdateringene som en resesjonsdummy. I arbeidet med å tilegne denne variabelen verdier har vi benyttet de skjønnsmessige resesjonsdateringene. Likt som Estrella og Trubin (2006) klassifiserer vi en resesjon som perioden mellom konjunkturtopp og konjunkturbunn. Konjunkturbunner er inkludert i resesjoner da økonomien her har sunket fra kvartalet før. Denne dateringen av resesjon er den mest brukte i tidligere litteratur fra USA⁵ (Estrella og Trubin, 2006)(Estrella og Hardouvelis, 1991).

4.2 Probitmodellen

4.2.1 En sannsynlighetsmodell

Vi ønsker å konstruere en empirisk modell som behandler terminstrukturen idag og predikerer sannsynligheten for resesjon på et tidspunkt i fremtiden. Som et uttrykk for terminstrukturen benytter vi som tidligere omtalt differansen mellom 10-års nominell swaprente og 3-måneders Nibor. For å uttrykke resesjon benytter vi resesjonsdummyen presentert i forrige delkapittel. Vi vil her sette opp en modell som

⁵Selv om de forekommer sjeldnere er det i litteraturen også andre metoder for utarbeidelse av resesjonsdummy. Se blant annet Estrella et al. (2003) som benytter en kumulativ resesjonsindikator.

behandler terminstrukturen som forklaringsvariabel og estimerer sannsynligheten for resesjon på et tidspunkt i fremtiden. Modellen vi ønsker å sette opp er uttrykt i likning 4.3.

$$P(y_{t+j} = 1|x_t) = P(y_{t+j}|x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{k,t}) \quad (4.3)$$

I våre regresjoner er y_{t+j} vår resesjonsdummy og venstresiden i likning 4.3 er dermed sannsynlighet for resesjon et gitt antall kvartaler, j , frem i tid. Som forklaringsvariabel vil vi benytte terminstrukturen, men vi ønsker også å kunne legge til flere forklaringsvariabler i modellen. Høyresiden er dermed et fullt sett med forklaringsvariabler. I tillegg til terminstruktur vil forklaringsvariabler, $x_{k,t}$, kunne være blant annet tidligere resesjon og valutakurs. Forklaringsvariabler i modellen kan være både binære og kontinuerlige.

Vi er ute etter å estimere sannsynligheten for resesjon på et tidspunkt, j , kvartaler inn i fremtiden. Slik blant annet Estrella og Trubin (2006) gjør det, har vi valgt å utarbeide en resesjonsdummy som tar verdien én for resesjon og null ellers. Når vi i den videre analysen setter opp en sannsynlighetsmodell for å estimere resesjonsdummyen kan vi ikke benytte vanlige lineære regresjonsmodeller, da disse legger til grunn en kontinuerlig avhengig variabel y . I vårt tilfelle er derimot avhengig variable $y_i \in [0, 1]$. Vi har derfor behov for å definere en modell med en responsvariabel i intervallet, hvor forutsetningen om kontinuerlig y er hensyntatt.

4.2.2 Probitmodellen som sannsynlighetsmodell

I litteraturen er probitmodellen den mest benyttede modellen i artikler som har sett på sammenhengen mellom terminstruktur og resesjoner. Blant annet er modellen benyttet av Estrella og Hardouvelius (1991) og Estrella og Mishkin (1997). Stock og Watson (1989) presiserer at en logitmodell vil gi tilnærmet samme resultat, og at det derfor lønner seg å benytte den modellen man enklest kan lage. Vi følger majoriteten av tidligere litteratur, og velger derfor å benytte probitmodellen.

For å estimere modellen vi beskrev i likning 4.3 har vi dermed satt opp en probitmodell med tilsvarende variabler. Probitmodellen er uttrykt i likning 4.4.

$$P(y_{t+j} = 1|x_t) = \Phi(\beta_0 + x_t\beta) \quad (4.4)$$

Vi ser at venstresiden er sannsynligheten for resesjon j kvartaler frem i tid. På høyresiden er x_t det samme settet med forklaringsvariabler som vi presenterte i likning 4.3. β_0 og β er konstanter, og Φ er den kumulative normalfordelingsfunksjonen:

$$\Phi(z) = \int_{-\infty}^z (2\pi)^{-1/2} \exp(-z^2/2) dz \quad (4.5)$$

Inkluderingen av Φ sikrer at $P(y_{t+j} = 1|x_t)$ i likningen (4.4) er strengt begrenset til verdier mellom null og én for alle verdier av β_0 , β og x_t . Det som kunne vært et problem med vanlige lineære regresjonsmodeller, som tillater verdier utenfor intervallet $[0, 1]$, er dermed eliminert.

Vi estimerer denne modellen i Stata ved funksjonen *probit*, og dermed ved hjelp av Maximum Likelihood Estimation (MLE). På grunn av ikke-lineariteten i $E(X|Y)$, kan man ikke benytte vanlig OLS-estimering i probitmodellen. MLE er basert på fordelingen til X gitt Y , og tar dermed hensyn til heteroskedastisitet i $\text{Var}(X|Y)$. Ikke-lineariteten medfører også at vi ikke kan skrive formler for probit-MLE-estimerer. Wooldridge presiserer at MLE er en mye mer komplisert metode enn ordinær OLS-estimering. En detaljert beskrivelse av MLE finnes i Wooldridge (2013).

4.2.3 Tolkning av estimater fra probitmodellen

Koeffisientene, β_0 og β , gir fortegn for partielleffektene av hver forklaringsvariabel x_k for avhengig variabel y_{t+j} . Den statistiske signifikansen for x_k er avgjort ut fra om vi kan avvise $H_0 : \beta = 0$ for et tilstrekkelig lite signifikansnivå.

I en probitmodell blir den estimerte koeffisientene, β_0 og β , tolket som z-verdien til en normalfordeling. Høyere verdier av koeffisientene betyr økt sannsynlighet for at en resesjon inntreffer. Etter at koeffisientene er estimert, leses korresponderende sannsynligheter ut fra en standard normalfordelingstabell.

Estrella og Trubin (2006) fant ved å estimere probitmodellen med prediksjonshorisont ett år og kun terminstrukturen som forklaringsvariabel $\beta_0 = -0,6045$ og $\beta = -0,7374$. Hvis

vi legger til grun deres resultater kan vi finne sannsynligheten for resesjon et år frem i tid i (for eksempel) Excel med formelen =NORMDIST(-0.6045-0.7374*A1), hvor A1 indikerer cellen som inneholder terminstrukturen i prosentpoeng.

Marginaleffekter i probitmodellen tolkes dermed forskjellig fra ordinær OLS-regresjon. I lineær regresjon, hvor koeffisienten for x er β , så vil en enhets økning i x øke y med β . For probitmodellen derimot, vil en ett prosentpoeng økning i x øke z -verdien for $P(Y = 1)$ med β . Dette vil si at det å øke x med én enhet vil ha en konstant effekt for Y' .

4.2.4 Kritikk av probitmodellen

Probitmodellen predikerer sannsynligheten for en resesjon, gitt forklaringsvariabelen. Den sier imidlertid ingenting om graden av resesjonen. Dersom sannsynligheten for resesjon på et gitt tidspunkt er 0,2, kan ikke modellen predikere om det er en dyp og tungvarig eller en kortere resesjon. Den økonomiske tolkningen av modellen svekkes, da man ikke kan forutsi hvor lav aktiviteten i økonomien potensielt kan bli. I Estrella og Mishkin (1997) kritiserer Stefan Gerlach probitmodellen de benytter. Han mener det å anta at en resesjon tar enten verdien én eller null, er ineffektiv bruk av data. Å kategorisere alle dataene for BNP til enten resesjon eller ikke-resesjon gjør at detaljene i datasettet ignoreres.

Dueker (1997) kritiserer den enkleste formen for probitmodellen, og mener at det om økonomien er i en resesjon til enhver tid må kontrolleres for. Vi velger derfor å utvide probitmodellen vår i analysekapittelet til å inkludere en variabel som sier noe om tilstanden i økonomien per nå.

En siste svakhet ved denne sannsynlighetsmodellen er at man antar et lineært forhold mellom endring i X og påvirkning på Y . Det er lite trolig at en absolutt rentedifferanseøkning på eksempelvis 1 vil ha like stor effekt dersom differansen er på 10, som om den er på 1. For lavere differanse vil en én enhets økning i differansen utgjøre en mye større prosentvis forskjell. Det er dermed naturlig å tro at sannsynlighetsendringen for resesjon ikke er lik i de to scenarioene.

5 Analyse

I dette kapitlet vil vi presentere funnene fra våre analyser. Vi begynner med ordinære OLS-regresjoner for å estimere sammenhengen mellom terminstrukturen og de ulike makrovariablene. Her vil vi avdekke hvor godt terminstrukturen kan forklare endringer i de ulike variablene. OLS-regresjonene bygger dermed opp til den endelige modellen vår; probitmodellen. I probitregresjonene estimerer vi terminstrukturens betydning for forklaring av dummyen *resesjon*. Det er i denne modellen vi analyserer hvorvidt vi har funnet en ledende indikator som kan predikere resesjon i norsk økonomi. For hver probitmodell blir det presentert prediksjoner med tilhørende sannsynlighet for resesjon for en gitt prediksjonshorisont.

5.1 Ordinary Least Square-modellen

Ordinary Least Square-modeller (OLS) er blant de vanligste formene for regresjon innen økonometri. Estimaten i en OLS-modell blir valgt simultant for å minimere summen av kvadrerte avvik. Regresjonslinjen blir altså bestemt slik at avstanden fra de observerte datapunktene er minst mulig. Se Wooldridge (2013) for en grundigere gjennomgang av OLS-estimering.

Vi vil nå presentere de ulike OLS-regresjonene våre, hvor vi undersøker hvorvidt terminstrukturen kan forklare variasjonen i sentrale makrovariabler. I OLS-modellene velger vi å teste mange variabler og alle med én til åtte kvartaler prediksjonshorisont for å ha et godt grunnlag før vi velger hvorvidt det er interessant å inkludere terminstrukturen videre som variabel i probitmodellen.

5.1.1 BNP-vekst forklart ved terminstrukturen

Korrelasjonsmatrisene i kapittel 4 indikerer at det finnes en sammenheng mellom terminstrukturen og BNP-vekst. Vi gjennomfører derfor en serie OLS-regresjoner hvor BNP-vekst blir forklart ved terminstrukturen. Som vi har beskrevet i datakapitlet er BNP-vekst et av de mest utbredte målene på aktivitetsnivået i en økonomi. Dessuten er det BNP-tall som er lagt til grunn for beregningen av resesjonsdummyen.

BNP-vekst forklart ved terminstrukturen									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Model	Model	Model	Model	Model	Model	Model	Model	Model
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
T	0.366*								
	(0.185)								
T1K		0.659***							
		(0.176)							
T2K			0.845***						
			(0.168)						
T3K				0.953***					
				(0.162)					
T4K					0.911***				
					(0.164)				
T5K						0.776***			
						(0.171)			
T6K							0.578***		
							(0.178)		
T7K								0.525***	
								(0.178)	
T8K									0.426**
									(0.180)
Konstant	2.208***	1.901***	1.710***	1.597***	1.642***	1.782***	1.992***	2.050***	2.156***
	(0.284)	(0.271)	(0.258)	(0.249)	(0.252)	(0.262)	(0.273)	(0.274)	(0.276)
R ²	0.036	0.117	0.193	0.246	0.225	0.163	0.091	0.075	0.050
Observasjoner	108	108	108	108	108	108	108	108	108

Standard avvik i parenteser
 * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabell 5.1: BNP-vekst forklart ved terminstrukturen

I tabell 5.1 presenteres ni OLS-regresjoner med terminstrukturen som forklaringsvariabel og BNP-vekst som avhengig variabel. Terminstrukturen er fra modell 1 til 9 lagget med henholdsvis null til åtte kvartaler. Terminstrukturen er signifikant på 1 % signifikansnivå i modell 2 til og med modell 8.

Blant modellene observerer vi en økende forklaringskraft for økende lag, frem til modell 4. I den modellen er terminstrukturen lagget med tre kvartaler og har forklaringskraft på 24,6 %. Dette vil si at dagens terminstruktur kan forklare omtrent en fjerdedel av BNP-vekst tre kvartaler frem i tid.

Modell 5 gir nesten like god forklaringskraft, med 22,5 %. Her er terminkurven lagget

fire kvartaler. Estrella (2006) er blant de som har funnet at terminstrukturen lagget fire kvartaler gir høyest forklaringskraft for predikering av resesjon. Resultatene våre samsvarer hva gjelder hvilken prediksjonshorisont som fungerer best. Prediksjonshorisonten samsvarer også godt med Estrella og Hardouvelis (1991) som fant at terminstrukturen virker best som en predikator for resesjon tre til seks kvartaler frem i tid.

Det er imidlertid viktig å være oppmerksom på at ingen av modellene gir høy forklaringskraft, og dette gjør at vi tolker estimatene våre med forsiktighet.

5.1.2 BNP-vekst forklart ved terminstrukturen og valutakurs

Som en liten, åpen økonomi blir Norge og norske renter påvirket av utenlandske forhold. Vi forsøker derfor å forbedre modellen ved å inkludere en variabel som kan forklare noe av denne effekten.

I artikkelen *The Determination of interest rates and the exchange rate in the Bank of Canada's Quarterly Project Model*, skriver Bosworth (2014) at valutakursen kan være en viktig absorpsjonsfaktor for sjokk i økonomien. Canada er, som Norge, en relativt liten økonomi som påvirkes av internasjonale forhold. Valutakursen fungerer gjerne som en støtdemper for å takle eksterne sjokk i økonomien. For land med flytende valutakurs er det viktig å ta hensyn til landspesifikke faktorer, noe valutakursen gjør (Côté og Macklem, 1996).

Som valutakurs benytter vi endring i kursen mot amerikanske dollar. Det interessante er å se om inkludering av en valutakursvariabel kan bidra til å styrke forklaringskraften til terminstrukturen. Vi ønsker med dette å ta hensyn til særnorske trekk i rentemarkedet og et eventuelt risikopåslag i terminstrukturen.

Tabell 5.2 viser modellen med terminstrukturen og valutakurs som forklaringsvariabler for BNP-vekst. Modell 1 har terminstruktur og BNP-vekst i samme kvartal, og modell 2 til 9 er med henholdsvis ett til åtte kvartaler lagget terminstruktur og lagget valutakurs.

BNP-vekst forklart ved terminstrukturen og valutakurs									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9
T	0.334* (0.182)								
USD	-0.0407** (0.0187)								
T1K		0.633*** (0.170)							
USD1K		-0.0555*** (0.0174)							
T2K			0.843*** (0.165)						
USD2K			-0.0452*** (0.0169)						
T3K				0.982*** (0.157)					
USD3K				-0.0468*** (0.0163)					
T4K					0.968*** (0.162)				
USD4K					-0.0350** (0.0168)				
T5K						0.842*** (0.172)			
USD5K						-0.0316* (0.0177)			
T6K							0.651*** (0.180)		
USD6K							-0.0389** (0.0185)		
T7K								0.604*** (0.184)	
USD7K								-0.0324* (0.0190)	
T8K									0.515*** (0.187)
USD8K									-0.0346* (0.0193)
Konstant	2.311*** (0.283)	2.002*** (0.265)	1.747*** (0.258)	1.563*** (0.247)	1.538*** (0.256)	1.658*** (0.272)	1.854*** (0.285)	1.892*** (0.293)	1.974*** (0.299)
R ²	0.077	0.201	0.257	0.328	0.292	0.220	0.157	0.127	0.105
Observasjoner	108	107	106	105	104	103	102	101	100

Standard avvik i parenteser

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

Tabell 5.2: BNP-vekst forklart ved terminstrukturen og valutakurs

Tabell 5.2 viser høyere forklaringskraft for alle modellene 1 til 9 sammenlignet med

modellene i tabell 5.1. Av de ni modellene er det modell 3, 4 og 5 som gir høyest forklaringskraft. Modell 4 har en forklaringskraft på 32,8 %, og sammenlignet med modellen uten valutakurs har den økt betydelig. Terminstrukturen holder seg på 1 % signifikansnivå i alle modellene fra 2 til 9. Den økte forklaringskraften kan bety at inkludering av valutakurs bøter med noe av problematikken risikopåslaget gir.

Sammenlignet med forrige OLS-regresjon ser vi at fremdeles peker fire kvartaler prediksjonshorisont seg ut som en av de bedre modellene.

5.1.3 Industriproduksjon forklart ved terminstrukturen

Som beskrevet i litteraturkapittelet velger vi også å teste lagget terminstruktur som estimator for industriproduksjon. En rekke studier har gjort dette tidligere, og særlig Chinn og Kucko (2010) trekker frem industriproduksjon som en bedre egnet variabel enn BNP. De argumenterer for å utelukkende se på denne variabelen, da industriproduksjon ikke er utsatt for like omfattende revisjoner som BNP. De understreker imidlertid at utviklingen til industriproduksjon som regel følger BNP tett.

Industrivekst forklart ved terminstrukturen									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Model	Model	Model	Model	Model	Model	Model	Model	Model
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
T	0.613 (0.381)								
T1K		0.753** (0.377)							
T2K			0.877** (0.373)						
T3K				1.313*** (0.361)					
T4K					1.364*** (0.359)				
T5K						1.206*** (0.364)			
T6K							0.911** (0.371)		
T7K								0.667* (0.375)	
T8K									0.218 (0.379)
Konstant	0.478 (0.586)	0.334 (0.579)	0.208 (0.573)	-0.249 (0.555)	-0.299 (0.551)	-0.135 (0.559)	0.176 (0.570)	0.435 (0.575)	0.901 (0.580)
R^2	0.024	0.036	0.049	0.111	0.120	0.094	0.054	0.029	0.003
Observasjoner	108	108	108	108	108	108	108	108	108

Standard avvik i parenteser
 * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabell 5.3: Industrivekst forklart ved terminstrukturen

Vi analyserer først sammenhengen mellom terminstrukturen og vekst i industriproduksjon med en rekke OLS-regresjoner. Forklaringskraften er størst for modell 5 hvor terminstrukturvariabelen er lagget fire kvartaler. Terminstrukturen har 1 % signifikansnivå i modell 4 til 6, noe som tilsier at den kan forklare noe av variasjonen i industriveksten. Dette samsvarer med tidligere undersøkelser i det amerikanske markedet hvor man har vist at terminstrukturen kan være en ledende indiaktor for industriproduksjon (Chinn og Kucko, 2010).

Forklaringskraften er imidlertid redusert i forhold til OLS-regresjonen med BNP-vekst

som avhengig variabel. Den beste modellen oppnår en forklaringskraft på kun 12 %. Terminstrukturen fungerer derfor dårligere som en ledende indikator for industrivekst på våre data. Som presentert i litteraturkapittelet, kan dette henge sammen at industriproduksjon ikke reflekterer aktivitetsnivået i økonomien i like stor grad som tidligere. Årsaker til dette kan være at tjenestenæringen stadig er voksende i Norge og følgelig utgjør en større del av BNP.

5.1.4 Aksjemarkedet forklart ved terminstrukturen

I teorien skal aksjemarkedet reflektere fremtidige utbyttestrømmer neddiskontert med risikofri rente pluss en risikopremie. Dette impliserer at dersom risikopremien er fallende eller negativ, kan multiplikatorer i aksjemarkedet øke. Utbyttestrømmene neddiskonteres på en lavere rente, og får dermed høyere pris. Av tidligere litteratur er det mange som hevder at terminstrukturen også kan være en predikator for aksjemarkedet. Som Triantafyllou (2017) skriver, vil en volatil terminstruktur være et mål på spredningen i forventninger til fremtidig økonomisk vekst. I et effektivt aksjemarked vil dette reflekteres i høyere usikkerhet i aksjepriser. Han argumenterer for at rentenes terminstruktur dermed bør være en robust indikator for usikkerhet i aksjemarkedet.

At man kan benytte terminstrukturen som en ledende indikator for utvikling i aksjepriser, strider imot markedseffisienshypotesen. Markedsprisene skal til enhver tid reflektere all tilgjengelig informasjon, og det skal ikke være mulig å slå markedet gjennom å ta posisjoner i aksjemarkedet. Analytikere og investorer forsøker å finne underprisede aksjer, gjerne basert på å hente informasjon som enda ikke er kjent for markedet. Informasjon om rentemarkedet vil alltid være tilgjengelig informasjon for alle, og dermed er det rimelig å anta at det ikke vil være mulig å studere rentemarkedet for så å kjøpe eller selge aksjer for å oppnå gevinst utover markedsrisikopremien.

Gitt at markedseffisienshypotesen holder, vil nivået på økonomisk aktivitet være blant de viktigste determinantene for utvikling i aksjemarkedet. Vi har derfor valgt å gjøre en regresjonsanalyse av terminstruktur og henholdsvis OSEBX-vekst og P/E-vekst.

OSEBX-vekst forklart ved terminstrukturen									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Model	Model	Model	Model	Model	Model	Model	Model	Model
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
T	15.66*** (2.771)								
T1K		19.86*** (2.344)							
T2K			20.83*** (2.195)						
T3K				17.13*** (2.610)					
T4K					10.39*** (3.000)				
T5K						3.956 (3.211)			
T6K							-1.137 (3.246)		
T7K								-2.667 (3.226)	
T8K									-5.325* (3.133)
Konstant	-2.435 (4.002)	-7.349** (3.401)	-8.339** (3.182)	-4.128 (3.784)	3.599 (4.361)	10.71** (4.668)	16.33*** (4.719)	18.01*** (4.688)	20.86*** (4.542)
R ²	0.323	0.517	0.573	0.391	0.152	0.022	0.002	0.010	0.041
Observasjoner	69	69	69	69	69	69	69	69	69

Standard avvik i parenteser

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ **Tabell 5.4:** OSEBX-vekst forklart ved terminstrukturen

Først ser vi på sammenhengen mellom terminstruktur og hovedindeksen på Oslo Børs. Vi velger OSEBX-vekst som en variabel for å gjenspeile alle listede selskaper på Oslo Børs i størst mulig grad.

I tabell 5.4 er modell 1 til 9 som de foregående modellene med lagget terminstruktur på henholdsvis null til åtte kvartaler. I forhold til tidligere regresjoner observerer vi kun signifikans på 1 % signifikansnivå i terminstrukturen i modell 1 til 5. Forklaringskraften varierer også i mye større grad mellom modellene. Modell 3 har en forklaringskraft på hele 57,3 %, og modell 2 og 4 har god forklaringskraft.

En svakhet ved denne regresjonen er at vi har en langt kortere tidsserie med data. Dette vil

gjøre at outliers får en større betydning, og modellen er sårbar for dette. Resultatene må derfor tolkes med forsiktighet. Det kan ses å være en sammenheng mellom aksjemarkedet og terminstrukturen med kortere prediksjonshorisont.

PE-vekst forklart ved terminstrukturen									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Model	Model	Model	Model	Model	Model 6	Model	Model	Model
	1	2	3	4	5		7	8	9
T	0.923*								
	(0.489)								
T1K		0.759							
		(0.494)							
T2K			0.451						
			(0.498)						
T3K				-0.778					
				(0.490)					
T4K					-0.857*				
					(0.474)				
T5K						-2.099***			
						(0.411)			
T6K							-1.147**		
							(0.464)		
T7K								-1.083**	
								(0.465)	
T8K									-0.584
									(0.472)
Konstant	-0.335	-0.158	0.191	1.571**	1.645**	3.014***	1.964***	1.890***	1.332*
	(0.706)	(0.717)	(0.722)	(0.710)	(0.689)	(0.597)	(0.674)	(0.676)	(0.684)
R ²	0.050	0.034	0.012	0.036	0.046	0.281	0.084	0.075	0.022
Observasjoner	69	69	69	69	69	69	69	69	69

Standard avvik i parenteser
 * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabell 5.5: P/E-vekst forklart ved terminstrukturen

Som et alternativ til OSEBX gjør vi en OSL-regresjon med terminstrukturen og P/E-vekst. Resultatene av regresjonene er gjengitt i tabell 5.5 og er veldig forskjellig fra forrige regresjon. Samtlige modeller får svært lav forklaringskraft og en terminstruktur uten signifikans. Modell 6 med fem kvartaler prediksjonshorisont peker seg riktignok ut med en forklaringskraft på 28,2 %. Det negative fortegnet på koeffisienten antyder at en økning i terminstrukturen gir lavere P/E-multiplikator.

Som regresjonene med OSEBX-vekst er det viktig å ta hensyn til at observasjonene er få og resultatene svært varierende. Uten signifikans er det vanskelig å fastslå at det er en statistisk sammenheng mellom den norske terminstrukturen og prisingen på Oslo Børs.

5.1.5 Prisvekst forklart ved terminstrukturen

Som nevnt er Mishkin (1991) blant de som har sett på sammenhengen mellom prisvekst (inflasjon) og terminstrukturen. Vi har, som Mishkin, en prisvekstvariabel som viser endring i inflasjonen. Prisveksten henger tett sammen med økonomisk aktivitet. Lavere aktivitet i økonomien vil som regel opptre sammen med forventninger om lavere inflasjon. Vi har i tabell 5.6 en rekke modeller med terminstruktur som forklaringsvariabel for prisvekst.

Prisvekst forklart ved terminstrukturen									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9
T	-0.290*** (0.0788)								
T1K		-0.284*** (0.0787)							
T2K			-0.240*** (0.0798)						
T3K				-0.164** (0.0816)					
T4K					-0.0947 (0.0825)				
T5K						-0.0777 (0.0827)			
T6K							-0.0952 (0.0824)		
T7K								-0.119 (0.0818)	
T8K									-0.109 (0.0816)
Konstant	2.370*** (0.121)	2.362*** (0.121)	2.315*** (0.123)	2.235*** (0.125)	2.163*** (0.127)	2.145*** (0.127)	2.163*** (0.127)	2.187*** (0.126)	2.176*** (0.125)
R ²	0.113	0.109	0.079	0.037	0.012	0.008	0.012	0.019	0.017
Observasjoner	108	108	108	108	108	108	108	108	108

Standard avvik i parenteser
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabell 5.6: Prisvekst forklart ved terminstrukturen

Resultatet fra regresjonene viser at terminstrukturen er signifikant på 1 % signifikansnivå i modell 1 til 3. Modell 1 har høyest forklaringskraft, og den faller med økt lag i terminstrukturen. Dette samsvarer med resultatet fra korrelasjonstabellen. Når terminstrukturen er uten lag oppnår modell 1 en forklaringskraft på kun 11,3%.

Med utgangspunkt i påstanden om at økonomisk aktivitet har mye å si for inflasjonsforventningene (Mishkin, 1991), er det interessant å se resultatene i sammenheng med den første OLS-regresjonen, tabell 5.1, med BNP-vekst som avhengig variabel. Regresjonen med prisvekst gir betydelig lavere forklaringskraft, og følger ikke mønsteret til BNP-vekst i tabell 5.1, der modell 3 til 5 har høyest forklaringskraft.

5.2 Probitmodellen

Vi vil nå presentere de ulike probitregresjonene våre og undersøke hvorvidt terminstrukturen kan forklare variasjonen i dummyvariabelen *resesjon*. I probitmodellene velger vi å teste terminstruktur, i tillegg til tidligere resesjon og valutakurs som forklaringsvariabler. Variablene blir i de ulike modellene testet med opp til fem kvartaler lag.

Bakgrunnen for at vi ønsker å gå videre med probitregresjoner er at OLS-regresjonene viste en signifikant sammenheng mellom terminstrukturen og flere sentrale makrovariabler som BNP-vekst og industrivekst. Vi ser det som trolig at noe av den samme forklaringskraften vil kunne fanges opp i vår probitmodell med resesjon som avhengig variabel, da både resesjon, BNP-vekst og industrivekst fanger opp noen av de samme endringene i økonomien.

5.2.1 Resesjon forklart ved terminstrukturen

I tabell 5.7 er det gjengitt seks probitmodeller, modell 1 til 6, hvor terminstruktur er lagget med henholdsvis null til fem kvartaler. I alle modellene er *terminstruktur* forklaringsvariabel og *resesjon* avhengig variabel.

Resesjon forklart ved terminstruktur						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
Resesjon						
T	-0.450*** (0.128)					
T1K		-0.419*** (0.125)				
T2K			-0.289** (0.117)			
T3K				-0.156 (0.114)		
T4K					-0.118 (0.113)	
T5K						-0.103 (0.113)
Konstant	-0.0812 (0.177)	-0.112 (0.174)	-0.231 (0.169)	-0.353** (0.169)	-0.389** (0.169)	-0.404** (0.169)
Pseudo R^2	0.105	0.093	0.048	0.014	0.008	0.006
Observasjoner	108	108	108	108	108	108

Probit
Lag 0-5 kvartal
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabell 5.7: Resesjon forklart ved terminstrukturen

Vi ser at forklaringskraften i tabell 5.7 er høyest i modell 1 og faller gradvis per kvartal terminstrukturen lagges. Forholdet mellom prediksjonshorisont og forklaringskraft er dermed ulikt det vi finner når vi ser på sammenhengen mellom BNP-vekst og industriproduksjon i OLS-regresjonene i tabell 5.1 og 5.3.

Resultatene i våre probitregresjoner skiller seg også fra resultatene fra det amerikanske markedet. Blant annet Estrella og Trubin (2006) finner at terminstrukturen er signifikant for predikering av resesjon fire kvartaler frem i tid. Tilsvarende modell og tidshorisont på det norske markedet er representert ved modell 5 i vår tabell. Her er koeffisienten til terminstrukturen usignifikant og forklaringskraften til modellen er svært lav med 0,8 %.

For å sammenligne våre resultater med tidligere litteratur vil vi presentere en tolkning av de estimerte modellene. Dette gjør vi selv om forklaringskraften i våre probitregresjoner er lav. Estimaten må tolkes med bevissthet rundt dette. Den predikerte sannsynligheten

for resesjon er plottet sammen med våre resesjonsdateringer i figurene 5.1, 5.2, 5.3 og 5.4. Dette gir oss mulighet til å undersøke hvor modellen treffer mer og mindre godt på de observerte resesjonene.

Før vi går igjennom figurene med de predikerte sannsynlighetene gir vi et eksempel på hvordan koeffisientene i probitregresjonene kan tolkes direkte: I figur 3.1 blir det opplyst at minimums- og maksimumsverdi for terminstruktur i datasettet er -2.3 % og 3.4 % . I likning 5.1 og 5.2 beregner vi sannsynligheten for resesjon ved disse punktene basert på resultatene fra modell 1 i tabell 5.7.

$$P(\text{Resesjon}) = \mathcal{N}(-0.0812 - 0.450 \cdot (-2.3)) = 87 \% \quad (5.1)$$

$$P(\text{Resesjon}) = \mathcal{N}(-0.0812 - 0.450 \cdot (3.4)) = 5 \% \quad (5.2)$$

I det videre arbeidet har vi benyttet funksjonen *predict* i Stata for å kalkulere den predikerte sannsynligheten for resesjon som en kontinuerlig kurve. I figur 5.1 er denne funksjonen benyttet for modell 1 i tabell 5.7, og vi ser at maksimums- og minimumspunkter på kurven samsvarer med de vi beregnet i likning 5.1 og 5.2.

Vi presenterer først predikert sannsynlighet for resesjon fra modell 1 til 3, da terminstrukturen i disse modellene er estimert med signifikante koeffisienter. I tillegg presenterer vi predikert sannsynlighet for resesjon basert på modell 5, da denne har samme tidshorisont som Estrella og Trubin (2006) fant at hadde god forklaringskraft i det amerikanske markedet.

Vi ser i figur 5.1 at modell 1 predikerer første resesjon med omtrent 25 % sannsynlighet. Andre resesjon predikeres med omtrent 60 % sannsynlighet, og tredje resesjon predikeres med omtrent 50 % sannsynlighet. Fjerde resesjon predikeres med omtrent 25 % sannsynlighet og siste resesjon predikeres med omtrent 42 % sannsynlighet. Modellen predikerer også feilaktig en resesjon rundt 2001 med 60 % sannsynlighet.

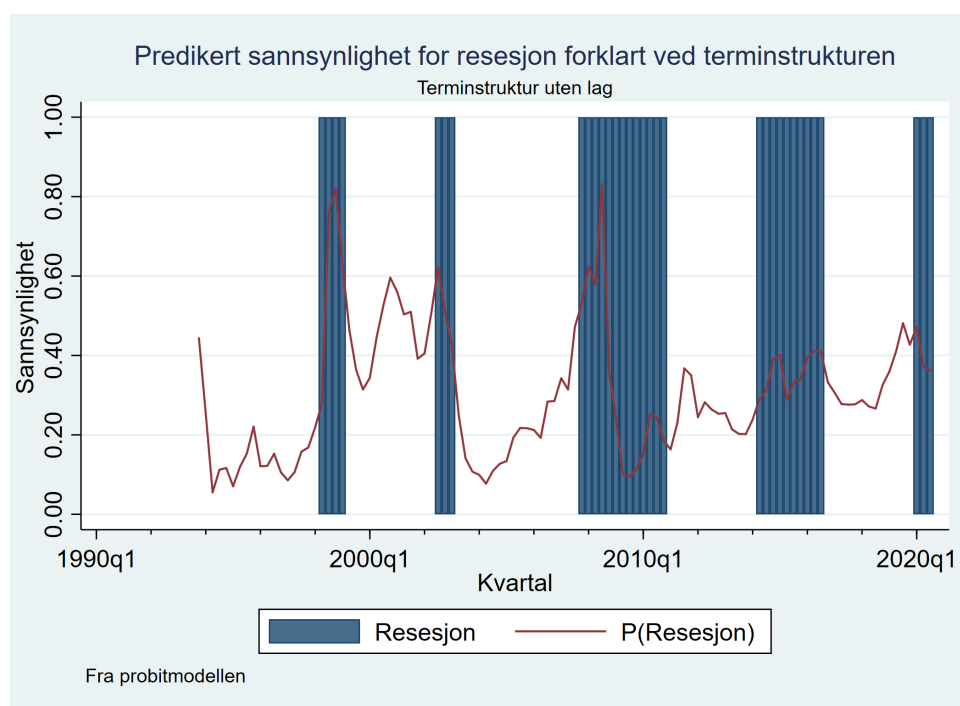
Tabell 3.1 i datakapittelet viser at gjennomsnittet for variabelen *resesjon* er 30,6 %. Dette kan tolkes som at sannsynligheten for resesjon er på omtrent 30 % på et tilfeldig tidspunkt i datasettet. For første og fjerde resesjon, samt den feilaktig predikerte resesjonen rundt år

2001 ville man dermed hatt større nytte av den deskriptive statistikken enn den predikerte modellen.

Etter finanskrisen er det mindre utslag i prediksjonene og det kan se ut som noe av forklaringskraften i modellen forsvinner etter 2008. Dette stemmer overens med at risikopåslaget og strukturen i rentekurven har endret seg etter finanskrisen.

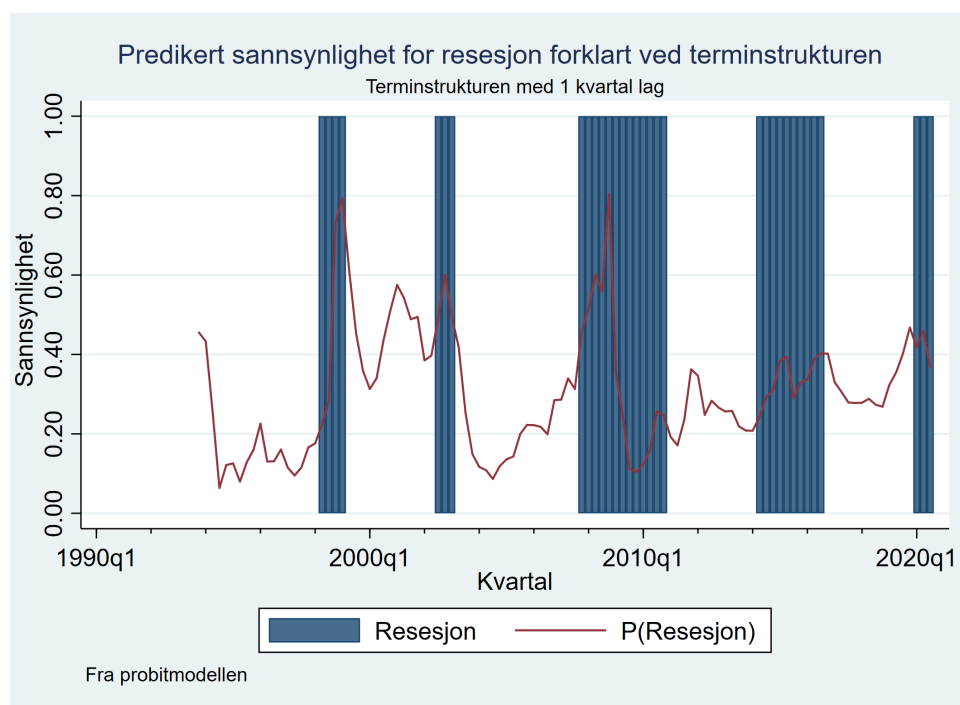
I figur 5.2 og 5.3 ser vi at når vi utfordrer modellen til å predikere fremover i tid, blir prediksjonene mindre signifikante, samt at resesjonene i større grad blir predikert for sent.

Vi inkluderer også prediksjoner basert på modell 5 i tabell 5.7, selv om forklaringskraften i denne modellen er lav. Dette gjør vi for å kunne sammenligne våre resultater med Estrella og Trubin (2006). I motsetning til deres resultater fra USA er våre prediksjoner for fire kvartaler prediksjonshorisont ikke signifikante. Figur 5.4 viser at prediksjonene treffer dårligere samt at modellen feiler i sine prediksjoner.



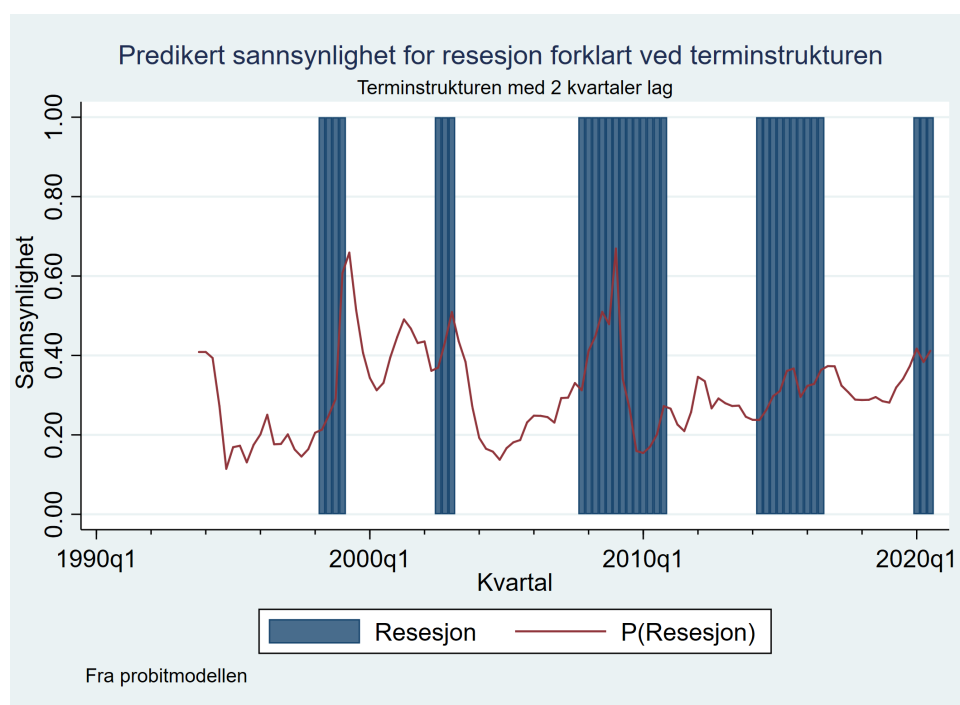
Predikert fra modell 1 med terminstrukturen uten lag

Figur 5.1: Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved terminstrukturen, modell 1



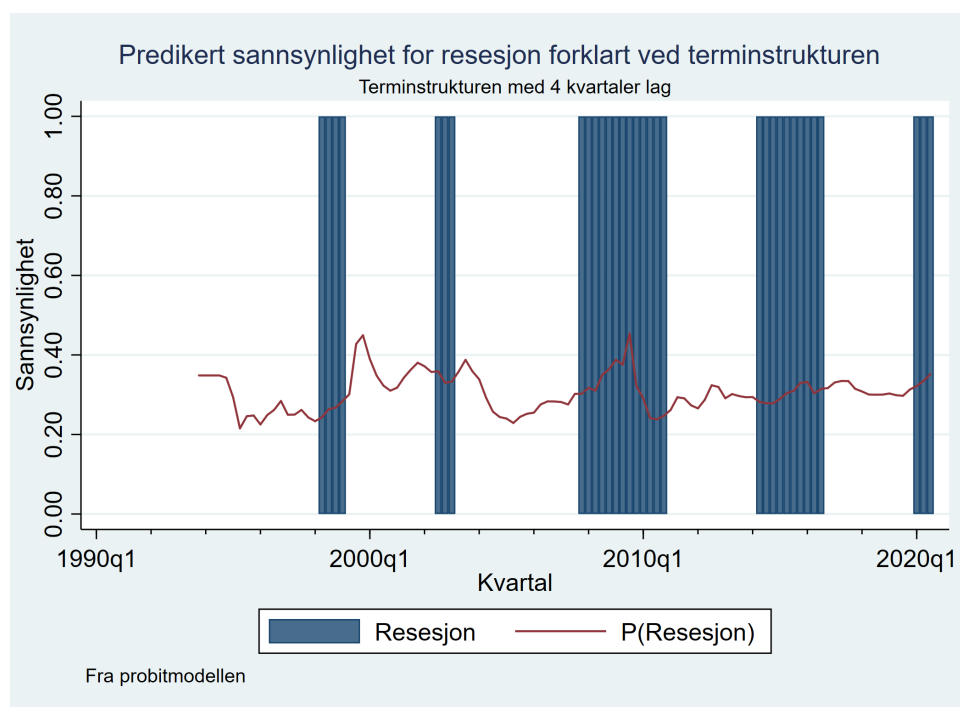
Predikert fra modell 2 med terminstrukturen for ett kvartal lag

Figur 5.2: Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved terminstrukturen, modell 2



Predikert fra modell 3 med terminstrukturen for to kvartaler lag.

Figur 5.3: Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved terminstrukturen, modell 3



Predikert fra modell 5 med terminstrukturen for fire kvartaler lag

Figur 5.4: Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved terminstrukturen, modell 5

5.2.2 Resesjon forklart ved terminstrukturen og valutakurs

I videre analyse vil vi med utgangspunkt i probitregresjonene i forrige delkapittel gjennomføre disse regresjonene igjen med flere forklaringsvariabler. Vi velger i første omgang å gjennomføre modellen igjen, men inkludere endring i valutakurs uttrykt ved vekslingskurs USD/NOK. Vi legger derfor til variabelen USD/NOK-vekst på høyre side i modellen. Motivasjonen for dette er den samme som for OLS-regresjonene i modell 5.2.

I tabell 5.8 er seks probitmodeller hvor *resesjon* som avhengig variabel er forklart ved USD/NOK-vekst og terminstruktur. Valutakursen og terminstrukturen er i modell 1 til 6 lagget med henholdsvis null til fem kvartaler. Vi ser at forklaringskraften til modellene fremdeles er lav, men med noe økning sammenlignet med modellene i tabell 5.7.

Vi ser at koeffisientene er signifikante i modell 1, 2 og 3. Derfor velger vi å se på predikert sannsynlighet for resesjon ved disse tre modellene, samt for modell 5.

Resesjon forklart ved terminstrukturen og valutakurs						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
Resesjon						
T	-0.447*** (0.129)					
USD	0.0234** (0.0117)					
T1K		-0.427*** (0.127)				
USD1K		0.0236** (0.0117)				
T2K			-0.302** (0.119)			
USD2K			0.0293** (0.0119)			
T3K				-0.177 (0.117)		
USD3K				0.0314*** (0.0121)		
T4K					-0.147 (0.117)	
USD4K					0.0337*** (0.0123)	
T5K						-0.146 (0.118)
USD5K						0.0326*** (0.0124)
Konstant	-0.145 (0.178)	-0.154 (0.178)	-0.268 (0.174)	-0.370** (0.174)	-0.395** (0.177)	-0.384** (0.178)
Pseudo R^2	0.136	0.129	0.102	0.074	0.075	0.069
Observasjoner	108	107	106	105	104	103

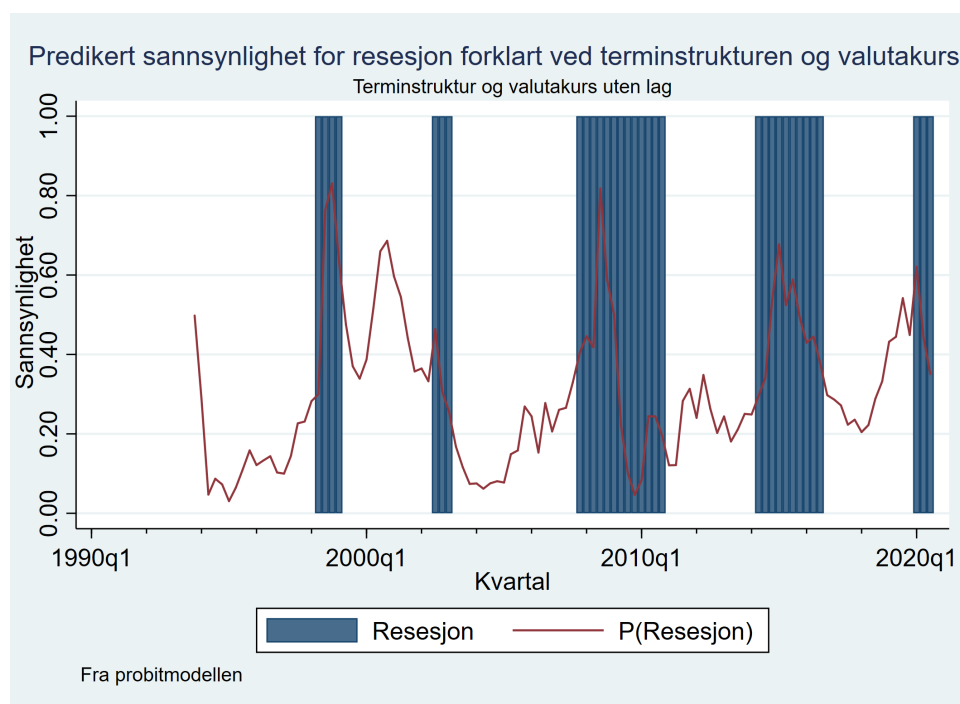
Lag 0 til 5 kvartal
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabell 5.8: Resesjon forklart ved terminstrukturen og valutakurs

Under er det presentert prediksjoner fra tabell 5.8, og prediksjonen er basert på modell 1 til 3, samt modell 5. Styrken på prediksjonene øker noe sammenlignet med figur 5.1, 5.2, 5.3 og 5.4 som er basert på probitmodellene i tabell 5.7.

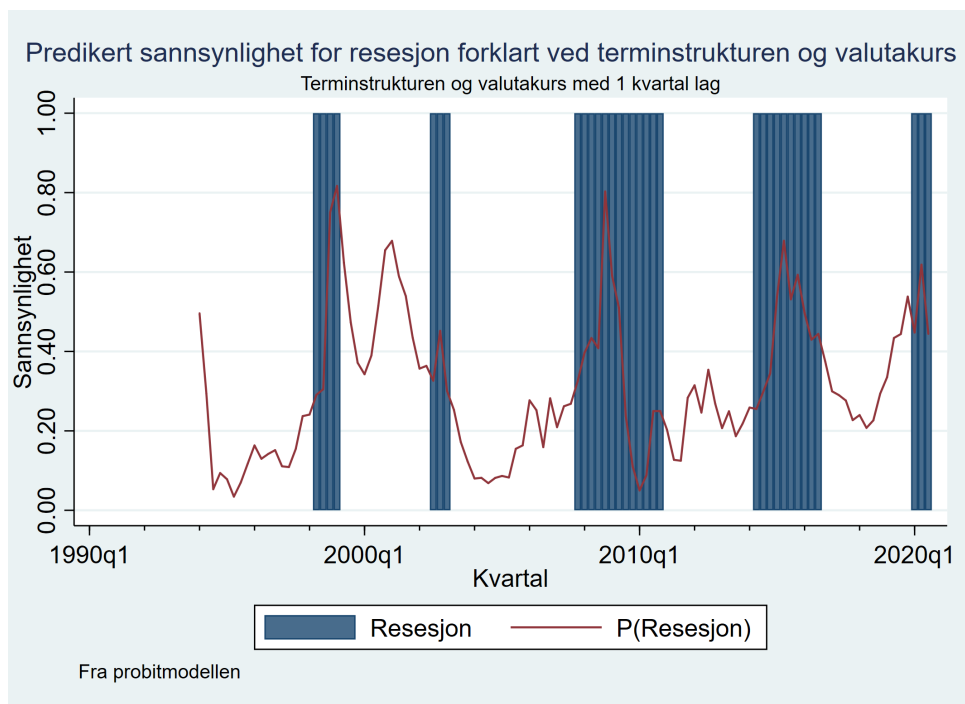
Først sammenligner vi hvordan de predikerte sannsynlighetene i figur 5.5 treffer resesjonene i datasettet sammenlignet med de predikerte sannsynlighetene i figur 5.1. Vi sammenligner dermed prediksjonene for modell 1 i tabell 5.7 med prediksjonene for modell 1 i tabell 5.8. Vi ser at første resesjon fremdeles blir predikert med cirka 25 % sannsynlighet, likt som før vi inkluderte valutakurs. Videre ser vi at resesjon nummer to blir predikert med cirka 35 % sannsynlighet, ned fra cirka 60 %. Resesjon nummer tre blir predikert med cirka 40 % sannsynlighet, ned fra cirka 50 %. Resesjon nummer fire blir predikert med cirka 25 %, likt som forrige modell. For siste resesjon ser vi at denne predikeres med cirka 45 %, svakt opp fra cirka 42 %. Den feilpredikerte resesjonen rundt 2001 øker i styrke og predikeres nå med cirka 70 %.

I figur 5.6, 5.7 og 5.8 vises det at når vi utfordrer modellen til å predikere fremover i tid blir prediksjonene mindre signifikante, samt at resesjonene i større grad blir predikert for sent. Prediksjonene er liknende de vi har i forrige delkapittel, og det virker ikke som inkluderingen av valutakurs i modellen har bidratt til mer konsistente prediksjoner.



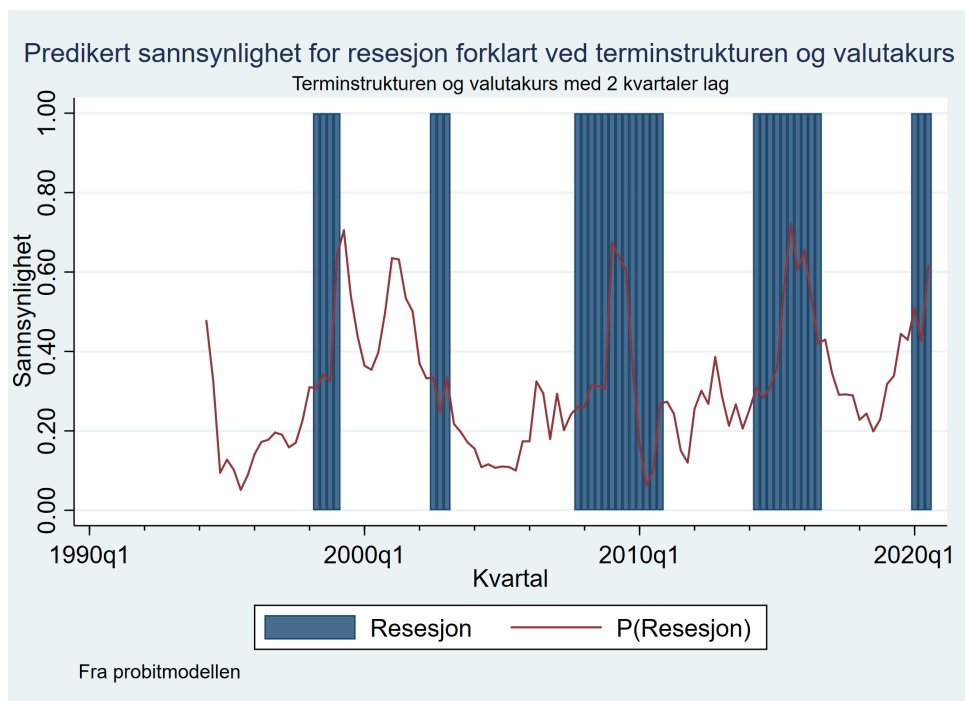
Predikert fra modell 1 med terminstrukturen og valutakurs uten lag

Figur 5.5: Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved terminstrukturen og valutakurs, modell 1



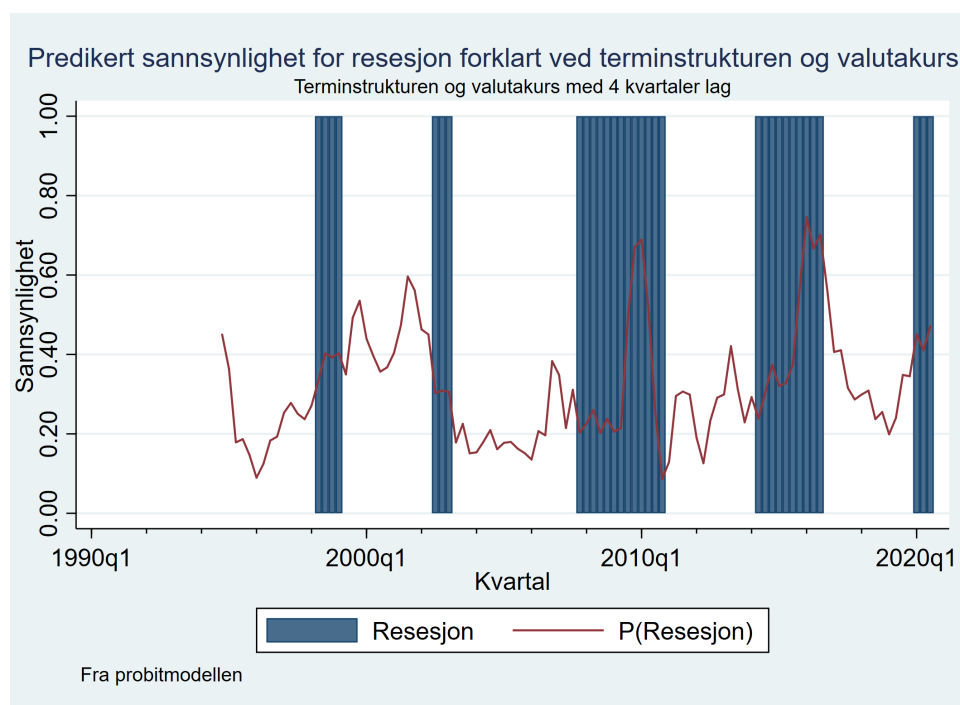
Predikert fra modell 2 med terminstrukturen og valutakurs for ett kvartal lag

Figur 5.6: Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved terminstrukturen og valutakurs, modell 2



Predikert fra modell 3 med terminstrukturen og valutakurs for to kvartaler lag

Figur 5.7: Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved terminstrukturen og valutakurs, modell 3



Predikert fra modell 5 med terminstrukturen og valutakurs for fire kvartaler lag

Figur 5.8: Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved terminstrukturen og valutakurs, modell 5

5.2.3 Resesjon forklart ved lagget terminstruktur og lagget resesjonsdummy

Med utgangspunkt i opprinnelig modell, inkluderer vi dagens tilstand i økonomien (resesjon/ikke resesjon), som forklaringsvariabel i modellen. Dette gjør vi da Dueker (1997) finner høyere forklaringskraft i sin probitmodell ved å inkludere venstresidevariabelen lagget. Dueker mener at ved å inkludere en lagget dummyvariabel for resesjon, vil man eliminere det han kaller autokorrelasjonsstrukturen i venstresidevariabelen. Vi inkluderer derfor lagget resesjon som forklaringsvariabel i probitmodellen vår i tabell 5.9. Her er forklaringsvariablene lagget med henholdsvis én til fire kvartaler. Som Dueker, lagger vi resesjon samme antall kvartaler som terminstrukturen.

Vi er tilbøyelige til å tro at lagget resesjon vil øke forklaringskraften til modellen. Alle våre daterte resesjoner varer lengre enn ett kvartal, noe som tilsier at den økonomiske tilstanden i forrige kvartal er avgjørende for tilstanden i nåværende kvartal. Det er også interessant at Dueker finner at ved å lagge venstresidevariabelen øker forklaringskraften til terminstrukturen.

Resesjon forklart ved lagget resesjon				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Resesjon				
R1K	2.651*** (0.361)			
R2K		1.760*** (0.304)		
R3K			1.095*** (0.284)	
R4K				0.696** (0.279)
Konstant	-1.501*** (0.223)	-1.111*** (0.182)	-0.842*** (0.165)	-0.696*** (0.159)
Pseudo R^2	0.540	0.283	0.117	0.048
Observasjoner	107	106	105	104

Lag 1 til 4 kvartal
* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabell 5.9: Resesjon forklart ved lagget resesjon

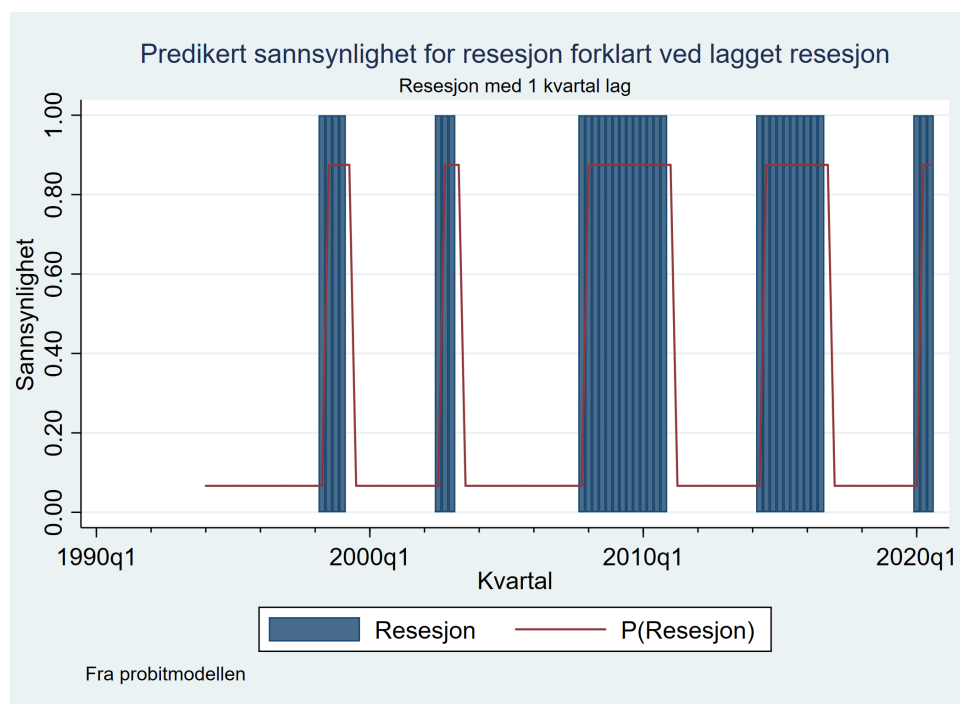
I tabell 5.9 har vi kun lagget resesjon som forklaringsvariabel for resesjon. Alle de fire modellene viser at variabelen er på 1 % signifikansnivå. Forklaringskraften er høyest for modell 1 som har kortest tidshorisont og faller for lengre tidshorisonter. Dette bekrefter at tilstanden i ett kvartal forklarer mye av om det blir resesjon i påfølgende kvartal. Det er også intuitivt at forklaringskraften faller. At det er resesjon i dag har mindre betydning for om det er resesjon fire kvaraler frem i tid, enn for ett kvartal frem i tid. Videre beregner vi sannsynligheten for resesjon ett kvartal frem i tid fra estimatene i modell 1:

$$P(\text{Resesjon}_t | \text{Resesjon}_{t-1}) = \mathcal{N}(-1.501 + 2.651 \cdot 1) = \mathcal{N}(1.15) = 87 \% \quad (5.3)$$

$$P(\text{Resesjon}_t | \text{Ikkereseson}_{t-1}) = \mathcal{N}(-1.501 + 2.651 \cdot 0) = \mathcal{N}(-1.501) = 7 \% \quad (5.4)$$

Likning 5.3 viser at det er 87 % sannsynlighet for resesjon gitt at det var resesjon i kvartalet før. Tilsvarende viser likning 5.4 at det er 7 % sannsynlighet for resesjon gitt at det ikke var resesjon i kvartalet før. Dette ser vi også igjen i figur 5.9, som viser at det er

en konstant sannsynlighet på 87 % for resesjon gitt at det var resesjon i forrige kvartal, samt 7 % gitt at det ikke var resesjon i forrige kvartal.



Predikert fra modell 1 med resesjonsvariabelen for ett kvartal lag

Figur 5.9: Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved lagget resesjon, modell 1

For å se om vi oppnår samme resultater som Dueker, legger vi til både lagget resesjon og lagget terminstruktur som forklaringsvariabler for resesjon i tabell 5.10.

Resesjon forklart ved lagget terminstruktur og resesjon				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Resesjon				
T1K	-0.197 (0.173)			
R1K	2.536*** (0.371)			
T2K		-0.0974 (0.137)		
R2K		1.684*** (0.320)		
T3K			-0.0415 (0.126)	
R3K			1.061*** (0.301)	
T4K				-0.0615 (0.123)
R4K				0.646** (0.296)
Konstant	-1.279*** (0.291)	-0.993*** (0.245)	-0.790*** (0.227)	-0.617*** (0.224)
Pseudo R^2	0.550	0.287	0.118	0.050
Observasjoner	107	106	105	104

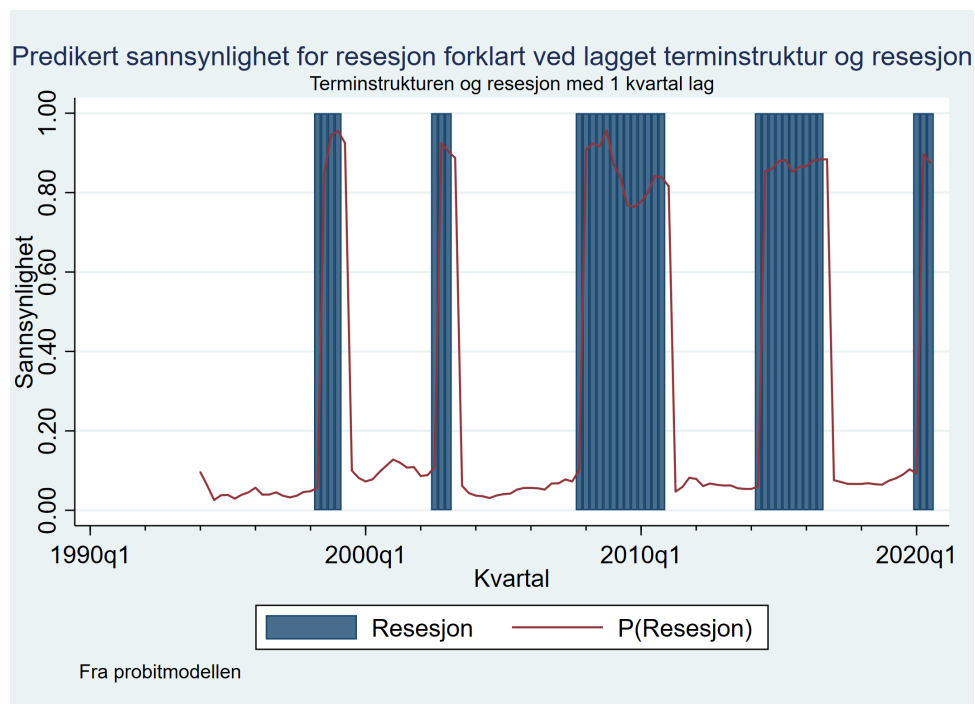
Lag 1 til 4 kvartal
 * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Tabell 5.10: Resesjon forklart ved lagget terminstruktur og lagget resesjon

Modellene 1 til 4 har både en lagget terminstruktur og lagget resesjon som forklaringsvariabler. Forklaringskraften har økt betydelig sammenlignet med modellene i tabell 5.7 og 5.8. Samtidig ser vi at signifikansen til terminstruktur faller bort i alle fire modellene. At forklaringskraften ikke øker nevneverdig fra resultatene i tabell 5.9 tyder på at det er den laggede resesjonsdummyen som i all hovedsak forklarer venstresidevariabelen. Det at koeffisienten for terminstrukturen ikke er signifikant, kan komme av at forklaringskraften i utgangspunktet er lav, og ikke er av stor nok betydning i kombinasjon med lagget resesjon.

Modellene, fortrinnsvis den første, gir god forklaringskraft, men dette kan ikke tillegges

terminstrukturen som forklaringsvariabel. Vi får dermed ikke de samme resultatene som Dueker fant i det amerikanske markedet. Sammenlignet med figur 5.9 viser figur 5.10 at inkludering av lagget resesjon ikke forbedrer modellens evne til å predikere en kommende resesjon.



Predikert fra modell 1 med resesjonsvariabelen og terminstruktur for ett kvartal lag

Figur 5.10: Predikert sannsynlighet for resesjon forklart ved terminstrukturen og resesjon, modell 1

6 Diskusjon

Korrelasjonsmodellene og OLS-regresjonene våre viser at det finnes grunnlag for å undersøke terminstrukturen som ledende indikator for utviklingen i økonomien. Vi tester terminstrukturens evne til å predikere resesjoner i probitmodellen, men finner ikke grunnlag for at terminstrukturen kan brukes som ledende indikator for resesjoner på norske data. I dette kapitlet vil vi diskutere mulige årsaker til de fraværende resultatene, og til slutt påpeke svakheter ved analysen.

6.1 Funn

I OLS-regresjonene fremkommer det at terminstrukturen kan ha forklaringskraft for BNP-vekst, industriproduksjon og prisvekst.

Når vi i siste del av analysen presenterer probitmodellen, uteblir de resultatene vi forventer. Terminstrukturen som ledende indikator for resesjon synes å ikke fungere i våre modeller. Dette strider dermed mot de funnene vi forventet med bakgrunn i det amerikanske markedet og teoriene vi presenterte i litteraturkapitlet.

6.2 Faktorer som kan påvirke resultatene

6.2.1 Risikopremien

Som omtalt i litteraturkapitlet, ønsker man at rentene i så liten grad som mulig inneholder en risikopremie. Dersom det finnes betydelige risikopremier, og disse i tillegg varierer over tid, vil analysen svekkes. Gerdrup, Hammerland og Naug (2006) påpeker at særlig lange renter kan inneholde risikopremier. Dette medfører at endringer i terminstrukturen kan skyldes endringer i risikopremien, og ikke i de underliggende rentene. Da mister rentedifferansen forklaringskraft. Som vi tidligere har beskrevet, er det norske rentemarkedet mindre og innehar blant annet større valutarisiko enn det amerikanske markedet. Dette tyder på at risikopremien kan være høyere i Norge enn i andre land. Videre fant Mishkin (1991) i sine analyser at terminstrukturen i euromarkedet hadde dårligere prediksjonsegenskaper enn den amerikanske terminstrukturen. Han forklarer dette med at europeiske renter gjenspeiler de reelle markedsforholdene i mindre grad enn

amerikanske renter. Med andre ord inneholder europeiske renter et høyere risikopåslag enn amerikanske. Dette impliserer at forventningsteorien ikke holder. Følgelig kan risikopåslaget i terminstrukturen svekke resultatene våre.

6.2.2 Særtrekk ved det norske rentemarkedet

Konsensus i amerikanske studier er at terminstrukturen har best prediksjonsevne fire kvartaler frem i tid. Våre resultater viser at forklaringskraften til den norske terminstrukturen reduseres med økende horisont. Vi stiller derfor spørsmål ved om påvirkningen fra internasjonale renter kan ha effekt på våre resultater. Det at hele 27 % av investorene er utenlandske betyr at tilstanden i internasjonal økonomi vil ha stor påvirkning på etterspørselen etter norske renteinstrumenter. Som vi problematiserer i presentasjonen av Nibor i datakapittelet kan et påslag i dollarrenten gi utslag i Nibor, da denne er beregnet ut ifra en dollarrente. Terminstrukturen vi benytter i våre analyser blir dermed i større grad bestemt av utenlandske faktorer, sammenlignet med terminstrukturen i det amerikanske markedet.

Rentemarkedet i Norge er antakelig for lite, og lite likvid til å kunne reflektere de innenlandske markedsforholdene i like stor grad som større økonomier. Som Stemsrud (2018) skriver, er dette typisk for et rentemarked med få, store aktører. Kloster (2000) presiserer også at norske renter historisk sett har ligget høyere enn tilsvarende renter i euroområdet. Dette kan være et tegn på høyere risikopremie.

6.2.3 Valutakursvariabelen

Som et forsøk på å kontrollere for særnorske forhold, inkluderer vi en valutakursvariabel i probitmodellen. OLS-regresjonen i tabell 5.2 viser økt forklaringskraft, som kan tyde på at valutakursvariabelen eliminerer noe av risikopåslaget. Årsaken til dette kan være måten de norske rentene vi benytter er konstruert på. Nibor består blant annet av en risikopåslagkomponent som skal utjevne renteforskjellene i USA og Norge. Dette kan medføre at amerikanske forhold gir et økt risikopåslag på Nibor.

Med hensyn til norsk eksport, kan det argumenteres for at man heller burde benytte kursen mot euro eller svenske kroner. Den norske kronekursen utvikler seg som regel likt i forhold til valutaer. Dersom den norske kronen svekker seg mot euro, svekker den seg som

regel også mot dollar. Vi mener derfor at dollarkursen fanger opp det vesentlige, og at valget mellom dollar- og eurokursen ikke er kritisk for analysen.

En potensiell svakhet ved valutakursvariabelen vår er at den er oppgitt i spotpriser. Vi kunne alternativt brukt terminkursen som også tar høyde for renteforskjellen mellom Norge og USA. Vi tror imidlertid at spotkursen og terminkursen vil inneholde mye av den samme variasjonen, og at dette ikke påvirker resultatene våre i vesentlig grad.

6.2.4 Valg av renter

Estrella og Trubin (2006) benytter 10-års statsobligasjonsrente og 3-måneders Treasury Bills-rente, og dette er normen i majoriteten av amerikanske studier. Vi har tidligere begrunnet valget av våre renter, og mener at swaprenten er den best egnede renten å benytte i det norske markedet, også med tanke på sammenligning mot tidligere litteratur. Det kan imidlertid svekke vår terminstrukturs prediksjonsevne at vi ikke har tilsvarende renter som amerikanske statsobligasjoner i vårt marked. Årsaken til at amerikanske studier benytter statsobligasjonsrenter er at disse blir sett på som tilnærmet risikofrie. Norske statsrenter vil, som tidligere argumentert for, ikke reflektere markedsforholdene i like stor grad som de amerikanske.

6.2.5 Resesjonsdateringer

Som vi ser i figur 5.1, feilpredikerer modellen vår en resesjon i 2001. Dette har store konsekvenser for resultatene, da tidsserien består av relativt få resesjoner totalt sett. Mulige årsaker til feilprediksjonen i 2001 kan være at Norges Bank i dette året innførte inflasjonsmål i pengepolitikken. I tillegg er dette samme periode som IT-boblen i USA sprakk, noe som kan ha bidratt til å forstyrre svingninger i rentekurven.

Videre har vi ikke en tilsvarende kilde som NBER for resesjonsdateringer i Norge. Vi har derfor vært nødt til å foreta en skjønnsmessig vurdering av dateringene. Estrella og Mishkin (1997) påpeker resesjonsdateringsproblematikken i europeiske land som en mulig årsak til svake resultater i sin probitmodell. De gir eksempler på to kilder som har datert franske resesjoner ulikt, og dette viser at det er utfordrende å datere resesjoner presist. Dersom noen av resesjonsdateringene er satt feil, vil dette svekke resultatene.

6.3 Anbefaling for videre forskning

Basert på erfaringene vi har gjort oss og kunnskap vi har tilegnet oss underveis i arbeidet, ønsker vi å sammenfatte en anbefaling primært til medstudenter som skal skrive sin masterutredning. Et gjennomgående tema i utredningen vår er risikopåslaget i rentemarkedet. Som vi nevner, finnes det få, men noen forskningsartikler som omhandler modeller for å eliminere risikopåslaget i rentemarkedet. På denne måten kan man forsøke å finne tilnærmet risikofrie renter. Selv fant vi det for omfattende å eliminere risikopåslaget fra rentene våre i tillegg til å analysere terminstrukturen som resesjonsindikator. Vi vil derfor oppfordre andre til å undersøke ulike metoder for å utlede risikopåslagkomponenten i terminstrukturen. Dette tror vi kan øke presisjonen i resultatene.

En annen innfallsvinkel kan være å forsøke å eliminere særnorske trekk i større grad. Det er viktig at rentene man benytter reflekterer norske markedsforhold i størst mulig grad. Norge blir, som diskutert, sterkt påvirket av internasjonale forhold, slik at det kan være interessant å inkludere flere variabler enn dollarkursen for å eliminere disse påvirkningene.

I vår analyse har vi benyttet in-sample-estimeringer. Hvis andre i sine undersøkelser finner signifikante resultater for terminstrukturen som ledende indikator for resesjon, vil vi anbefale at man går videre med out-of-sample-estimeringer som en eventuell del 2 av analysen.

7 Konklusjon

I denne utredningen har vi undersøkt om den norske terminstrukturen kan brukes som en ledende indikator for resesjoner i norsk økonomi.

Innledningsvis har vi presentert relevant teori om rentemarkedet samt internasjonale studier som har vist at terminstrukturen kan brukes som en ledende indikator for resesjon i flere land. Vi har videre utarbeidet skjønnsmessige resesjonsdateringer for Norge med utgangspunkt i BNP-utviklingen og litteratur om norsk konjunkturutvikling. I analysen har vi benyttet et gjennomsnitt av daglige noteringer av 10-års swaprente og 3-måneders Niborrente. Vi uttrykker terminstrukturen som differansen mellom disse.

I utredningen finner vi en sammenheng mellom terminstrukturen som ledende indikator og BNP-vekst. Forklaringskraften viser seg å være høyest med terminstrukturen lagget tre kvartaler. Videre finner vi en sammenheng mellom terminstrukturen som ledende indikator og vekst i industriproduksjon. Forklaringskraften er her høyest når terminstrukturen er lagget fire kvartaler. De to funnene peker mot at det er grunnlag for å undersøke terminstrukturens evne til å predikere resesjon nærmere.

Der amerikanske studier finner at terminstrukturen som ledende indikator for en resesjonsdummy gir signifikante resultater, og at fire kvartaler prediksjonshorisonnt peker seg positivt ut, finner ikke vi tilsvarende resultater. Våre modeller viser fallende forklaringskraft for økende prediksjonshorisonnt, og er ikke signifikante i samme grad som tilsvarende studier i USA har vist. Når vi utvider modellen til å inkludere en lagget venstresidevariabel: tilstanden i økonomien tilbake i tid, viser resultatene at terminstrukturen mister ytterligere forklaringskraft.

I vår analyse finner vi totalt sett ikke grunnlag for at den norske terminstrukturen kan benyttes som en ledende indikator for norske resesjoner.

I diskusjonskapittelet gjennomgår vi de viktigste faktorene vi tror kan påvirke analysen vår. Det norske markedet er lite og mindre likvid, noe vi tror preger våre resultater sammenlignet med resultatene på det amerikanske markedet. Sammenlignet med historiske analyser på feltet, mener vi datagrunnlaget vårt med hensyn på lengde og frekvens er tilstrekkelig. utfordringer knyttet til analyser av det norske markedet ligger antakelig i at rentemarkedet

er ungt og dermed for mindre utviklet. Følgelig gjenspeiler ikke norske renter innenlandske markedsforhold i tilstrekkelig grad. Vi har kommet frem til at swaprenter egner seg bedre i analysen enn statsobligasjonsrenter, gitt problemet med likviditet. Norge er i en posisjon som gjør at staten trenger å utstede mindre statsobligasjoner enn mange andre land. Likviditeten i det norske statsobligasjonsmarkedet er derfor svakere enn i eksempelvis det amerikanske markedet. Vi peker også på problematikken rundt de skjønnsmessige resesjonsdateringene. Dateringene utgjør en vesentlig del av analysen, og resultatene er derfor sårbare for eventuelle feildateringer.

Referanser

- Benedictow, A. (2006). Norsk økonomi - en konjunkturhistorie. *Samfunnsspeilet* 5-6/2006. Statistisk sentralbyrå.
- Bjørnestad, S. (2018). Norsk økonomi frisknet til i 2017. *Aftenposten*. Hentet 16. oktober 2020 fra: <https://www.aftenposten.no/okonomi/i/OnrJbb/norsk-oekonomi-frisknet-til-i-2017>.
- Bosworth, B. P. (2014). *Interest Rates and Economic Growth: Are They Related?* (Working Paper No 2014-8) Hentet fra: <https://crr.bc.edu/working-papers/interest-rates-and-economic-growth-are-they-related/>.
- Brealey, R.A. and Myers, S.C. (2003). Principles of Corporate Finance. *International Edition, 7th ed, McGraw-Hill, New York*.
- Canova, F. (1998). Detrending and business cycle facts. *Journal of Monetary Economics*, 41(3):475–512.
- Cappelen, Å., Eika, T. og Prestmo, J. (2010). Nedbyggingen av petroleumsvirksomheten: Hvor store blir utfordringene i norsk økonomi? *Rapporter* 46/2010. Statistisk sentralbyrå.
- Chinn, M. D. og Kucko, K. J. (2010). *The Predictive Power of the Yield Curve across Countries and Time*. (Working Paper No. 16398) Hentet fra: <http://www.nber.org/papers/w16398>.
- Culbertson, J. M. (1957). The Term Structure of Interest Rates. *The Quarterly Journal of Economics*, 71(4):485–517.
- Côté, A. og Macklem, T. (1996). The Determination of Interest Rates and the Exchange Rate in the Bank of Canada's Quarterly Projection Model. *Conference Papers*, 2.
- Dueker, M. J. (1997). Strengthening the Case for the Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions. *Review*, 79(2). Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Eika, T. (2007). En oljesmurt Økonomi - med harelabbe over 35 års konjunkturhistorie. *Samfunnsspeilet* 2007/5-6. Statistisk sentralbyrå.
- Eika, T. (2008). Det svinger i norsk økonomi. *Samfunnsspeilet*, 2008/5-6. Statistisk sentralbyrå.
- Eika, T. og Benedictow, A. (2014). Konjunkturtendensene. *Økonomiske analyser* 4/2014. Statistisk Sentralbyrå.
- Estrella, A. og Hardouvelis, G. (1991). The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity. *Journal of Finance*, 46(2):555–76.
- Estrella, A. og Mishkin, F. (1997). The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank. *European Economic Review*, 41(7):1375–1401.
- Estrella, A., Rodrigues, A., og Schich, S. (2003). How Stable is the Predictive Power of the Yield Curve? Evidence from Germany and the United States. *The Review of Economics and Statistics*, 85(3):629–644.

- Estrella, A. og Trubin, M. R. (2006). The Yield Curve as a Leading Indicator: Some Practical Issues. *Current Issues in Economics and Finance*, 12(Jul):5.
- Evensen, T. N. (1997). *An Assessment of Conditional Term Premia*. (Unpublished memorandum) Hentet fra: www.hhs.se/personal/dahlquist.
- Evensen, T. N. (2004). Er foreløpige nasjonalregnskapstall pålitelige? *Økonomiske analyser*, 6/2004. Statistisk sentralbyrå.
- Fama, E. (1969). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2).
- Giacomini, R. og Rossi, B. (2006). How Stable is the Forecasting Performance of the Yield Curve for Output Growth? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(1):783–795.
- Grytten, O. og Hunnes, A. (2016). *Krakk og kriser i historisk perspektiv*. Cappelen Damm Akademisk.
- Gräb, J. og Titzick, J. (2020). US Yield Curve Inversion and Financial Market Signals of recession. *ECB Economic Bulletin*, (1). European Central Bank.
- Halvorsen, T. og Skoglund, T. (2011). Noen problematiske begreper i nasjonalregnskapet : et historisk tilbakeblikk. *Økonomiske analyser*, 2/2011. Statistisk sentralbyrå.
- Hamilton, J. D. (2017). Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter. *The Review of Economics and Statistics*, 100(5):831–843.
- Hicks, J.R. (1946). Value and Capital. *Oxford: Clarendon Press*.
- Hodrick, R. og Prescott, E. (1997). Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1):1–16.
- Hvinden, E. C. og Nordbø, E. W. (2016). Oljevirkosomhet og norsk økonomi. *Aktuell kommentar*, 7/2016. Norges Bank.
- J. B. Clark, I. Fisher (1896). Appreciation and Interest: a Study of the Influence of Monetary Appreciation and Depreciation on the Rate of Interest, with Applications to the Bimetallic Controversy and the Theory of Interest. 6(24):567–570.
- K. R. Gerdrup, R. Hammersland, og B. E. Naug (2006). Finansielle størrer og utvikling i realøkonomien. *Penger og Kreditt*, (2). Statistisk sentralbyrå.
- Kim, D. H. og Wright, J. H. (2005). An Arbitrage-Free Three-Factor Term Structure Model and the Recent Behavior of Long-Term Yields and Distant-Horizon Forward Rates. *Finance and Economics Discussion Series*, (2005-33).
- Kjos, Ø. K og Helliesen, M. (2020). Nedgangen i norsk økonomi i 2. kvartal er den dypeste SSB har målt. *Statistisk sentralbyrå*. Hentet 20. oktober 2020 fra: <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/nedgangen-i-norsk-okonomi-i-2.kvartal-er-den-dypeste-ssb-har-malt>.
- Kloster, A. (2000). Beregning og tolkning av renteforventninger. *Penger og Kreditt* 1/2000. Norges Bank.
- Knudsen, C. (2020). SSB må bruke helt nye BNP-kilder: – Langt fra en normal resesjon.

- e24.no. Hentet 20. november 2020 fra: <https://e24.no/norsk-oekonomi/i/kJ4BWB/ssb-maa-bruke-helt-nye-bnp-kilder-langt-fra-en-normal-resesjon>.
- Kydland, F. og Prescott, E. (1990). Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth. *Quarterly Review*, 14(Spr):3–18.
- Lutz, F. A. (1940). The Structure of Interest Rates. *The Quarterly Journal of Economics*, 55(1).
- Mishkin, F. S., (1991). A Multi-Country Study of the Information in the Shorter Maturity Term Structure about future Inflation. *Journal of International Money and Finance*, (10):2–22.
- Modigliani, F. og Sutch, R. (1966). Innovations in Interest-Rate Policy. *American Economic Review*, 56:178–197.
- Myklebust, G. (2005). Risikopremier i det norske markedet. *Penger og Kreditt 3/2005*. Norges Bank.
- NBER (n.a). Business Cycle Dating. *National Bureau of Economic Research*. Hentet 10. november 2020 fra: <https://www.nber.org/research/business-cycle-dating>.
- NOU 2000:21 (2000). *En strategi for sysselsetting og verdiskapning*. Finansdepartementet.
- Oslo Børs (2020). Equity Indices - Index Methodology. *Oslo Børs*. Hentet fra: <https://www.oslobors.no/obnewsletter/download/d332741fe29e6089fb14e3ee300b33d9/file/file/Index%20Methodology%20-%20Oslo%20B%C3%B8rs%20Equity%20Indices%20.pdf>.
- Rosenberg, J.V. og Maurer, S. (2008). Signal or noise? Implications of the Term Premium for Recession forecasting. *FRBNY Economic Policy Review*.
- Rundebusch, G. D, Swanson, E. T. og Wu, T. (2006). *The Bond Yield 'Conundrum' from a Macro-Finance Perspective*. (Working Paper 2006-16) Monetary and Economic Studies 24, No S-1 Hentet fra: <http://www.frbsf.org/publications/economics/papers/2006/wp06-16bk.pdf>.
- Statistisk sentralbyrå (2020). Hva er egentlig BNP? *Statistisk sentralbyrå*. Hentet 16. oktober 2020 fra: <https://www.ssb.no/nasjonaltregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/hva-er-egentlig-bnp>.
- Stemsrud, O. R. (2018). Likviditeten i det norske obligasjonsmarkedet. *Norges Bank*. Hentet 13. november fra: <https://www.finansnorge.no/siteassets/kurs-og-konferanser/2018/obligasjonskonferanse/likviditeten-i-det-norske-obligasjonsmarkedet—olaug-r.-stemsrud.-norges-bank.pdf>.
- Stock, J. og Watson, M. (1989). New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators. I *NBER Macroeconomics Annual 1989, Volume 4*, sider 351–409. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Tafjord, K. (2015). En dekomponering av Nibor. *Aktuell kommentar nr. 3*. Norges Bank.
- Triantafyllou, A. (2017). The term structure of interest rates as predictor of stockmarket uncertainty. *Ernst Young, Quantitative Advisory Services*.

-
- Valset, S. (2003). Renteforventninger og betydningen av løpetidspremier. *Penger og Kreditt*, 1/2003. Norges Bank.
- Wooldridge, J. M. (2013). *Introductory Economics: A Modern Approach*, 5th edition. Boston: Cengage Learning.
- Wright, J. (2006). The Yield Curve and Predicting Recessions. *Finance and Economics Discussion Series*.