

Å forutsi norske resesjoner

- Yield-Kurven som Ledende Indikator

av Stian M. Anke-Hansen

Veileder: Professor Øivind Anti Nilsen

Masterutredning i Samfunnsøkonomi

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

Sammendrag

Hovedformålet med denne masterutredningen er å teste hvorvidt ulike yield-kurver, modellert ved hjelp av differansen mellom rentepapirer med lang løpetid og rentepapirer med kort løpetid, kan forutsi fremtidige nedgangskonjunkturer (les: resesjoner) i den norske økonomien.

Den første delen av utredningen søker å legge et teoretisk grunnlag for hvorfor yield-kurven har signifikant forklaringskraft på fremtidige resesjoner. Her benyttes etablerte hypoteser vedrørende rentens terminstruktur og vurderinger av endogene og eksogene forhold som påvirker rentedannelsen i det norske rentemarkedet. Med bakgrunn i denne gjennomgangen finner jeg at yield-kurven bør inneholde forventninger om den fremtidige økonomiske utviklingen, men at ulike faktorer som risikopremier og strukturelle skift i fundamentale forhold kan svekke rentedifferansens evne til å forutsi fremtidige resesjoner.

I utredningens andre del setter jeg sammen en konjunkturkronologi definert ut fra produksjonsgapet i BNP for fastlands-Norge og en gjennomgang av historiske kilder. Etter mitt syn er denne kronologien representativ for de faktiske konjunkturfluktuasjonene i perioden 1978 til 2007. De ulike rentedifferansens forklaringskraft blir så testet opp mot resesjonsdefinisjonene ved estimering av en rekke ulike ikke-lineære sannsynlighetsmodeller in-sample og out-of-sample. Jeg forsøker også å inkludere flere forklaringsvariabler og tester deres forklaringskraft alene som predikator på fremtidige resesjoner. Siden dateringen av konjunkturfluktuasjonene er en kritisk faktor ved estimering av modellene, tester jeg også rentedifferansenes forklaringskraft på et utvalg andre resesjonsdefinisjoner. I hovedsak finner jeg at rentedifferansen har forklaringskraft med hensyn på fremtidige resesjoner, men at den langt fra er robust sammenlignet med internasjonale undersøkelser.

Jeg argumenterer at dette kan skyldes det norske rentemarkedets unge alder, og at strukturelle endringer i fundamentale forhold kan ha skygget over noe av rentenes forventningsdel i den undersøkte perioden. På bakgrunn av dette konkluderer jeg med at den norske yield-kurven per i dag ikke er en god nok predikator på fremtidige resesjoner, men at forklaringskraften trolig vil øke i årene som kommer.

Forord

Flere internasjonale undersøkelser har i den senere tid etablert rentedifferansen som en god predikator på fremtidige resesjoner. Så vidt meg bekjent har slike undersøkelser aldri blitt utført på norske data, og valget av tema til masterutredningen var i så øyemed enkelt. I tillegg har temaet gitt meg mulighet til å kombinere kunnskap fra både samfunnsøkonomi og finansiell økonomi, noe som i seg selv har vært en meget interessant læringsprosess.

For å kunne analysere rentedifferansens forklaringskraft på fremtidige resesjoner har jeg satt meg inn i diverse metoder som ikke har vært presentert gjennom kurs på skolen, og i så øyemed har dette vært den største utfordringen ved utredningen. Uten rettleiding fra min veileder Professor Øivind Anti Nilsen hadde denne masterutredningen aldri blitt så komplett som jeg håper den fremstår i dag, og jeg vil derfor takke Professor Nilsen for konstruktive innspill gjennom hele skriveprosessen. Jeg ønsker også å rette en takk til Professor Jan Tore Klovland og Amanuensis Gorm Grønnevet for generelle tips og innspill til utredningen. Til slutt vil jeg takke familien min for at de har holdt ut med meg gjennom en lang og utfordrende skriveprosess.

Synspunktene som fremkommer i utredningen er helt og holdent forfatterens egne, og jeg tar selv ansvar for eventuelle feil som har blitt begått underveis.

Bergen, 20.6.2008

Stian M. Anke-Hansen

Innholdsfortegnelse

1.0	INTRODUKSJON.....	1
2.0	SENTRALE BEGREP OG TEORI.....	2
2.1	KONJUNKTURANALYSE	2
2.2	SENTRALE BEGREP	4
2.2.1	<i>Produksjonsgapet.....</i>	<i>5</i>
2.2.2	<i>Dekomponering i trend og sykel.....</i>	<i>6</i>
2.2.3	<i>En ledende indikator</i>	<i>9</i>
3.0	TIDLIGERE EMPIRISKE FUNN	12
4.0	YIELD-KURVEN SOM LEDENDE INDIKATOR.....	17
4.1	RENTENS TERMINSTRUKTUR	17
4.1.1	<i>Forventningshypotesen.....</i>	<i>17</i>
4.1.2	<i>Likviditetspreferanshypotesen</i>	<i>19</i>
4.1.3	<i>Segmenteringshypotesen og Preferred Habitat.....</i>	<i>20</i>
4.1.4	<i>Den utvidede forventningshypotesen.....</i>	<i>20</i>
4.1.5	<i>Empiriske funn.....</i>	<i>21</i>
4.2	HVA PÅVIRKER YIELD-KURVEN	22
4.2.1	<i>Yield-kurven under normale forhold.....</i>	<i>22</i>
4.2.2	<i>Pengepolitiske handlinger.....</i>	<i>23</i>
4.2.3	<i>Markedets handlinger</i>	<i>25</i>
4.2.4	<i>Eksogene hendelser og sjokk.....</i>	<i>26</i>
4.2.4.1	<i>Liberaliseringen av kredittmarkedet på 1980-tallet.....</i>	<i>27</i>
4.2.4.2	<i>Innføringen av inflasjonsmålet i pengepolitikken</i>	<i>29</i>
4.2.5	<i>Yield-kurven før, under og etter en resesjon.....</i>	<i>30</i>

5.0	METODE	33
5.1	DETRENDING AV BNP-TIDSSERIER.....	33
5.1.1	<i>Hodrick-Prescott filteret</i>	<i>34</i>
5.2	SANNSYNLIGHETSMODELLER	36
5.2.1	<i>Probitmodellen.....</i>	<i>37</i>
6.0	DATASELEKSJON	43
6.1	MÅL PÅ ØKONOMISK AKTIVITET.....	43
6.1.1	<i>Realtidsproblematikken.....</i>	<i>44</i>
6.1.2	<i>Valg av publikasjonsfrekvens og lengde</i>	<i>45</i>
6.2	DATERING AV RESESJONER.....	47
6.2.1	<i>Definisjon</i>	<i>47</i>
6.2.2	<i>Datering</i>	<i>49</i>
6.3	VALG AV RENTEPAPIRER	53
6.3.1	<i>Lange rentepapirer.....</i>	<i>53</i>
6.3.2	<i>Korte rentepapirer.....</i>	<i>56</i>
6.4	DATASETET	61

7.0	ANALYSE	64
7.1	RENTEDIFFERANSENS PREDIKSJONSKRAFT, IN-SAMPLE.....	64
7.1.1	<i>Autokorrelasjon</i>	74
7.1.2	<i>Kontroll av koeffisientenes stabilitet</i>	78
7.1.3	<i>En utvidelse av den enkle probitmodellen</i>	80
7.1.4	<i>Sammenligning med andre indikatorer</i>	84
7.1.5	<i>Alternative resesjonsdateringer</i>	89
7.2	RENTEDIFFERANSENS PREDIKSJONSKRAFT, PSEUDO OUT-OF-SAMPLE.....	97
7.3	OUT-OF-SAMPLE PREDIKSJON AV TIDEN FREMOVER.....	103
8.0	KONKLUSJON	104
9.0	LITTERATURLISTE	106
APPENDIKS 1	114
APPENDIKS 2	115
APPENDIKS 3	116
APPENDIKS 4	118
APPENDIKS 5	120

Figurliste

FIGUR 2-1: BNP I FASTE PRISER 1830-2006	2
FIGUR 2-2: TOTALT BNP 1978-2008	3
FIGUR 2-3: SYKEL OG TREND I BNP 1978-2008	7
FIGUR 2-4: KONJUNKTURFASENE.....	8
FIGUR 3-1: PROSENTVIS SANNSYNLIGHET FOR RESESJON I USA	14
FIGUR 4-1: TO TOÅRS INVESTERINGSSTRATEGIER	18
FIGUR 4-2: DEN NORMALE YIELD-KURVEN	22
FIGUR 4-3: UTFLATING AV YIELD-KURVEN	24
FIGUR 4-4: INVERTERING AV YIELD-KURVEN	25
FIGUR 4-5: 3-MÅNEDERS STATSKASSEVEKSLER OG NORGES BANKS DISKONTO.....	28
FIGUR 4-6: PUKKELFORMET YIELD-KURVE	31
FIGUR 4-7: U-FORMET YIELD-KURVE	32
FIGUR 6-1: INDUSTRIPRODUKSJONENS ANDEL AV BNP 1978-2008.....	44
FIGUR 6-2: PRODUKSJONSGAPET 1978-2008.....	50
FIGUR 6-3: RENTE PÅ 10-ÅRS STATSOBLIGASJONER.....	55
FIGUR 6-4: RENTE PÅ 3-MÅNEDERS STATSKASSEVEKSLER.....	58
FIGUR 6-5: RENTE PÅ 3-MÅNEDERS VALUTASWAPER.....	59
FIGUR 7-1: 10Y STAT - 3M STATSKASSEVEKSLER.....	69
FIGUR 7-2: 10Y STAT - 6M NIBOR	70
FIGUR 7-3: 10Y STAT - 12M NIBOR.....	71
FIGUR 7-4: 10Y STAT - 12M NIBOR OG LDV	76
FIGUR 7-5: KOEFFISIENTSTABILITET	79
FIGUR 7-6: DEN UTVIDETE PROBITMODELLEN, 1 KVARTALERS PREDIKSJONSHORISONT	82
FIGUR 7-7: DEN UTVIDETE PROBITMODELLEN, 8 KVARTALERS PREDIKSJONSHORISONT	83
FIGUR 7-8: CLI (OECD); IN-SAMPLE.....	87
FIGUR 7-9: 12-MÅNEDERS NIBOR; IN-SAMPLE.....	87
FIGUR 7-10: 10-ÅRS STATSOBLIGASJONER; IN-SAMPLE.....	88
FIGUR 7-11: RESESJONSKRONOLOGI (II), PREDIKSJONSHORISONT 4 KVARTALER	93
FIGUR 7-12: RESESJONSKRONOLOGI (III), PREDIKSJONSHORISONT 2 KVARTALER	94
FIGUR 7-13: RESESJONSKRONOLOGI (IV), PREDIKSJONSHORISONT 1 KVARTAL.....	95
FIGUR 7-14: OUT-OF-SAMPLE PREDIKSJON, 10Y STAT - 3M STATSKASSEVEKSLER.....	100
FIGUR 7-15: OUT-OF-SAMPLE PREDIKSJON, 10Y STAT - 12M NIBOR.....	100

FIGUR 7-16: OUT-OF-SAMPLE PREDIKSJON, 10Y STAT - 3M STATSKASSEVEKSLER.....	101
FIGUR 7-17: OUT-OF-SAMPLE PREDIKSJON, 10Y STAT - 12M NIBOR.....	102
FIGUR 7-18: SANNSYNLIGHET FOR RESESJON 8 KVARTALER FREM I TID	103

Tabelliste

TABELL 2-1: CROSS AUTOCORRELATIONS WITH LEAD (+) WITH RESPECT TO GDP	10
TABELL 4-1: KILDER SOM PÅVIRKER TERMINRENTENE	27
TABELL 6-1: KONJUNKTURFASENE FOR BNP FOR FASTLANDS-NORGE 1980-1999.....	48
TABELL 6-2: KONJUNKTURDATERINGER	52
TABELL 6-3: ANSLAG PÅ RISIKOPREMIER, I BASISPUNKTER.....	60
TABELL 6-4: DATASETTET.....	62
TABELL 7-1: PSEUDO- R^2 OG COUNT- R^2 FOR PROBITMODELLENE, IN-SAMPLE.....	67
TABELL 7-2: PSEUDO- R^2 OG COUNT- R^2 FOR PROBITMODELLENE MED LDV.....	75
TABELL 7-3: PSEUDO- R^2	77
TABELL 7-4: ESTIMERING AV DEN UTVIDETE PROBITMODELLEN, IN-SAMPLE	81
TABELL 7-5: ANDRE INDIKATORER	85
TABELL 7-6: PSEUDO- R^2 OG COUNT- R^2 FOR ANDRE INDIKATORER, IN-SAMPLE.....	86
TABELL 7-7: ULIKE RESESJONSDATERINGER	90
TABELL 7-8: PSEUDO- R^2 FOR ULIKE RESESJONSDATERINGER.....	91
TABELL 7-9: RMSFE FOR OUT-OF-SAMPLE RESULTATER	99

1.0 Introduksjon

Helt siden begynnelsen av 1900-tallet har forskere prøvd å finne hva som driver de konjunkturelle syklene i industrialiserte økonomier. Undersøkelsene har ledet til en rekke hypoteser og teorier, og nye drivkrefter blir stadig identifisert. På midten av 1960-tallet begynte man å undersøke omstendighetene rundt rentedannelsen i modne pengemarkeder. Denne forskningen ledet etter hvert til blant annet forventningshypotesen, en hypotese som sier at rentens terminstruktur er en funksjon av markedets forventninger til den fremtidige utviklingen i økonomisk aktivitet. I søken etter nye ledende indikatorer begynte man derfor å teste yield-kurvens evne til å forutsi utviklingen i makroøkonomiske størrelser som BNP og inflasjon. Resultatene av disse analysene var, mildt sagt, overraskende positive.

I den senere tid har man funnet at rentedifferansen, med statistisk signifikans, kan forutsi utviklingen i økonomisk aktivitet, og da spesielt fremtidige nedgangskonjunkturer (les: resesjoner). Dette gjelder for en rekke land, og spesielt USA. Så vidt jeg bekjent har slike undersøkelser aldri blitt utført på norske data, og dette har ledet meg til å utføre en til dels dyptgående analyse av internasjonale funn på norske forhold.

For å teste den norske yield-kurvens evne til å forutsi fremtidige resesjoner har jeg først sett meg nødt til å datere en konjunkturkronologi. Dette har vært motivert av det faktum at det ikke fins noen anerkjent eller mye brukt kronologi for Norge. Den generelle analysen består av estimeringer av ikke-lineære sannsynlighetsmodeller in-sample og out-of-sample. Som forklaringsvariabel i disse modellene bruker jeg en rekke ulike rentedifferanser for å modellere yield-kurven, og da markedets forventninger til fremtiden. Jeg velger også å teste et utvalg andre indikatorer og resesjonskronologier for å sjekke robustheten i mine resultater.

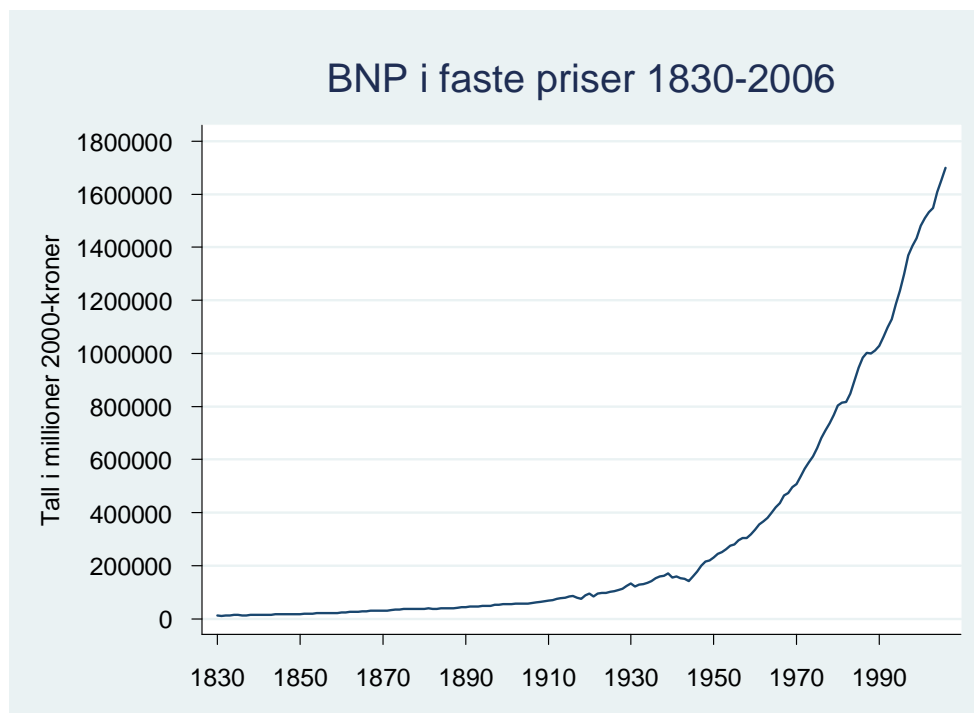
Resten av utredningen er bygget opp slik; kapittel 2 tar for seg sentrale begrep og teori knyttet til konjunkturanalyse. Kapittel 3 beskriver tidligere empiriske funn med hensyn på rentedifferansens forklaringskraft. I kapittel 4 forsøker jeg å forklare det teoretiske grunnlaget for yield-kurvens evne til å forutsi fremtidig økonomisk aktivitet. Kapittel 5 og 6 omhandler metodene og dataene jeg bruker i analysen, mens kapittel 7 inneholder resultatene mine.

2.0 Sentrale begrep og teori

Før jeg begynner med en gjennomgang av tidligere empiriske undersøkelser finner jeg det fordelaktig å gå igjennom en del sentrale begreper og teori knyttet til konjunkturanalyse. Herunder følger også en diskusjon med hensyn på ledende indikatorer, en beskrivelse av empiriske resultater, og en begrunnelse av valget om å gå videre med yield-kurven.

2.1 Konjunkturanalyse

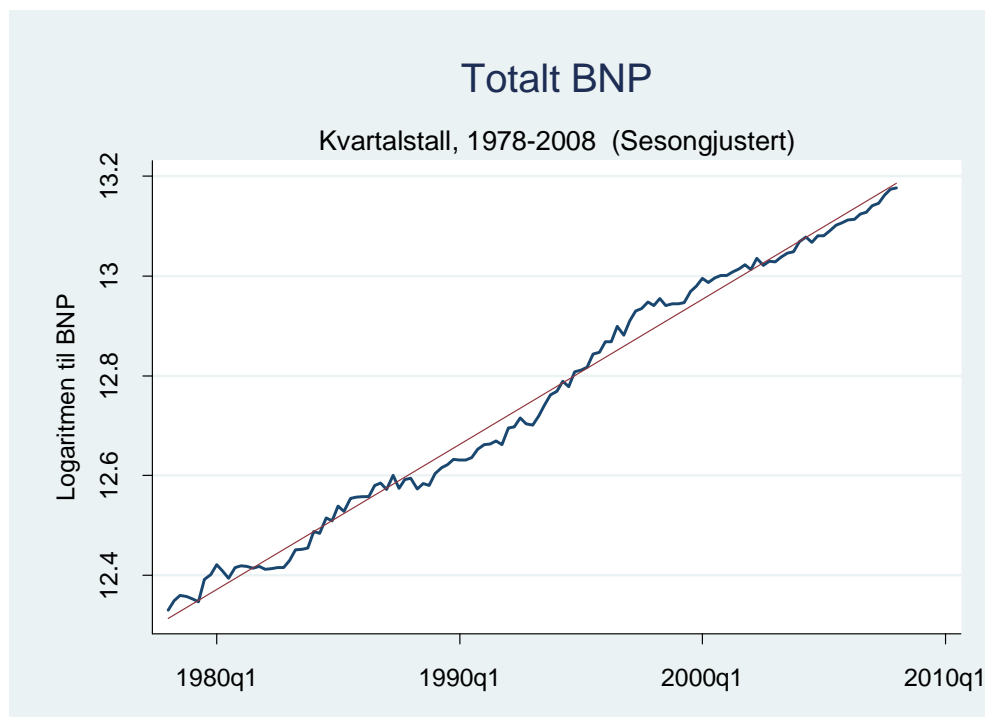
Helt siden den industrielle revolusjonen har vesten opplevd ekstrem økonomisk vekst. Det langsiktige bildet viser få tegn til avmatning, og man observerer bare enkelte korte tilbakeslag. Figur 2-1 viser Bruttonasjonalprodukt (BNP)¹ for Norge fra 1830 til 2006.



Figur 2-1: BNP i faste priser 1830-2006, annualiserte tall
Kilde: Grytten (2004)

¹ Bruttonasjonalprodukt er et mål på den samlede verdiskapningen i et land. I denne oppgaven bruker jeg gjennomgående BNP for Fastlands-Norge med mindre annet er oppgitt. BNP for Fastlands-Norge tilsvarer samlet verdiskapning for Norge fratrukket verdiskapningen i oljevirksomheten og utenriks sjøfart. For en begrunnelse, se kapittel 6.

Historien forteller oss likevel at utviklingen har vært langt fra stabil. Det kortsiktige og mellomlange bilde viser at den økonomiske utviklingen svinger dramatisk. Figur 2-2 viser logaritmen til BNP per kvartal fra første kvartal 1978 til tredje kvartal 2007.



Figur 2-2: Totalt BNP, 1978-2008 (Sesongjusterte kvartalstall)
Kilde: Statistisk Sentralbyrå

Hvis vekstraten til BNP var konstant ville logaritmen til BNP fulgt den rette linjen. Av figuren ser vi at logaritmen i noen perioder er brattere, og i andre perioder slakere. Dette tilsier at perioder med høy økonomisk vekst ofte følges av perioder med lavere, eller negativ, vekst (Sørensen og Whitta-Jacobsen, 2005). Tallene som er brukt i Figur 2-2 er sesongjustert, noe som tyder på at det er mer fundamentale krefter som fører til den ujevne veksten. Sesongjustering innebærer at man justerer for utslag som er direkte knyttet til kalenderen (kalendereffekter) og fenomener som gjentar seg til samme tid hvert år (sesongeffekter). Husholdningenes høye forbruk i desember knyttet til julehøytiden er et eksempel på en sesongeffekt, mens antall virkedager per kvartal er en kalendereffekt.²

² www.ssb.no: Kvartalsvis Nasjonalregnskap (KNR), Om statistikken.

Noen av de første forsøkene på å forklare sykliske bevegelser i den økonomiske aktiviteten fokuserte på langsiktige bevegelser. Nicolai Kondratiev (1892-1938), en sovjetisk økonom, beskrev konjunktursyklene i det *kapitalistiske* vesten som regelmessige eksogene bølger påvirket av endogene forhold.³ De var drevet av tilbudssiden i økonomien, men ledet av etterspørselssiden. I følge Kondratiev (1926) var bølgene forutsigbar og gjentakende med 50 års mellomrom. Senere har også forskere som Schumpeter (1939), Kuznets (1930) og Kitchin (1923) presentert empiriske bevis og teorier for forutsigbare langsiktige konjunkturbølger.

Den tidlige forskningen på området banet etter hvert vei for konjunkturanalyse slik vi kjenner den i dag, og i den senere tid har det blitt vanlig å definere konjunktursykler som kortsiktige svingninger (sykler) i det økonomiske aktivitetsnivået rundt en langsiktig trend.⁴ Denne tankegangen er motivert av det faktum at hvis man kan styre de kortsiktige syklene, så kan man også styre den langsiktige veksten. For å kunne styre de kortsiktige svingningene i økonomien på best mulig måte, er man avhengig av å kunne identifisere drivkreftene bak historiske svingninger. Ved å identifisere disse forholdene vil man altså kunne tilpasse politikken på en slik måte at den virker stabiliserende. Et eksempel på kontrasyklisk politikk⁵ er når sentralbanken hever styringsrenten for å hindre overoppheting i økonomien. Slike beslutninger blir tatt etter en nøye analyse av driftkreftene bak konjunkturforholdene.

2.2 Sentrale begrep

Empirisk viser det seg at alle land opplever konjunktursykler med samme karakteristika; syklene er gjentakende, men med sterkt varierende periodelengde. Drivkreftene bak konjunktursyklene varierer over tid, men investeringer, inflasjon, tilgang på kreditt og tilgang på arbeidskraft er viktige faktorer. For å vurdere tilstanden i økonomien kreves en kontinuerlig overvåkning av en rekke økonomiske indikatorer. Disse indikatorene må videre justeres og analyseres slik at de gir mening. For å oppsummere og tallfeste ressursknappheten i økonomien bruker en rekke sentralbanker noe som kalles produksjonsgapet.⁶

³ For en presentasjon av Kondratievs forskning, se Barnett (1998)

⁴ Jeg velger å bruke denne definisjonen videre.

⁵ Politikk som søker å nøytralisere eller snu de økonomiske drivkreftene

⁶ Eksempelvis Norges Bank

2.2.1 Produksjonsgapet

Etter hvert som aktivitetsnivået i økonomien stiger, minker tilgangen på arbeidskraft og fri kapital. I slike situasjoner får man ofte lønnsvekst og prisvekst. Det motsatte er tilfelle i perioder med lav økonomisk aktivitet; arbeidsledighet og lav kapitalutnyttelse fører til lavere lønns- og prisvekst. I skjæringspunktet mellom disse tilstandene må det være en likevekt hvor alle deler av økonomien utnyttes på en slik måte at man oppnår stabil lønnsvekst og prisvekst. Tilsvarende må gjelde for produksjonen i økonomien, og likevektstilstanden omtales gjerne som potensiell produksjon (Bjørnland, 2004). De Masi (1997) definerer potensiell produksjon som ”den maksimale produksjonen økonomien kan opprettholde uten inflasjonspress”.

Under disse forutsetningene er produksjonsgapet et mål på avviket mellom faktisk produksjon og potensiell produksjon i et land. Hvis faktisk produksjon er høyere enn potensiell produksjon, er produksjonsgapet positivt, dette tilsier press i økonomien. Et negativt produksjonsgap signaliserer i så øyemed at det er ledige ressurser i økonomien. Dette kommer av at faktisk produksjon er lavere enn potensiell produksjon. Produksjonsgapet brukes også som et mål på konjunkturutviklingen. Effektiv ressursutnyttelse i økonomien fordrer stabilitet i den langsiktige veksten, altså et produksjonsgap nær null. Positive produksjonsgap tilsier høykonjunktur, mens negative produksjonsgap tilsier lavkonjunktur.

Produksjonsgapet og potensiell produksjon er teoretiske størrelser som ikke er direkte observerbar. Norges Banks anslag på produksjonsgapet bygger på en vurdering av drivkreftene i økonomien, ulike beregningsmetoder og informasjon fra andre indikatorer. Den videre sammenveiningen er basert på skjønn, noe de mener bidrar til å redusere usikkerheten i anslagene.⁷

For å forenkle beregningen av produksjonsgapet brukes ofte den sykliske komponenten i BNP. Det å innføre et skille mellom trend og sykel er likevel ikke uproblematisk, og det er derfor hensiktsmessig å forklare tanken bak dekomponeringen.⁸

⁷ Norges Bank (2006), side 48: Usikkerheten i produksjonsgapet

⁸ Også kjent som detrending

2.2.2 Dekomponering i trend og sykel

Med utgangspunkt i en tidsserie med konjunkturdata på logaritmisk form er det ofte hensiktsmessig å tenke seg følgende dekomponering:

$$x_t = c_t + \tau_t + ses_t + u_t \quad (2.1)$$

Hvor x_t er tidsserien, c_t er den sykliske komponenten, τ_t er trenden, ses_t er sesongkomponenten og u_t er en variabel som fanger opp støy.

Siden vi bare er interessert i de kortsiktige svingningene rundt den langsiktige trenden, filtrerer vi ut sesongvariasjonene og støyen fra tidsserien før vi dekomponerer den i trend og sykel.

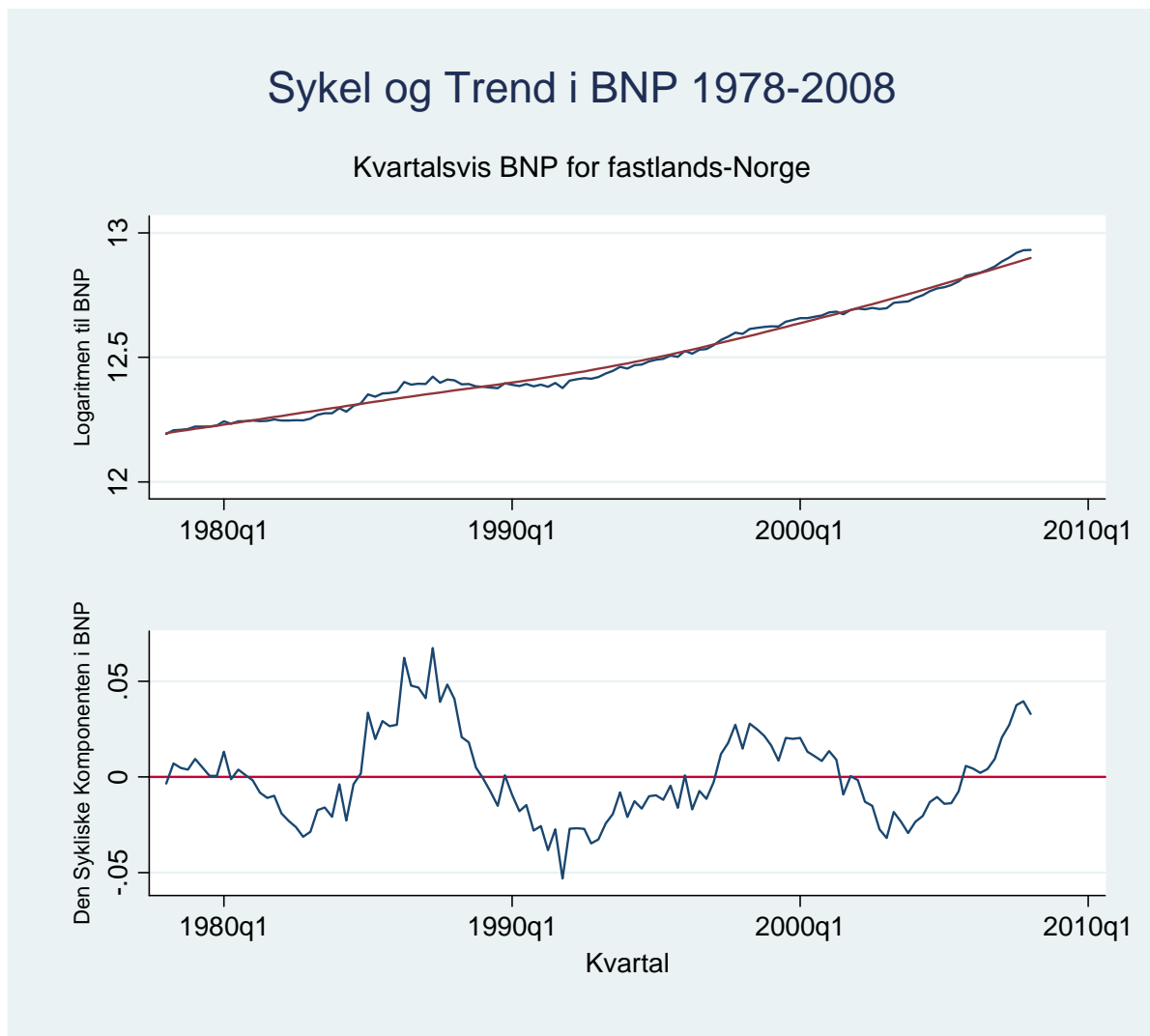
$$y_t = c_t + \tau_t = x_t - ses_t - u_t \quad (2.2)$$

Hvor y_t er den filtrerte tidsserien.

Det fins en rekke ulike teknikker for å operasjonalisere dekomponeringen, jeg har valgt å bruke det såkalte HP-filteet.⁹ Dette filteet er en univariat metode, hvor man kun benytter informasjon fra den aktuelle tidsserien for å beregne trend og sykel. Kort fortalt beregnes trenden som et veid gjennomsnitt av den faktiske serien og en rett linje gjennom den faktiske serien (Johansen og Eika, 2000). I kapittel 5. diskuterer jeg forskjellige filtre man kan benytte, og begrunner mitt endelige valg av HP-filteet. Figur 2-3 viser sykel- og trendkomponenten i BNP for fastlands Norge for perioden 1978-2007.¹⁰

⁹ Hodrick og Prescott (1981, 1997), se også Kydland og Prescott (1990a)

¹⁰ Tallene er sesongjustert, og det benyttes et HP-filteet med $\lambda = 40000$

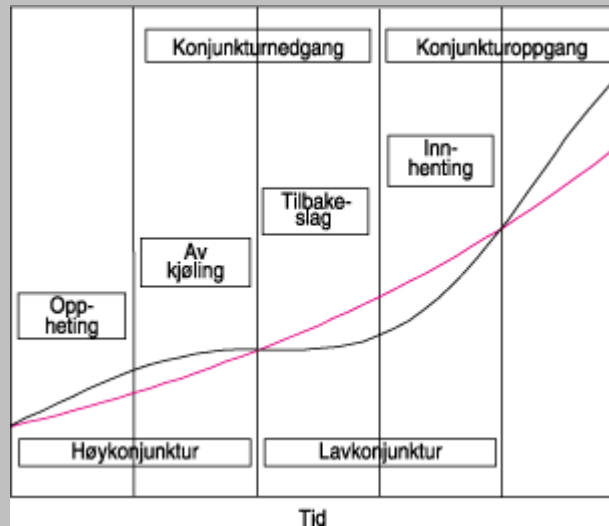


Figur 2-3: Sykel og Trend i BNP 1978-2008, kvartalsvise tall for fastlands-Norge
Kilde: Egne beregninger; Statistisk Sentralbyrå

Den øverste grafen i Figur 2-3 viser hvordan faktisk produksjon, gitt ved logaritmen til BNP svinger rundt potensiell produksjon, gitt ved trendkomponenten i BNP. Vi ser at den Norske økonomien har vært i fire høykonjunkturer og tre lavkonjunkturer i perioden 1978 til 2007. Likevel er virkningene på økonomien tilsynelatende små, og utviklingen følger hele tiden en stigende trend. Det er derfor fordelaktig å se nøyer på svingningene rundt trenden. Den nederste linjen i figuren representerer den sykliske komponenten i BNP, og viser et helt annet bilde. Vi ser at svingningene i den økonomiske aktiviteten har vært til dels store i perioder, og at produksjonsgapet sjeldent ligger nær null.

Konjunkturforløpet

Figur 2-4 viser et stilisert eksempel av de ulike fasene i konjunktursyklene.



Figur 2-4: Konjunkturfasene

Kilde: Johansen og Eika (2000), se NOU (2000:21) side 846

Av figuren ser vi at man kan definere fasene som:

- Høykonjunktur når faktisk produksjon ligger over beregnet trend;
 - Økonomien går inn i en opphetingsfase hvor tilgangen på ressurser blir stadig mindre.
 - Etter hvert blir økonomien overopphetet, og man når toppunktet i konjunktursykkelen. Toppunktet defineres i det punktet hvor avviket mellom faktisk serie og trend er størst.
 - Økonomien går over i avkjølingsfasen som etter hvert fører til lavere økonomisk vekst, men fremdeles over trenden.
- Lavkonjunktur når faktisk produksjon ligger under beregnet trend
 - Den økonomiske veksten fortsetter å falle og man får et økonomisk tilbakeslag.
 - Etter hvert når man bunnpunktet i lavkonjunkturen, definert i det punktet hvor avviket mellom faktisk serie og trend er størst.
 - Den økonomiske veksten begynner etter hvert å ta seg opp igjen, og man er inne i innhentingsfasen.

2.2.3 En ledende indikator

Et av formålene med å analysere konjunktursykler er ønsket om å kunne forutsi fremtidige hendelser i økonomien. I denne sammenheng trenger man et mål på tilstanden i økonomien som gir pålitelig informasjon i sanntid. En ulempe ved å bruke den sykliske komponenten i BNP, er at BNP-tallene ofte er utsatt for store revisjoner i ettertid. Orphanides og van Norden (2002) hevder at revisjoner av amerikanske BNP-tall noen ganger fører til en dobling av den beregnede verdien på produksjonsgapet. Dette har ledet til en vedvarende søken etter indikatorer som kan varsle om fremtidige svingninger i den økonomiske aktiviteten før de inntreffer. I den følgende gjennomgangen av empiriske funn knyttet til ledende indikatorer fokuserer jeg først på undersøkelser gjort på Norske forhold.

Bjørnland (2000) analyserer 10 makroøkonomiske indikatorer for den Norske økonomien i perioden 1967-1994. Husebø og Wilhelmsen (2005) utvider denne undersøkelsen og analyserer 30 ulike makroøkonomiske variabler for perioden 1982-2003. Tanken er at variabler som når snupunktet tidligere, og er meget korrelert med den sykliske komponenten i BNP, kan brukes som ledende indikatorer på den økonomiske utviklingen.¹¹ Deres funn er oppsummert i Tabell 2-1 på neste side, variabler som ikke er ledende er utelatt fra tabellen.

¹¹ Husebø og Wilhelmsen (2005) forsøker å finne ”stylised facts” angående den Norske økonomien. Man kan likevel bruke resultatene deres med hensyn på ledende indikatorer.

Tabell 2-1: Cross Autocorrelations with Lead (+) with Respect to GDP

	Max correlation	Lead by quarters
Privat konsum	0.77-0.85	+1
Import	0.61-0.78	+2
Produktivitet i arbeidsstyrken	0.33-0.35	+5
Gjennomsnittlige arbeidstid	0.13-0.38	+4
Kapitalutnyttelse	0.43-0.56	+1
Konsumprisindeksen (KPI-JAE)	-(0.61-0.72)	+5
KPI-JAE ekskl. Importerte varer	-(0.61-0.75)	+4
Reallønnsinntekt	0.63-0.73	+1
Realrente	-(0.37-0.44)	+4
Realvalutakurs	0.3-0.37	+2

Tabell 2-1: Cross Autocorrelations with Lead (+) with Respect to GDP

Kilde: Husebø og Wilhelmsen (2005), side 10-11, utdrag av Table 2

Som vi ser av tabellen er resultatene til dels diffuse. Av de 30 variablene Husebø og Wilhelmsen undersøker er det bare 10 som er ledende. Av disse er det igjen bare et fåtall som kan sies å være svært korrelert med den sykliske komponenten i BNP. Privat konsum og import er i følge forfatterne robuste ledende indikatorer, noe som samsvarer med liknende undersøkelser fra Euro-området og USA. Produktivitet i arbeidsstyrken er i begynnelsen av datasettet sterkt prosyklisk, dette avtar etter hvert, og variabelen ender som asyklisk.¹² Dette avviker fra tidligere funn for USA, se Stock og Watson (1998) og Basu og Fernald (2000). De to ulike konsumprisindeksene (på nivåform) er sterkt negativt korrelert med BNP, og leder med 4 – 5 kvartaler. Dette samsvarer med tidligere funn av Kydland og Prescott (1990b) og funn for Euro-området og USA. En ulempe ved å bruke denne typen indikatorer er at tallene ofte publiseres med et tidsetterslep og at de er utsatt for senere revisjoner.¹³

I 1995 publiserte Estrella og Mishkin en artikkel som tar for seg en rekke ulike finansielle og ikke-finansielle indikatorer. Til forskjell fra tidligere undersøkelser som bruker indikatorer for

¹² For en nærmere gjennomgang av sannsynlige faktorer bak dette skiftet, se hovedartikkelen.

¹³ For et eksempel, se kapittel 6.

å forutsi endringer i fremtidig økonomisk aktivitet (ofte gitt ved den sykliske komponenten i BNP), undersøker forfatterne indikatorenes kraft til å forutsi resesjoner. Motivasjonen bak denne tilnærmingen er blant annet å unngå problemet med spuriøse regresjoner som følge av ikke-stasjonære tidsserier.¹⁴ En annen viktig faktor er muligheten til å teste variablene out-of-sample. Dette innebærer å teste variablenes prediksjonskraft for fremtidige kvartal som ikke inngår i tidsserien. Av de 26 variablene Estrella og Mishkin undersøker er det bare variablene for aksjepriser og yield-kurven som gir robuste resultater både in-sample og out-of-sample. Disse har også den fordelen at de ikke publiseres med tidsetterslep. Likevel understreker forfatterne at aksjeprisindikatorer kan gi falske signaler i perioder med finansielle kriser som ikke forplanter seg over i økonomien (Estrella og Mishkin, 1998). Samtidig har stadig flere økonomer undersøkt og bekreftet yield-kurvens egnethet til å predikere fremtidig BNP, industriproduksjon, inflasjon og resesjoner.

¹⁴ For en diskusjon vedrørende ikke-stasjonære tidsserier, se Wooldridge (2006)

3.0 Tidligere empiriske funn

Kessel (1965) finner ”bevis” for at det eksisterer en sammenheng mellom forventningen med hensyn på fremtidige kortsiktige renter og rentens terminstruktur.¹⁵ Dette begrunner han med at siden forward-renten, med statistisk signifikans, inneholder markedsforventninger med hensyn på den fremtidige kortsiktige renten, må forwardrentene være en funksjon av de forventede fremtidige spotrentene. Dette utdyper og understreker tidligere funn av Meiselman (1962). Butler (1978) tar denne tanken et steg videre, og viser til at den kortsiktige renten, historisk, ofte når sitt høyeste nivå i det konjunktursykelens, målt ved reelt BNP, når sitt toppunkt. Gjennom resesjonen faller de korte rentene markant, og de fortsetter å falle i tre til fire kvartaler etter at bunnpunktet i sykkelen er nådd. I 1978 observerer Butler at markedet tror på et fall i den kortsiktige renten mellom andre og tredje kvartal 1979. På bakgrunn av dette benytter han den forventede fremtidige yield-kurven for å forsøke å forutsi utviklingen i Amerikansk økonomi et år frem i tid. Fama (1984) undersøker Treasury Bills med én til seks måneders løpetid, og finner blant annet, at for tiårs perioden 1959 – 1969, predikerer forwardrentene de korrekte endringene i spotrenten til og med fem måneder frem i tid. Likevel finner han at prediksjonskraften synker gradvis mot slutten av datasettet (juli 1982). Med dette motbeviser Fama tidligere funn av f.eks. Hamburger og Platt (1975) og Shiller et al (1983), som konkluderte med at forwardrenten er ubrukelig for å forutsi fremtidige endringer i spotrenten. Senere har også Campbell og Shiller (1987) gått langt i å stadfeste at rentens terminstruktur inneholder informasjon som kan brukes til å forutsi fremtidige endringer i spotrentene.

I et forsøk på å konstruere en ny indeks av ledende indikatorer for den Amerikanske økonomien, finner Stock og Watson (1989) at differansen mellom tiårs og ettårs Treasury Bond-renter utkonkurrerer tilnærmet alle andre indikatorer med hensyn på å forutsi konjunktursyklene.¹⁶ Bernanke (1990) bygger videre på funn fra denne artikkelen, og viser ved bruk av en VAR-basert modell¹⁷ at en rekke rentedifferanser i ulik grad er gode prediktorer på Amerikansk BNP. Estrella og Hardouvelis (1991) sammenligner en hel rekke økonomiske indikatorer, og finner blant annet at helningen på yield-kurven kan forutsi marginale endringer i reelt BNP til og med seks kvartaler frem i tid. I de senere årene har

¹⁵ Se kapittel 4 for en gjennomgang av hypoteser knyttet til rentens terminstruktur

¹⁶ Artikkel ikke tilgjengelig; se Bernanke (1990)

¹⁷ Vector Autoregression Model

disse funnene blitt bekreftet og utvidet, se for eksempel Kozicki (1997), Estrella og Mishkin (1997, 1998) og Filardo (1999).

Mishkin (1991) gjennomfører en studie hvor han estimerer sammenhengen mellom yield-kurven og inflasjon i ti OECD-land. Her finner han at eurorentene¹⁸ er en til dels dårligere predikator for fremtidig inflasjon enn Treasury Bill-rentene. Dette begrunner han med at eurorentene inneholder en risikopremiekomponent som i enkelte perioder svinger mye. Likevel finner han at yield-kurven forutsier endringer i inflasjonen i Frankrike, Storbritannia og Tyskland med klar statistisk signifikans. Schich (2000) undersøker om ulike yield-kurver inneholder informasjon om fremtidig inflasjon i G7-landene.¹⁹ Han finner at resultatene i sterk grad varierer mellom land, og i forskjellige tidsperioder. Dette gjelder både Storbritannia og USA, noe han mener kan skyldes regimeskifter i landenes monetære politikk. For Tyskland og Canada finner Schich derimot til dels robuste sammenhenger.

Stock og Watson (1989) var sannsynligvis noen av de første til å undersøke yield-kurvens forklaringskraft på en ren resesjonsdummy.²⁰ Forfatterne benytter konjunkturdateringene til The National Bureau of Economic Research (NBER), og viser ved bruk av en sannsynlighetsmodell at helningen på yield-kurven har signifikant forklaringskraft på nevnte resesjonsdummy.²¹ Estrella og Hardouvelis (1991) finner at yield-kurvens korrelasjon med vekstraten til reelt BNP synker mot slutten av 1980-tallet. På bakgrunn av dette, ønsker de å undersøke om yield-kurven har sterkere forklaringskraft ved ekstreme endringer i BNP enn ved normale svingninger. Forfatterne bruker en sannsynlighetsmodell til å estimere sammenhengen mellom yield-kurven fire kvartaler tidligere og en resesjonsdummy.

¹⁸ Eurorentene viser til rentene i euroinnskuddsmarkedet.

¹⁹ G7-landene består av: USA, Japan, Tyskland, Frankrike, Storbritannia, Italia og Canada

²⁰ Se kapittel 5 for en beskrivelse av dummyvariabler

²¹ Artikkel ikke tilgjengelig, se Estrella og Hardouvelis (1991), side 564, fotnote 11

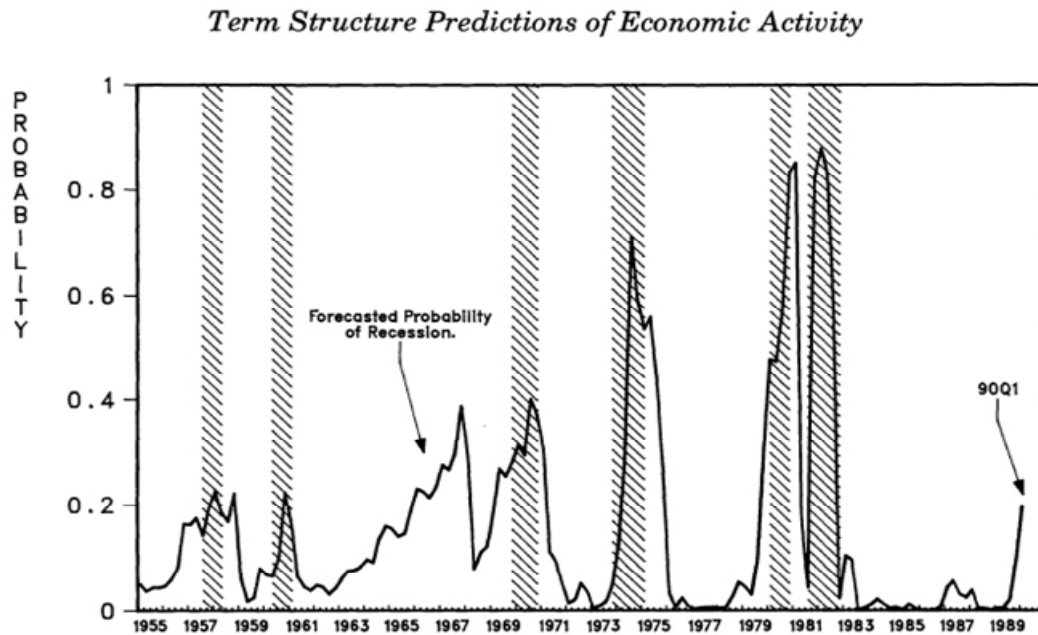


Figure 2. Forecasted probability of recession for current quarter based on the slope of the yield curve 4 quarters earlier.

Figur 3-1: Prosentvis Sannsynlighet for Resesjon i USA
 Kilde: Estrella og Hardouvelis (1991), side 565, Figure 2

Figuren over viser den prosentvise sannsynligheten for resesjon i USA basert på sannsynlighetsmodell. De skraverte områdene er resesjoner datert av NBER, og er også grunnlaget for resesjonsdummyen. Alle toppunktene sammenfaller med NBER sine dateringer, med unntak av toppen i perioden 1967-1969.²² Det er også interessant å merke seg at sannsynligheten for resesjon stiger mot begynnelsen av 1990-tallet. I følge NBER ble Amerikansk økonomi rammet av en resesjon i perioden juli 1990 til mars 1991 (NBER, 2007). Bernard og Gerlach (1996) bygger videre på artikkelen til Estrella og Hardouvelis og inkluderer data for Belgia, Frankrike, Tyskland, Nederland, Storbritannia, Canada, USA og Japan. De finner at yield-kurven inneholder informasjon om fremtidige resesjoner i alle landene unntatt Japan, men at resultatene er mest robust for Tyskland, USA og Canada. Det viktigste funnet er likevel at yield-kurven forutsier resesjoner hele seks til åtte kvartaler frem i tid. I sin søken etter å etablere en enkel og konsistent metode for å forutsi resesjoner,

²² I følge NBER kjennetegnes denne perioden av en generell nedkjøling i Amerikansk økonomi, og ikke en resesjon

vender Estrella og Mishkin (1996) tilbake til undersøkelser vedrørende yield-kurven.²³ Her sammenligner forfatterne prediksjonskraften til yield-kurven med blant annet NYSE aksjeprisindeks²⁴ og Stock-Watson-indeksen²⁵. Selv om det kan virke som om yield-kurven ikke i like sterk grad som tidligere forutsier resesjonen i perioden juli 1990 til mars 1991, viser funnene at yield-kurven signifikant utkonkurrerer de andre indikatorene for tidshorisonter lengre enn to måneder frem i tid. Dette synet understrekes senere av blant andre Dotsey (1998).

På begynnelsen av 2000-tallet vokste det frem en oppfatning av at yield-kurven hadde mistet mye av sin forklaringskraft. Dette bygget blant annet på det milde signalet den hadde gitt forut for resesjonen 1990-1991, og det at kurven var tilnærmet flat i en periode.

Disse hendelsene ledet Wright (2006) til å estimere flere sannsynlighetsmodeller hvor han inkluderte forskjellige forklaringsvariabler i tillegg til yield-kurven. Resultatene hans tyder på at en sannsynlighetsmodell som inkluderer *nivået* på styringsrenten har bedre forklaringskraft enn en modell med bare yield-kurven. Dette er et til dels interessant funn, da de fleste andre studier konkluderer med at det er lite ekstra informasjon i andre variabler, se for eksempel Estrella og Hardouvelis (1991). En ledende indikator er verdiløs hvis man ikke kan bruke den med relativt god sikkerhet i realtid. Dette innebærer blant annet at de tallene man bruker må være konsistente, og at de ikke må være utsatt for store revisjoner over tid. Estrella og Trubin (2006) forsøker å bygge et teoretisk grunnlag for bruken av yield-kurven, og argumenterer for at differansen mellom tiårs Treasury Securities og tremåneders Treasury Bills er mest konsistent over tid. Forfatterne viser også at differansen mellom rentene på de nevnte papirene har vært negativ før hver resesjon i perioden 1968-2006.

Mangelen på dynamikk i den vanlige sannsynlighetsmodellen har i den senere tid ledet en del forskere til å eksperimentere med mer sofistikerte økonometriske modeller i søken etter å predikere resesjoner ved bruk av yield-kurven. Dueker (1997) sammenligner resultatene fra en standard sannsynlighetsmodell og en sannsynlighetsmodell med Markov-switch. Der førstnevnte modell kun gir informasjon om forklaringsvariablenes evne til å predikere resesjoner, tillater sistnevnte modell forfatterne å si noe om resesjonenes varighet og dybde. Kort fortalt tillater en sannsynlighetsmodell med Markov-switch at forklaringsvariabelen

²³ Også her benyttes en probitmodell med en resesjonsdummy som avhengig variabel, men forfatterne ser på modellens prediksjonskraft out-of-sample

²⁴ Se www.nyse.com

²⁵ Stock og Watson (1989, 1993)

skifter mellom to regimer, på denne bakgrunn trenger man ingen eksplisitt resesjonsdatering. Likevel er det vanlig å kontrollere modellens treffsikkerhet ex post ved å sammenligne resultatene med allerede anerkjente resesjonsdateringer. Dueker (1997) finner at modellen med Markov-switch er mest relevant når man prøver å forutsi hendelser mer enn tolv måneder frem i tid. Videre finner han at selv om modellen har problemer med å forutsi starten på de mildeste resesjonene, så gjør den en bedre jobb med å forutsi lengden på dem. Ivanova et al (2000) bruker en to-regimers Markov-switch modell, og sammenligner forklaringskraften til en rekke ulike rentedifferanser som predikator på inflasjon og konjunktursykler i Tyskland. De finner at de fleste rentedifferansene forutsier både endringer i inflasjonen og konjunktursyklene med god margin. Videre påpeker de at noen av fordelene ved å bruke rentedifferanser som indikator er at de er tilgjengelig i markedet i realtid og at de ikke er utsatt for større revisjoner i ettertid. Forfatterne mener også at sentralbanken med fordel kan inkludere yield-kurven i sine anslag for fremtiden, og dermed i sine pengepolitiske prosesser.

Ahrens (2002) benytter Markov-switch modeller for å vurdere rentedifferansens prediksjonsevne på resesjoner i åtte OECD-land i perioden 1970-1996. Han finner at de estimerte sannsynlighetene fra sannsynlighetsmodeller med Markov-switch er mer treffsikker og mindre volatil enn sannsynlighetene fra rene sannsynlighetsmodeller. Likevel peker han på at modeller med Markov-switch i gjennomsnitt ikke øker rentedifferansens treffsikkerhet. Ahrens konkluderer med at valget mellom Markov-switch og rene sannsynlighetsmodeller er en trade-off mellom klare signaler og mulighet for større feil (Markov-switch) og mindre klare signaler, men mindre feil (rene sannsynlighetsmodeller).

4.0 Yield-kurven som ledende indikator

Tidlige studier av ”yield-kurve spreaden”, differansen mellom renten på lange og korte finansielle instrumenter, fokuserte i hovedsak på å etablere yield-kurven som en god empirisk indikator på økonomisk aktivitet. Man la mindre vekt på å bygge opp et solid teoretisk fundament som kunne forklare hvorfor den hadde signifikant forklaringskraft. Dette førte til at en del økonomer stilte spørsmål ved om det hele bare dreide seg om en ren tilfeldighet (Estrella og Trubin, 2006). Det fins en rekke teorier som søker å forklare forholdet mellom rentepapirer med ulik løpetid, ofte kalt rentens terminstruktur. I dette kapittelet vil jeg forsøke å beskrive det teoretiske grunnlaget for hvorfor yield-kurven inneholder informasjon om fremtiden og å beskrive forhold som påvirker yield-kurven.

4.1 Rentens terminstruktur

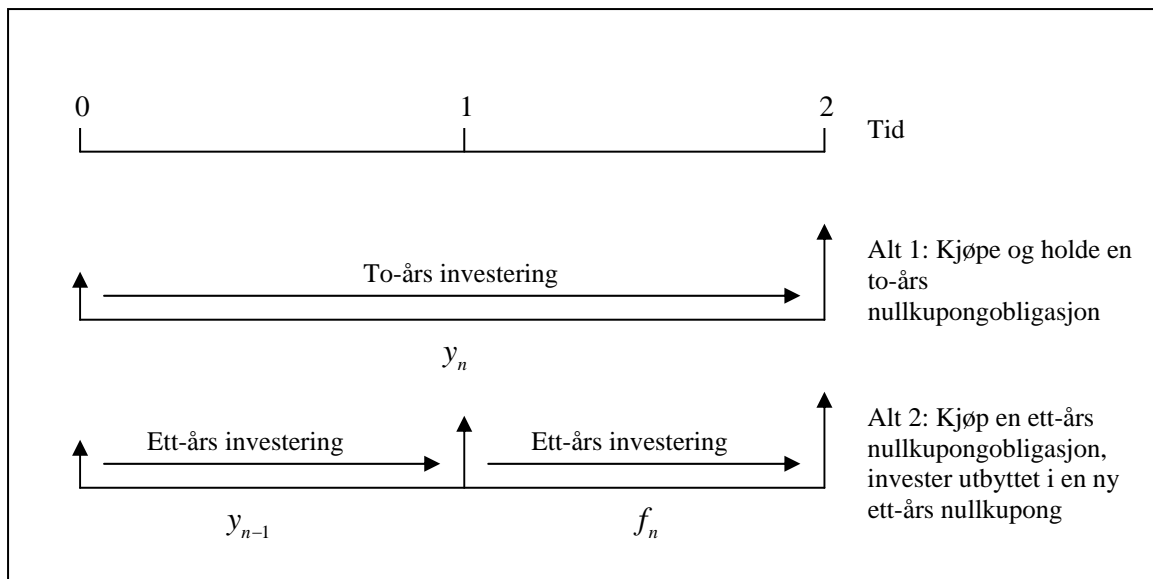
4.1.1 Forventningshypotesen²⁶

Irving Fisher (1896, 1907, 1930) var en av de første til å omtale markedsforsventningene som er innebygd i rentens terminstruktur. Med bakgrunn i hans arbeid ble en av de kanskje mest kjente teoriene som omhandler rentens terminstruktur fremmet; forventningshypotesen.

Forventningshypotesen bygger på antagelser om at aktørene i markedet er risikonøytrale og at de maksimerer forventet avkastning. Videre antar man at aktørene ikke har noen bestemte preferanser med hensyn på løpetiden på lån og plasseringer. Med bakgrunn i dette sier forventningshypotesen at yield-kurven er bestemt ut fra markedets forventninger om det fremtidige nivået på korte renter. Relativt høy yield på rentepapirer med lang løpetid tilskrives at markedet forventer en økning i de korte rentene, mens lav yield på lange rentepapirer tilskrives en forventning om fallende korte renter. En av implikasjonene ved forventningshypotesen er at den forventede periodeavkastningen er lik for alle løpetider (Bodie et al, 2008). Dette tilsier at en strategi som innebærer å ”rulle” en kort plassering i

²⁶ Kalles ofte ”den rene forventningshypotesen”

n -perioder gir samme forventede avkastning som å kjøpe en nullkupongobligasjon med n -år til forfall.



Figur 4-1: To toårs investeringsstrategier
Kilde: Bodie et al (2008)

Hvis X er investert beløp i år 0, og begge investeringsstrategiene skal gi samme forventede periodeavkastning:

$$\underbrace{X \times (1 + y_n)^n}_{\text{To-års investering}} = \underbrace{\left[X \times (1 + y_{n-1})^{n-1} \right]}_{\text{To ett-års investeringer}} \times (1 + f_n)$$

Hvor y_n er avkastningen på en n -periodes nullkupongobligasjon og f_n er den renten som gir lik forventet avkastning på de to strategiene.

På generell form:

$$(1 + y_n)^n = (1 + y_{n-1})^{n-1} (1 + f_n) \quad (4.1)$$

Løser ligningen med hensyn på f_n :

$$f_n = \frac{(1 + y_n)^n}{(1 + y_{n-1})^{n-1}} - 1 \quad (4.2)$$

Renten som gir lik avkastning på de to strategiene kalles gjerne terminrenten, og hvis forventningshypotesen holder, så er denne lik markedets forventede korte rente i år n .

$$f_n = E(r_n) \quad (4.3)$$

4.1.2 Likviditetspreferansehypotesen

En av ulempene ved den rene forventningshypotesen er at den ikke forklarer hva som ligger bak forventningene i markedet. Dette førte til at blant andre Lutz (1940) og Hicks (1946) utarbeidet en utvidet hypotese; likviditetspreferansehypotesen. Hovedantagelsen bak denne hypotesen er at investorene i ulik grad er risikoavers. Risikoaversjonen kommer til uttrykk i at investorene velger det rentepapiret som er mest likvid. Det vil si det rentepapiret som med størst sannsynlighet gir investoren pengene tilbake når han selger det. Siden det er vanskelig å forutsi hendelser langt frem i tid må investorene kompenseres for å sitte med rentepapirer med lang løpetid. Dette innebærer at risikopremien øker med løpetiden. På bakgrunn av dette mener Lutz (1940) at det er den marginale låntaker i de forskjellige markedene som bestemmer likviditetsgraden på rentepapirer med ulik løpetid og dermed også forholdet mellom rentene. Likviditetspremien som investorene forlanger, måles ved differansen mellom forwardrenten og den forventede korte renten $E(x)$:

$$f_n = E(r_n) + \text{Likviditetspremie} \quad (4.4)$$

Tilsvarende kan man skrive ligning 4.4 som

$$\text{Likviditetspremie} = f_n - E(r_n) \quad (4.5)$$

Med bakgrunn i likviditetspremiehypotesen forventer man å finne at forwardrenten er høyere enn forventet fremtidig kort rente siden investor må kompenseres for lavere likviditet på de lange rentepapirene.

4.1.3 Segmenteringshypotesen og Preferred Habitat

Segmenteringshypotesen ble først beskrevet av Culbertson (1957), og er i følge Russell (1992) det mest fremstående alternativet til den rene forventningshypotesen. Hypotesen tar utgangspunkt i at de fleste investorer er meget risikoavers og at fremtiden ofte er usikker. Hvilken løpetid det er på det rentepapiret investor velger å kjøpe bestemmes i hovedsak av to faktorer; med hvor stor sikkerhet vet investor at han har en betalingsforpliktelse en gang i fremtiden, og hvilken tidshorison er det til betalingsforpliktelsen forfaller. Disse faktorene leder investor til å velge det rentepapiret med løpetid som best samsvarer med de overnevnte kriteriene, og dermed er også investors likviditetspreferanse gitt. På bakgrunn av de ulike investorenes preferanser deles markedet opp i segmenter. Tilbudet av rentepapirer i hvert segment er begrenset, noe som innebærer at renten på papiret svinger med etterspørselen. Segmentene er lukket, og påvirkes derfor ikke av tilbud og etterspørsel i andre segmenter. En av implikasjonene ved denne hypotesen er at markedets forventninger spiller mindre rolle.

Senere utviklet Modigliani og Sutch (1966) hypotesen om Preferred Habitat. Dette er en utvidelse av segmenteringshypotesen som også inkluderer elementer fra likviditetspreferansehypotesen. Denne hypotesen bygger på at investorene har visse segmenter som de foretrekker. Likevel er de villig til å bytte segment hvis rentedifferansen mellom ulike segmenter blir tilstrekkelig stor.

4.1.4 Den utvidede forventningshypotesen

Etter at teorien om effisiente markeder ble populær på 1960-tallet har det blitt vanlig å bruke en utvidet versjon av forventningshypotesen (Shiller og McCulloch, 1987). Mens den rene forventningshypotesen tar utgangspunkt i risikonøytrale aktører, tar den utvidede forventningshypotesen utgangspunkt i risikoaverse aktører og rasjonelle markedsforventninger. Dette innebærer at terminrentene inneholder markedets forventninger

og en *risikopremie*, ikke ulikt likviditetspreferanshypotesen. Aktørene ønsker hovedsakelig å holde kortsiktige rentepapirer. På bakgrunn av dette krever de en risikopremie for å holde papirer med lengre løpetid (og større usikkerhet). Risikopremien antas normalt å være positiv og stigende med rentepapirets løpetid (Myklebust, 2005).

4.1.5 Empiriske funn

Antagelsen om at yield-kurven inneholder informasjon om fremtiden er nærmest blitt en sannhet i økonomisk teori. Det fins også en rekke empiriske undersøkelser som bygger opp under denne sammenhengen. Se for eksempel Meiselman (1962), Fama (1984) og Campbell og Shiller (1987). Teoriene om rentens terminstruktur finner man derimot lite støtte for empirisk. Macaulay (1938) var en av de første til å forkaste den rene forventningshypotesen. Han ble dog kritisert for sine uortodokse valg med hensyn på statistisk metode. Også likviditetspreferanshypotesen og segmenteringshypotesen (inkludert preferred habitat) er etter hvert blitt forkastet (Bodie et al, 2008). Empirisk fins det likevel noe støtte for at terminrentene inneholder en forventningsdel og en risikopremie (se for eksempel Kessel, 1965 og Fama, 1984).

Inneholder renten en risikopremie

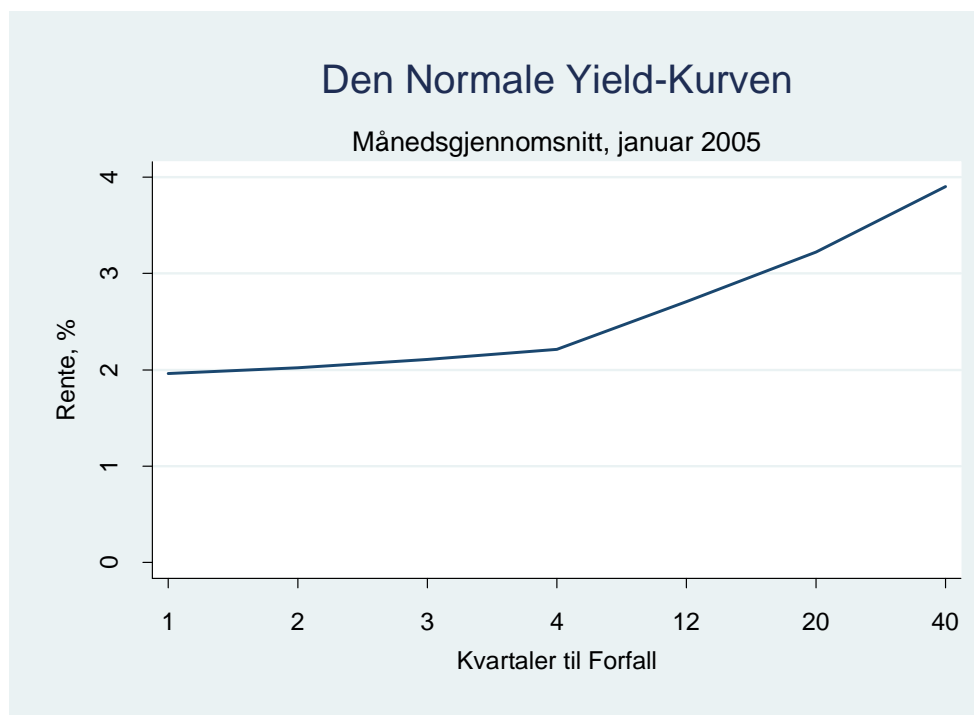
Den rene forventningshypotesen sier at yield-kurven inneholder informasjon om forventet fremtidig rentenivå. Denne informasjonen kan likevel være ubrukelig hvis rentene i kurven også inneholder risikopremier slik den utvidede forventningshypotesen impliserer. Hvis påslaget for risiko er relativt høyt sammenlignet med selve forventningsdelen av renten, må man justere rentene for å finne de virkelige markedsforventningene. Dette kan imidlertid være vanskelig da risikopremier ikke er direkte observerbar, og da det er mulig at de svinger over tid. Denne diskusjonen kommer jeg tilbake til i kapitlet som omhandler valg av renter.²⁷

²⁷ Se kapittel 6

4.2 Hva påvirker yield-kurven

4.2.1 Yield-kurven under normale forhold

Uten å definere hva som kjennetegner normale forhold i økonomien, fokuserer jeg her på yield-kurven slik den er i perioder uten (ekstreme) ytre påvirkninger. Hvis man tar utgangspunkt i at rentepapirer inneholder en eller annen form for likviditetspremie vil yield-kurven under normale forhold være stigende med løpetiden.²⁸ Også empirisk viser det seg at kurven forholder seg slik i perioder som anses som normale, se for eksempel Butler 1978. Butler viser til at (den amerikanske) økonomien oftere er inne i innhentingsfaser og opphetingsfaser enn i avkjølingsfaser, og at disse fasene som oftest er lengre. I innhentingsfasene er de korte rentene ofte relativt mye lavere enn lange renter. Dette kommer blant annet av styringsmaktens kontrasykliske politikk for å motvirke nedgangstidene. Hvis man da anser de periodene man observerer oftest som det normale, er altså en stigende yield-kurve det normale.



Figur 4-2: Den normale Yield-Kurven; månedsgjennomsnitt, januar 2005
Kilde: Egne beregninger; Norges Bank

²⁸ Se gjennomgangen av den utvidede forventningshypotesen, kapittel 4.1.4

Under disse forutsetningene kan man da beregne normalavviket mellom rentene på lange- og korte papirer som differansen mellom de nevnte parene fratrukket likviditetspremien. Da vil situasjoner hvor yield-kurven *ikke* stiger med løpetiden skyldes ytre påvirkning. Dette er selvfølgelig en forenkling av virkeligheten, men også et bra utgangspunkt for å skjønne hvordan kurven oppfører seg under ulike forhold.

4.2.2 Pengepolitiske handlinger

Sentralbankens pengepolitikk kan i ulik grad påvirke helningen på yield-kurven. Norges Bank baserer sine rentebeslutninger på at inflasjonsstyringen i Norge skal være fleksibel. Målet for pengepolitikken er å oppnå lav og stabil inflasjon med en årsvekst i konsumprisene som over tid er nær 2,5 prosent. Den aktuelle horisonten for når inflasjonsmålet skal nås avhenger av hvilke forstyrrelser økonomien er utsatt for og hvordan disse vil virke inn på inflasjonen og realøkonomien. Fleksibel inflasjonsstyring innebærer at både variasjon i inflasjon og variasjon i produksjon og sysselsetting skal vektlegges. Denne avveiningen kan formelt vises ved at sentralbanken minimerer en tapsfunksjon (Røisland og Sveen, 2005):²⁹

$$L_t = \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda(y_t - y^*)^2] \quad (4.6)$$

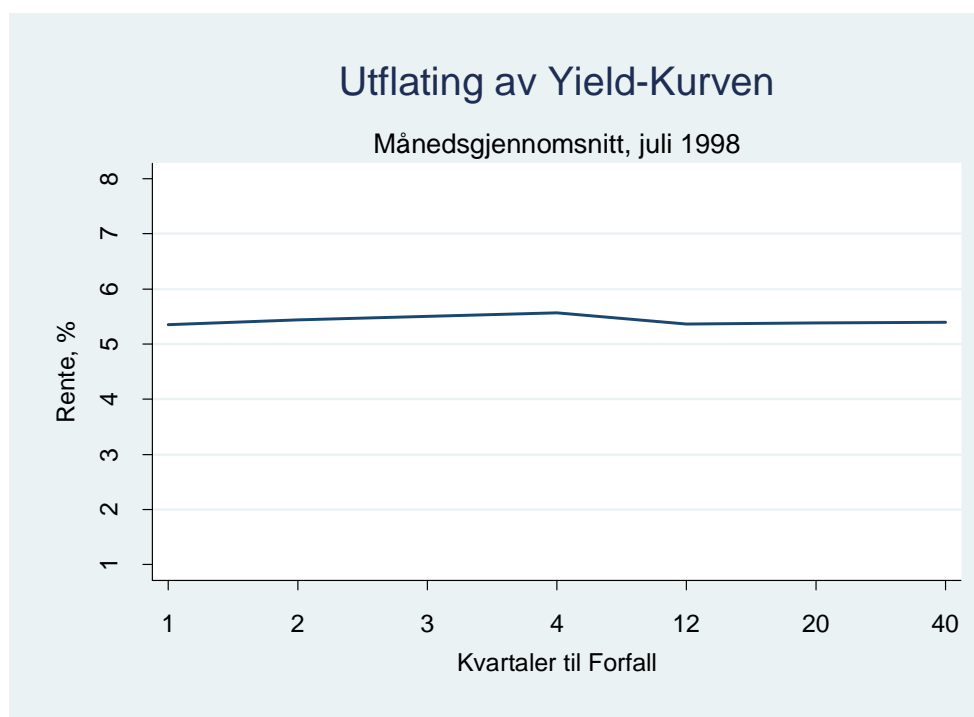
I ligningen angir π_t inflasjonen på tidspunkt t , π^* er inflasjonsmålet og $(y_t - y^*)$ er produksjonsgapet målt på tidspunkt t . Avvikene inngår kvadratisk, noe som innebærer at store avvik vektlegges betydelig mer enn små avvik. Parameteren λ gjenspeiler da sentralbankens avveining mellom inflasjonsmålet og stabil vekst.³⁰ I så henseende tilsvarer en λ større enn null fleksibel inflasjonsstyring. Siden produksjonsgapet er et mål på økonomisk aktivitet, kan det tenkes at Norges Bank til en viss grad tilpasser styringsrenten etter presset i økonomien. Hvis så er tilfelle er det naturlig å tenke seg situasjoner hvor Norges Bank bevisst søker å begrense eller øke tilgangen på likviditet i markedet. En del samfunnsøkonomer har den siste tiden kritisert Norges Bank for å ikke gjøre nok for å dempe presset i økonomien. Diskusjonen handler i hovedsak om hvorvidt Norges Bank bør gjennomføre hyppigere

²⁹ Man kan selvfølgelig inkludere flere faktorer i ligning 4.6, men jeg velger å kun fokusere på variasjon i inflasjon og variasjon i produksjon og sysselsetting for å forenkle den bakenforliggende intuisjonen.

³⁰ Norges Bank (2004), kapittel 7: Prisstabilitet

hevninger av styringsrenten.³¹ Dette tyder på at gjengs oppfatning i markedet er at Norges Bank til en viss grad endrer renten på bakgrunn av markedets forventninger til fremtidig økonomisk aktivitet. Jeg er tilbøyelig til å tro at dette også er med på å prege markedets forventninger med hensyn på fremtidige renter.

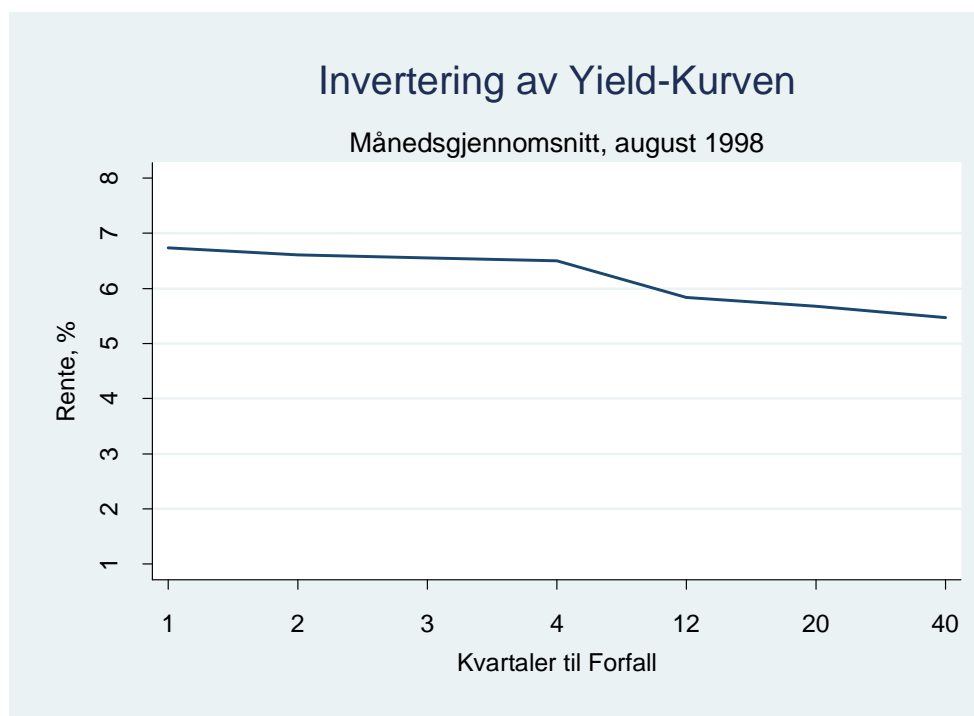
Kontraktiv pengepolitikk innebærer at sentralbanken setter opp styringsrenten for å dempe presset i økonomien.³² Siden prisen på kreditt øker når styringsrenten øker, er kontraktiv pengepolitikk som oftest synonymt med høyere rente på papirer med kort løpetid. Dette vet markedet og tilpasser seg deretter. Når presset i økonomien etter en periode avtar, forventer markedet at sentralbanken igjen skal sette ned renten. Denne forventningen fører til at renten på papirer med lang løpetid øker i mindre grad. I perioder med kontraktiv pengepolitikk er det ikke uvanlig at yield-kurven flater ut eller inverteres (Estrella og Trubin, 2006).



Figur 4-3: Utflating av Yield-Kurven; månedsgjennomsnitt, juli 1998
Kilde: Egne beregninger; Norges Bank

³¹ Se for eksempel Dagens Næringsliv 22.04.2008

³² Det samme gjelder når sentralbanken ønsker å dempe inflasjonspresset.



Figur 4-4: Invertering av Yield-Kurven; månedsgjennomsnitt, august 1998
Kilde: Egne beregninger; Norges Bank

4.2.3 Markedets handlinger

Spekulasjon og markedstilpasninger kan i teorien føre til skift i tilbuds- og/eller etterspørselskurven i rentemarkedet. For at dette skal skje må det sterke krefter til, enten i form av en dominerende aktør eller i form av et kollektivt press fra mange aktører. Et viktig spørsmål er om det per i dag fins aktører som er stor nok til å skifte tilbuds- eller etterspørselskurven i rentemarkedet. Statens Pensjonsfond – Utland, som forvalter oljeinntektene til den norske stat, fikk for en tid tilbake kritikk for å ha tatt en kort posisjon i Islandske bankobligasjoner.³³ Den daværende statsministeren på Island, Halldór Ásgrímsson, protesterte mot at Pensjonsfondet tok en posisjon som hadde direkte negativ innvirkning på Islandsk økonomi.³⁴ Det er vanskelig å påvise at Pensjonsfondets handlinger hadde direkte innvirkning på den Islandske økonomien, men med de siste årenes fremvekst av store pensjons- og hedgefond er det likevel en tankevekker.

³³ I dette tilfellet innebærer en kort posisjon å selge bankobligasjoner som man i utgangspunktet ikke eier. Disse obligasjonene må kjøpes tilbake på et fremtidig tidspunkt, og hvis verdien da har sunket, har man tjent penger. I så øyemed kan en kort posisjon tolkes som et veddemål på fremtid verdinedgang.

³⁴ Financial Times 11.04.2005, Dagens Næringsliv 18.04.2006

Per i dag spiller trolig det kollektive markedets handlinger en større rolle i rentemarkedet enn noen få dominerende aktører. Dette gjør seg trolig enda sterkere gjeldende i det Norske markedet, siden Statens Pensjonsfond –Utland som en av verdens største pensjonsfond, ikke investerer i Norge. Teoretisk kan man tenke seg en situasjon hvor markedet forventer en avkjøling av økonomien en gang i middels nær fremtid. I en slik situasjon vil aktørene i markedet trolig posisjonere seg i de mest likvide rentepapirene. Dette kan igjen føre til kjøpspress på papirer med kort løpetid (da disse som nevnt over trolig er mest likvid), og dermed lavere rente.

Markedets forventninger kan også føre til skift i den lange enden av yield-kurven. Lavere aktivitet i økonomien kan føre til lavere forventet inflasjon. Dette øker sannsynligheten for at sentralbanken vil redusere styringsrenten. Den forventede reduksjonen i korte renter gjør seg ofte gjeldende i lavere renter på papirer med lang løpetid. Dette fører til at yield-kurven flater ut. I følge Estrella og Trubin (2006) er dette konsistent med den observerte korrelasjonen mellom yield-kurven og resesjoner.

4.2.4 Eksogene hendelser og sjokk

I diskusjonen av eksogene hendelser og sjokk velger jeg å inkludere alle typer hendelser og sjokk som har sitt utspring utenfor rentemarkedet, men som direkte påvirker terminrentene.

Det er liten tvil om at eksogene sjokk påvirker økonomien. Et eksempel på dette er kredittmarkedenes reaksjon på terrorangrepet på World Trade Center 11.9.2001. Da finansmarkedene i USA åpnet igjen fire dager etter angrepet var Dow Jones Industrial Average³⁵ ned 684,71 basispunkter, den største nedgangen på en dag i historien.³⁶ Denne typen sjokk er sjelden, men det er likevel viktig å kontrollere for dem i analysen. Jeg kommer tilbake til diskusjonen rundt dette i de senere kappitlene.

Eeg (2007) undersøker hvordan ulike typer nyheter påvirker renteforventningene i det norske markedet. Han finner at de implisitte terminrentene³⁷ påvirkes av pengepolitiske nyheter,

³⁵ Se www.djindexes.com

³⁶ CNN 11.09.2006

³⁷ En implisitt terminrente er en beregnet fremtidig rente. Under bestemte forutsetninger kan implisitte terminrenter tolkes som markedets renteforventninger. Se www.norges-bank.no for en nærmere beskrivelse.

impulser fra utlandet og makroøkonomiske nyheter. Eeg peker også på at mens realøkonomiske indikatorer synes å ha størst virkning på rentene i USA, er det konsumprisene som påvirker de norske terminrentene mest.

Tabell 4-1: Dager med Store Renteendringer

Dato	Renteendring	Hendelse
18.09.2001	-28	Rentenedsettelse i FED og ESB
12.12.2001	-26	Rentemøte
23.01.2002	+22	Rentemøte
03.12.2002	-21	Tale av sentralbanksjefen
20.02.2003	-27	Sentralbanksjefens årstale 2003
25.06.2003	-30	Rentemøte og inflasjonsrapport
01.08.2003	+20	Internasjonal renteoppgang
10.02.2004	-25	KPI

Tabell 4-1: Dager med store Renteendringer; Kilder som påvirker terminrentene, basispunkter
Kilde: Eeg (2007), side 159, utdrag av Tabell 1

En annen viktig faktor er endringer i fundamentale forhold i økonomien. På bakgrunn av de tilgjengelige dataseriene som jeg senere bruker i analysen, er det i hovedsak to hendelser som fortjener nærmere beskrivelse.³⁸

4.2.4.1 Liberaliseringen av kredittmarkedet på 1980-tallet³⁹

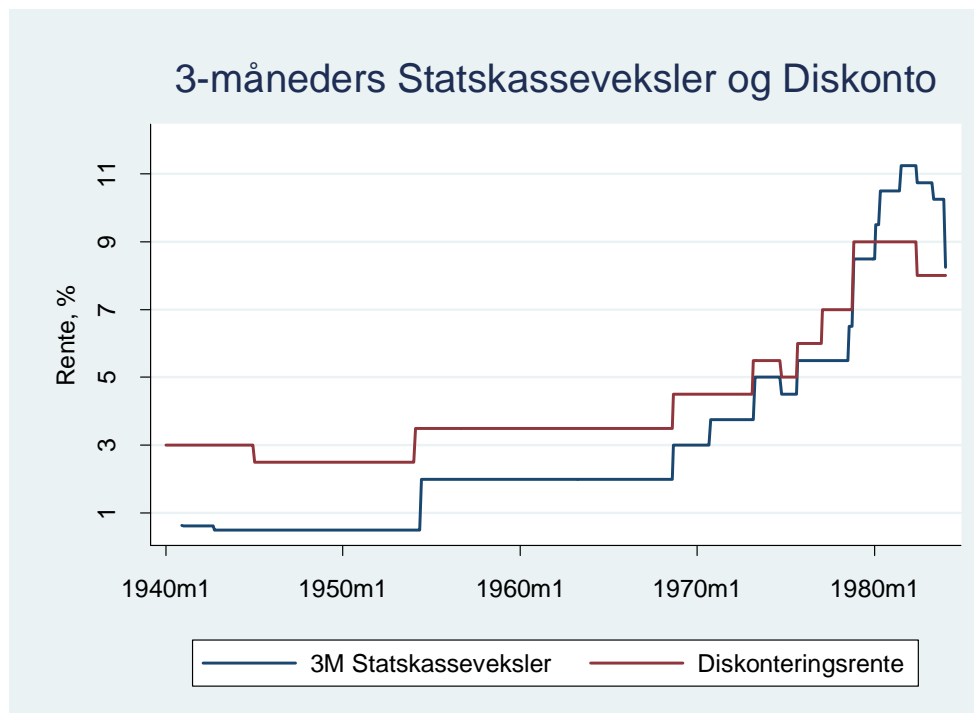
Statlig regulering av renten i det Norske markedet ble etablert allerede i mai 1940. Dette innebar at renten på faste lån, inkludert ihendehaverobligasjonslån⁴⁰, ikke skulle overstige 4,5 prosent. I 1944 ble reguleringen utvidet til også å gjelde pantelånsrenter. Etter frigjøringen i 1945 gav Finansdepartementet uttrykk for at lav rente var av betydning for gjenreisningen av landet. I følge Skånland (2004) var dette med på å legge grunnlaget for en prinsipiell lavrentepolitikk som skulle gjøre seg gjeldende i nærmere 40 år. Likviditetsoverskuddet som okkupasjonstiden hadde etterlatt seg sank gradvis mot begynnelsen av 1950-tallet, og høsten 1950 begynte kapitalmarkedet å stramme seg til. Bankene var ikke lenger villig til å tilby lån

³⁸ For beskrivelse av datagrunnlaget, se kapittel 6.

³⁹ Denne gjennomgangen bygger til dels på Skånland (2004). For en nærmere gjennomgang anbefaler jeg forannevnte publikasjon, NOU 1980:4 og Sjøilen (2002).

⁴⁰ En obligasjon hvor man har et bevis for deltakelse i større lån opptatt av stat, kommune, statsbanker eller eventuelt industriselskaper.

på uforholdsmessig gunstige vilkår, og den effektive renten på statsobligasjoner omsatt i markedet begynte etter hvert å stige. For å opprettholde tilgangen på likviditet og samtidige sikre en lav rente, måtte Finansdepartementet skaffe seg et pressmiddel overfor bankene. Dette førte til at Stortinget i 1952 vedtok en lov som påla bankene å holde innskuddsreserver i Norges Bank. Denne loven ga også sentralbanken tilgang til å regulere obligasjonsrenten på lån utstedt av private aktører.



Figur 4-5: 3-måneders Statskasseveksler og Norges Banks Diskonto
Kilde: Egne beregninger; Klovland (2004)

Norges Banks diskonteringsrente ble holdt mellom 2,5 og 3,5 prosent frem til september 1969.⁴¹ Etter dette fulgte flere hevinger frem mot desember 1986, da Norges Bank sluttet å publisere en eksplisitt diskonteringsrente. Ved inngangen til 1970-tallet hadde styresmaktene bygget opp et system som effektivt kanaliserte kreditt til en rente som lå lavere enn markedsklareringsrenten.⁴² Dette førte ikke overraskende til økende misnøye blant bankene, og i 1973 ble det nedsatt et utvalg som skulle utrede eventuelle justeringer i rentestrukturen.⁴³ I følge Skånland (2004) hadde lavrentepolitikken som i sin tid hadde vært antatt å stimulere

⁴¹ For en beskrivelse av diskonteringsrenten, se Klovland (2004)

⁴² Den renten som klarer tilbud og etterspørsel

⁴³ Dette utvalget ble ledet av Direktør Einar Magnussen i Norge Bank, trykt i Norges Banks skriftserie nr 2/1974 (Norges Bank, 1974).

investeringsetterspørselen, nesten kontinuerlig gått ut på å begrense den. Man mente derfor at forutsetningene ikke lengre var tilstede, og innledet med bakgrunn i Magnussen-utvalgets forslag en prosess for å deregulere markedet. Dereguleringen ble i første omgang motarbeidet av den daværende regjeringen, og det skulle ta ytterligere syv år før prosessen virkelig skjøt fart (NOU 1980:4). Høsten 1985 var tiden moden for å avvikle systemet med renteerklæringer, og man gikk over til et system hvor pengemarkedsrenten skulle være signalrente for de korte rentene, og obligasjonsrenten for de lange. I løpet av 1986 forsvant de siste restene av den politisk regulerte renten.

Med bakgrunn i gjennomgangen over er jeg tilbøyelig til å tro at markedsrentene i perioden 1941 – 1985 i mindre grad inneholder informasjon om markedets forventninger.

4.2.4.2 Innføringen av inflasjonsmålet i pengepolitikken og offentliggjøring av strategiintervaller for styringsrenten

På begynnelsen av 2000-tallet rådet det en enighet om at finanspolitikken og pengepolitikken burde virke sammen for å sikre en stabil økonomisk utvikling. Norge Bank uttalte i et brev til Finansdepartementet at *”Det ville være en fordel om finanspolitikken kunne brukes til å motvirke svingninger i etterspørsel og produksjon”*.⁴⁴ Dette førte til at man, etter forskrift fastsatt av regjeringen 29. mars 2001, innførte et inflasjonsmål for pengepolitikken i Norge.⁴⁵ Siden da har det skjedd en gradvis endring mot mer åpen kommunikasjon fra sentralbanken, og fra 1. juli 2004 har Norges Bank offentliggjort strategiintervaller for styringsrenten for kommende strategiperiode. På bakgrunn av dette er jeg tilbøyelig til å tro at markedet har mer tillit til sentralbankens beslutninger i dag enn tidligere. Det kan også tenkes at dette er med på å styrke korrektheten i markedets forventninger til fremtiden. I følge Eeg (2007) har den økende åpenheten bidratt til å redusere volatiliteten i både de korte og de lange rentene, noe som gjør seg spesielt gjeldende etter juli 2004. Også visesentralbanksjef Jarle Bergo (2004) understreker fordelene med god kommunikasjon; *”Når aktørene forstår sentralbankens handlemønster, danner det et grunnlag for at markedsrentene reagerer stabiliserende på ny informasjon om den økonomiske utviklingen”*.

⁴⁴ Norges Banks brev til Finansdepartementet 27. mars 2001 (Norges Bank, 2001). Se også Stortingsmelding nr. 29 (2000-2001)

⁴⁵ FOR-2001-03-29-278

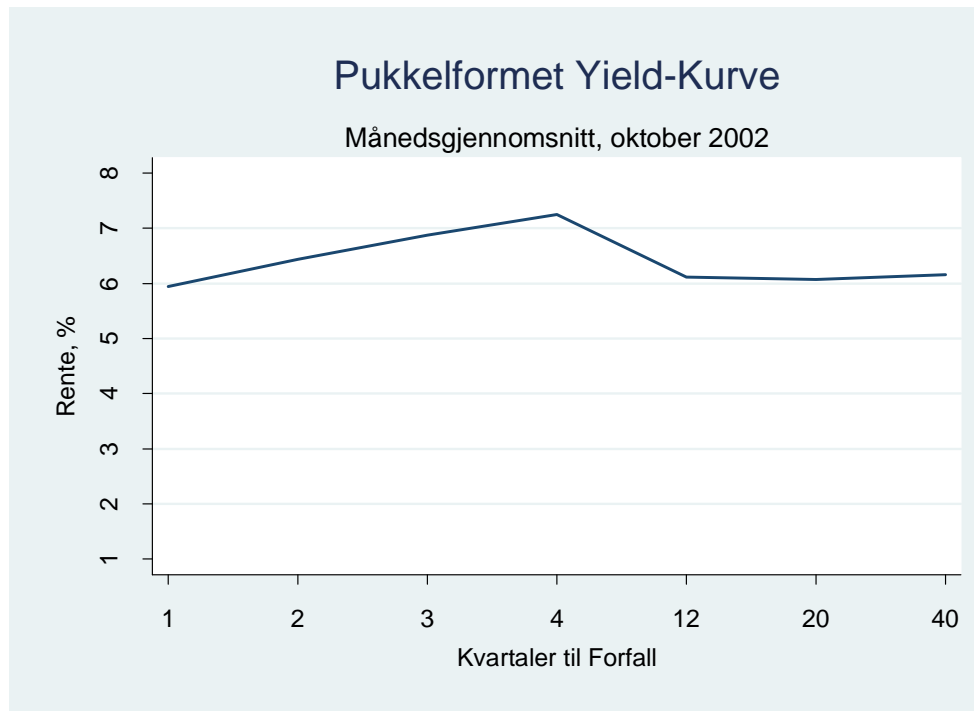
Beslutningen om å innføre et inflasjonsmål for pengepolitikken kom samtidig med innføringen av handlingsregelen⁴⁶ for finanspolitikken. Om handlingsregelen førte til endringer i de fundamentale forholdene i økonomien er usikkert, men det er ingen tvil om at regelen har ført til større sikkerhet med hensyn på finanspolitikkenes reaksjonsmønster. Markedet har nå bedre forutsetninger enn tidligere for å forutsi størrelsen på neste års statsbudsjett, og dermed i hvilken grad det fører til press i økonomien. Likevel viser det seg at politikerne gjentatte ganger har brukt mer oljepenger enn handlingsregelen skulle tilsi.⁴⁷ Man bør derfor tolke indikasjonene regelen gir med forsiktighet.

4.2.5 Yield-kurven før, under og etter en resesjon

Mens økonomien er inne i ekspansjonsfasen stiger de korte rentene. Her er det noe uenighet i litteraturen hva angår kausalitet; er det de raskt økende rentene som presser økonomien inn i en resesjon, eller er det presset i økonomien som presser rentene opp. Den korte renten når som oftest sitt høyeste nivå i det konjunktursykelens målt ved reelt BNP når sitt toppunkt (Butler, 1978). Aktørene i markedet forventer nå at sentralbanken skal sette ned renten innen en gitt periode for å lette innhentingsfasen. Dette fører til at yield-kurven flater ut eller inverteres (Estrella, 2005). I perioder hvor ekspansjonsfasen i økonomien har vart lengre enn forventet har man observert pukkeformede yield-kurver. Dette indikerer at markedet forventer økende korte renter i nærmeste fremtid, fulgt av et fall under toppen av yield-kurven for en lengre tidshorisont. Dette kan komme av at aktørene forventer en resesjon, men er usikre med hensyn på det nøyaktige tidspunktet (Butler, 1978).

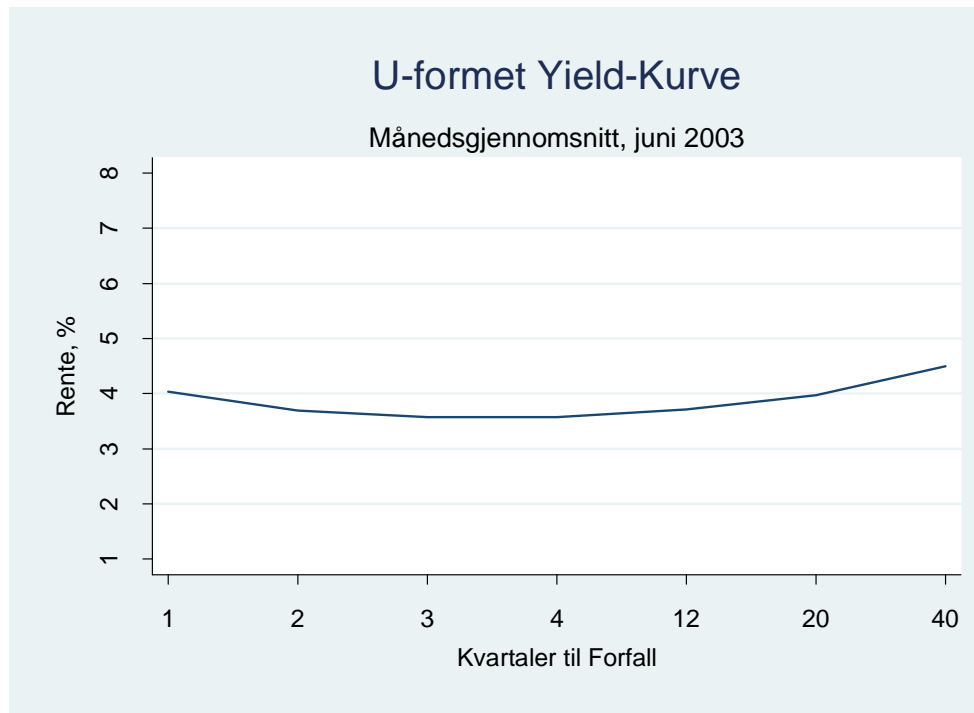
⁴⁶ For en utdypende beskrivelse av handlingsregelen, se St.meld. nr. 29 (2000-2001)

⁴⁷ Stortingsmelding nr. 1, 2007-2008



Figur 4-6: Pukkelformet Yield-Kurve; månedsgjennomsnitt, oktober 2002
Kilde: Egne beregninger; Klovland (2004) og Norges Bank

I tiden etter at resesjonen er et faktum kan man enkelte ganger observere U-formede yieldkurver. Dette kan komme av at markedet ser forbi bunnen i resesjonen, og mot økende renter i innhentingfasen.



Figur 4-7: U-formet Yield-Kurve; månedsgjennomsnitt, juni 2003
Kilde: Egne beregninger; Norges Bank

De korte rentene forsetter som oftest å falle inn i innhentingsfasen, noe som fører til at yieldkurven igjen inntar normalformen.

5.0 Metode

I dette kapitlet begrunnes valget av metode som brukes i analysedelen. Først diskuterer jeg ulike metoder for detrending av BNP-tall. Så kommer diskusjonen rundt valget av estimeringsteknikk. Her fokuseres det hovedsakelig på probitmodellen og Markov-switch. Videre diskuterer jeg forskjellige "measures of fit" for den valgte estimeringsteknikken.

5.1 *Detrending av BNP-tidsserier*

Den kanskje mest kjente teknikken for detrending av tidsserier er HP-filteret. Dette er som nevnt tidligere en univariat metode hvor man kun benytter informasjon fra den aktuelle tidsserien for å beregne trend og sykel. Andre eksempler på univariate metoder er Band-Pass filteret (BP-filteret) og Univariate uobservert komponent-metoder (UC). Multivariate metoder eksisterer også, disse utnytter flere variabler for å beregne trend og sykel i tidsserien.

Ulike studier viser at multivariate metoder gir mer konsistente estimater enn univariate metoder. Likevel viser det seg at metodene i vesentlig grad gir samme bilde av konjunkturforløpet (se for eksempel Baxter og King, 1999). For en grundig sammenligning av de forskjellige teknikkene på Norske BNP-tidsserier, anbefaler jeg Bjørnland (2004). Også hun finner at de ulike metodene gir tilnærmet likt historisk forløp for den sykliske komponenten i BNP. Med bakgrunn i dette, og for å bedre kunne sammenligne mine resultater med andre studier, velger jeg å benytte HP-filteret i analysen.

5.1.1 Hodrick-Prescott filteret

HP-filteret har, mye grunnet sin enkelhet, vært en populær metode for å detrende BNP-tidsserier i flere tiår. Det fins mye litteratur som omhandler filteret og løsninger for bruk av metoden er implementert i de fleste statistikkprogrammer. Populariteten har også ført til at teknikkens styrker og svakheter er utførlig analysert.

Jeg følger notasjonen fra kapittel 2.2.2 og definerer den sykliske komponenten i tidsserien (heretter kalt produksjonsgapet) som:

$$c_t = y_t - \tau_t \quad (5.1)$$

Hvor variablene er uttrykt i logaritmer slik at produksjonsgapet, c_t , er det prosentvise avviket mellom faktisk produksjon, y_t , og potensiell produksjon, τ_t .

HP-filter teknikken innebærer å finne den verdien på potensiell produksjon som minimerer avviket mellom faktisk produksjon og potensiell produksjon. Samtidig legges det begrensinger på hvor mye veksten i den potensielle produksjonen kan variere. Dette operasjonaliseres ved å minimere uttrykket:

$$\text{Min} \left\{ \tau_t \right\}_{t=1}^T \left\{ \underbrace{\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2}_1 + \lambda \underbrace{\sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2}_2 \right\} \quad (5.2)$$

Det første leddet i uttrykket er det kvadrerte avviket mellom faktisk produksjon og potensiell produksjon. Kvadreringen innebærer at positive avvik gis like stor vekt som negative avvik, og at store avvik vektlegges betydelig mer enn små avvik. Det andre leddet i uttrykket er endringen i veksten i potensiell produksjon kvadrert. Dette leddet vektetes med parameteren λ .⁴⁸ Siden hele uttrykket minimeres, tilsvarer $\lambda = 0$ at bare det første leddet inngår i minimeringsproblemet. τ beregnes da på en slik måte at avviket mellom faktisk produksjon og potensiell produksjon blir minst mulig. Dette fører til at begge størrelsene blir

⁴⁸ Må ikke forveksles med parameteren λ fra sentralbankens tapsfunksjon

identiske, $\tau = y$, og at produksjonsgapet er lik null til en hver tid. Det andre ytterpunktet er når λ går mot uendelig. I dette tilfellet vektlegges det andre leddet mye relativt til det første leddet. τ bestemmes da slik at variansen i veksten til potensiell produksjon blir minst mulig. Dette fører til at vi får en lineær trend (potensiell produksjon) med konstant vekst.

Størrelsen på λ må bestemmes på forhånd, og er dermed en kritisk faktor i bruken av filteret. Hvis man velger en for lav λ risikerer man mye støy i produksjonsgapet, og hvis man velger en for høy λ så risikerer man å ikke fange opp alle svingningene i produksjonsgapet. I sin studie av konjunktursykler i Amerikansk økonomi foreslo Kydland og Prescott (1990a) $\lambda = 1600$ for kvartalstall. Denne verdien ga nemlig en trendlinje som var tilnærmet lik den trendlinjen en person som forsker på konjunktursykler og vekst ville tegnet gjennom tidsserien, og er etter hvert blitt en internasjonal standard. Tilsvarende har man funnet at for Amerikanske data er $\lambda = 100$ å foretrekke for årstall, og $\lambda = 14400$ for månedstall (Del Rio og Maravall, 2007). Ved studier av konjunkturedgangen i Norge på første halvdel av 1990-tallet har man funnet at produksjonsgapet, beregnet med $\lambda = 1600$, snur og blir mindre negativt allerede fra 1989. Dette samsvarer ikke med gjengs oppfatning av konjunkturbildet, og man finner at $\lambda = 40000$ gir et mer korrekt produksjonsgap med vendepunkt i 1991/1992. Disse funnene har ført til at Statistisk Sentralbyrå generelt bruker denne verdien for kvartalstall i perioden etter 1978.⁴⁹

En annen ulempe ved HP-filteret er endepunktsproblematikken.⁵⁰ HP-filteret er et tosidig filter, noe som innebærer at filteret for et gitt tidspunkt bruker observasjoner både bakover og fremover i tid til å beregne den potensielle produksjonen. På slutten av tidsserien fins det imidlertid ingen fremtidige observasjoner, slik at filteret bare kan bruke historiske observasjoner og dagens observasjon til å beregne trenden. Det samme gjelder for begynnelsen av tidsserien. Her fins det ingen historiske observasjoner, og filteret kan bare bruke dagens observasjon og fremtidige observasjoner til å beregne trenden. Dette gjør at filteret legger mer vekt på den faktiske tidsserien, og at produksjonsgapet dermed er mindre konsistent. Endepunktsproblematikken forsterker også ulempen ved usikkerheten knyttet til BNP-tall i realtid. En måte å bøte på problemet er ved å inkludere flere historiske observasjoner og å inkludere anslag på fremtidig BNP. Dette blir trolig ikke et problem i min

⁴⁹ Se Johansen og Eika (2000), Benedictow og Johansen (2005)

⁵⁰ Eitrheim et al (2004) for en nærmere diskusjon av endepunktsproblematikken

analyse da jeg uten tap av sammenheng kan sløyfe de første og siste beregningene av produksjonsgapet.

5.2 Sannsynlighetsmodeller

Siden jeg skal estimere yield-kurvens evne til å forutsi fremtidige resesjoner, trenger jeg en indikator som beskriver tilstanden i økonomien. Nærmere bestemt trenger jeg en variabel som skiller mellom perioder med resesjon og perioder uten resesjon (heretter kalt normale perioder). Til dette velger jeg å bruke en binær variabel, også kalt dummyvariabel. Dette er en kvalitativ variabel som tar verdien 1 i perioder med resesjon og 0 i normale perioder. Videre trenger jeg en modell som kan transformere stigningsgraden på yield-kurven i dag, til sannsynligheten for resesjon på et gitt tidspunkt frem i tid.

Det kanskje enkleste eksemplet på en slik modell er den lineære sannsynlighetsmodellen (LPM). Dette er en lineær OLS-modell⁵¹ med en binær variabel som venstresidevariabel, og en høyreside bestående av en eller flere forklaringsvariabler og et feilledd:

$$Y_i = \alpha + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n + u_i \quad (5.3)$$

Hvor Y_i er den binære variabelen, X er forklaringsvariablene og u er feilleddet. Y_i er definert som:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{i perioder med resesjon} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Den betingete forventningen til Y_i gitt X_i , $E(Y_i | X_i)$, kan tolkes som den betingete sannsynligheten for at en hendelse vil inntreffe gitt X_i , altså $P(Y_i = 1 | X_i)$. Denne betingete sannsynligheten endrer seg lineært med X , noe som gjør resultatene lett å tolke. I vårt eksempel, hvor vi benytter den binære resesjonsvariabelen som venstresidevariabel, og differansen mellom renten på papirer med lang løpetid og papirer med kort løpetid som

⁵¹ Ordinary Least Squares

forklaringsvariabel, tilsier dette at $E(Y_i | X_i)$ gir sannsynligheten for at en resesjon vil inntreffe gitt nivået på rentedifferansen. β kan da tolkes som endringen i sannsynligheten for at $Y = 1$ når X endrer seg med en enhet.

Likevel er det en del ulemper ved denne typen modeller. De predikerte sannsynlighetene kan ta verdier som ikke ligger mellom 0 og 1, noe som innebærer at de egentlig ikke kan tolkes som sanne sannsynligheter. Det kan også vises at feilledet er heteroskedastisk, noe som er et brudd på forutsetningene for forventningsrette estimater ved OLS.⁵² Det største problemet er likevel antagelsen om at sannsynligheten endrer seg lineært med X . Eksempelvis har endringer i rentedifferansen trolig større effekt for verdier nær null, enn for høye positive verdier. Man kan tenke seg to scenarioer; rentedifferansen er i utgangspunktet +9, en absolutt endring på -1 tilsier da bare en marginalt lavere differanse. Hvis man motsatt tar utgangspunkt i en rentedifferanse på 0, vil en absolutt endring på -1 invertere yield-kurven, noe som kan være mye mer dramatisk.

For å unngå problemene ved den lineære sannsynlighetsmodellen kan man for eksempel benytte en logit- eller probitmodell. I følge Stock og Watson (2003) er resultatene fra de to nevnte modellene så lik at man bør velge den modellen som enklest lar seg operasjonalisere i statistikkprogrammet. Uten mer diskusjon, velger jeg på denne bakgrunn å følge hovedtyngden av tidligere studier, og bruke probitmodellen. Dette gjøres i hovedsak for å kunne sammenligne mine resultater med andre studier.

5.2.1 Probitmodellen⁵³

Probitmodellen er en ikke lineær, binær, responsmodell som kan utledes fra en underliggende latent variabel. Antar én forklaringsvariabel, la y^* være en uobservert, latent variabel, som er bestemt av uttrykket:

$$y_i^* = \beta_0 + \beta X_i + e_i \quad (5.4)$$

⁵² For en gjennomgang av forutsetningene for OLS, se Wooldridge (2006)

⁵³ Gjennomgangen følger Wooldridge (2006), Borooah (2001) og Gujarati (2006)

Hvor vi antar at $e_i \sim N(0,1)$, e_i og e_j , ($i \neq j$), er uavhengig av hverandre og at e_i er uavhengig av X_i .

Dette innebærer at:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{hvis } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{hvis } y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

Fra 5.4 og antagelsene over kan vi skrive:

$$\begin{aligned} P(Y_i = 1 | X_i) &= P(y_i^* > 0 | X_i) & (5.5) \\ &= P[e_i > -(\beta_0 + \beta X_i) | X_i] = 1 - G[-(\beta_0 + \beta X_i)] \\ &= G(\beta_0 + \beta X_i) \end{aligned}$$

Dette gir oss hovedligningen:

$$P(Y_i = 1 | X_i) = G(\beta_0 + \beta X_i) \quad (5.6)$$

Hvor G er en kumulativ fordelingsfunksjon som kun tar verdier mellom null og en, $0 < G(z) < 1$, for alle absolutte tall, z . Slik oppnår man at også alle de predikerte sannsynlighetene ligger mellom null og en.

I probitmodellen er G den standard kumulative normalfordelingsfunksjonen:

$$G(z) = \int_{-\infty}^z \phi(v) dv = \Phi(z) \quad (5.7)$$

Hvor $\phi(v)$ er standard normaltettheten:

$$\phi(v) = (2\pi)^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{v^2}{2}} \quad (5.8)$$

G -funksjonen i ligning 5.7 er stigende, og øker hurtigst når $z = 0$. Videre; $G(z) \rightarrow 0$ når $z \rightarrow -\infty$ og $G(z) \rightarrow 1$ når $z \rightarrow +\infty$.

Her er det slik at man ikke kan tolke β -verdiene direkte. For en tilnærmet kontinuerlig variabel, x_1 , kan man beregne dens partielle effekt på π_i som:

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial x_1} = g(\beta_0 + \beta_1 x_1) \beta_1, \text{ hvor } g(z) \equiv \frac{dG}{dz}(z) \quad (5.9)$$

For å estimere sannsynligheten for at $Y = 1$ gitt størrelsen på X , er det mest vanlig å bruke såkalt Maximum Likelihood Estimation (MLE). MLE velger verdiene på parameterne i sannsynlighetsfunksjonen slik at de maksimerer sannsynligheten for å trekke de dataene vi faktisk observerer. Siden MLE er basert på fordelingen av Y gitt X , blir heteroskedastisiteten i $\text{Var}(Y|X)$ automatisk tatt hensyn til. MLE er en meget innfløkt prosess, noe som fører til at man ikke kan skrive eksplisitte formler for estimatene. For en mer dyptgående gjennomgang av MLE-teknikken anbefaler jeg Wooldridge (2006) og Gujarati (2006).

Mål på modellens treffsikkerhet

På bakgrunn av den generelle teorien bak MLE kan det vises at MLE er konsistent, asymptotisk normalfordelt og asymptotisk effisient for store vilkårlige samples. Dette gjør at man kan benytte normalfordelingen til signifikanstesting av koeffisientene. Likevel hersker det usikkerhet om hvordan dette virker i praksis, og andre mål på treffsikkerhet er mer brukt.

Som en tilnærming til R^2 -målet ved OLS-estimering brukes ofte Pseudo- R^2 ved MLE. Dette er ikke mål på forklart varians, men heller mål på tilpasningen mellom modell og data. Det fins en rekke ulike mål på Pseudo- R^2 , men ingen konsensus med hensyn på hvilket man bør bruke. Siden jeg i analysen benytter statistikkprogrammet STATA 10, velger jeg å bruke det målet på Pseudo- R^2 som blir oppgitt automatisk, McFadden's Pseudo- R^2 .

Dette målet er definert som:

$$\text{Pseudo } R^2 = 1 - \frac{\ln \hat{L}(M_{Full})}{\ln \hat{L}(M_{Intercept})} \quad (5.10)$$

Hvor $\hat{L}(M_{Full})$ er verdien til den estimerte log-likelihood funksjonen til probitmodellen med alle forklaringsvariabler *uten* restriksjoner, og $\hat{L}(M_{Intercept})$ er tilsvarende for probitmodellen med alle forklaringsvariabler satt til null. McFadden's Pseudo- R^2 tar verdi mellom null og en, og høyere verdier tilsier bedre treffsikkerhet i modellen. Aldrich og Nelson (1984) advarer likevel mot å basere seg for mye på denne typen mål siden ingen av dem er allment akseptert og brukt.

En annen måte å måle modellens treffsikkerhet på, er Count- R^2 , som bortsett fra navnet, ikke er noen tilnærming til OLS- R^2 . Denne metoden innebærer å regne ut andelen korrekte prediksjoner. De estimerte utfallene, \hat{Y}_i , klassifiseres i to grupper; gruppe 1 hvis $\hat{Y}_i < 0.5$ og gruppe 2 hvis $\hat{Y}_i > 0.5$. Hvis vi definerer den predikerte verdien, \hat{Y}_i^* , slik at:

$$\hat{Y}_i^* = \begin{cases} 1 & \text{hvis } \hat{Y}_i > 0.5 \\ 0 & \text{hvis } \hat{Y}_i < 0.5 \end{cases}$$

Kan vi definere Count- R^2 som:

$$\text{Count } R^2 = \frac{\text{Antall korrekte prediksjoner}}{\text{Totalt antall observasjoner}} \quad (5.11)$$

Problemet med denne metoden er at cutoff-verdien på 0.5 er satt vilkårlig (men logisk), og at alle feilpredikeringer har lik vekt uansett størrelse. Dette er altså et mindre robust mål på modellens treffsikkerhet, men mye mer intuitivt. Det er nettopp den intuitive forståelsen som gjør at jeg velger å også inkludere denne metoden i analysen.

Viktige ulemper ved probitmodellen

En annen ulempe ved probitmodellen er at den ikke tar hensyn til tidsseriers dynamiske adferd. I følge Dueker (1997) gjør dette seg spesielt gjeldende gjennom modellens manglende evne til å bruke informasjonen i tidsseriens autokorrelasjonsstruktur ved estimering av sannsynligheter. Dueker mener at dette er en stor svakhet siden variabelens egen historie er høyst relevant for fremtidige svingninger. Rent intuitivt er jeg tilbøyelig til å tro at sannsynligheten for resesjon i dag, er større hvis økonomien var inne i en resesjon i forrige periode. Denne antagelsen bør man derfor kontrollere for.

På bakgrunn av at probitmodellen utledes fra en underliggende, uobservert variabel, y_i^* , vil også feilledet, e_i , være uobservert. Dette gjør at man ikke kan bruke vanlige teknikker, som ARMA-filter, for å adressere den mulige seriekorrelasjonen i feilledet. På bakgrunn av dette foreslår Dueker (1997) å inkludere venstresidevariabelen lagget k måneder på høyresiden av ligningen. For probitmodellen kan ligning 5.6 kan da skives som:

$$P(Y_t = 1 | X_t) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 X_{t-k} + \beta_2 Y_{t-k}) \quad (5.12)$$

Hvor størrelsen på k baseres på den antatte tiden det tar å identifisere en resesjon i økonomien. Dueker bruker 3, 6, 9 og 12 måneders lag, og finner at inkluderingen av den laggede venstresidevariabelen forsterker yield-kurvens prediksjonskraft for tidshorisonter opp til 9 måneder.

Videre er det slik at probitmodellen beregner koeffisientene på en slik måte at de predikerte sannsynlighetene til en hver tid gir størst mulig sannsynlighet for å forutsi resesjonskronologien. På denne måten kan man også si at rentedifferansens gjennomsnittlige ledetid på resesjonene bestemmes. Hvis den gjennomsnittlige ledetiden er fire måneder, kan det oppstå problemer hvis differansen skifter til resesjonsmodus tidligere enn fire måneder før resesjonen. I ytterste konsekvens kan probitmodellen overse signalet, og dermed ikke forutsi resesjonen selv om informasjonen ligger i rentedifferansen. Så vidt meg bekjent er dette et trekk ved probitmodellen som ikke lar seg løse på noen entydig måte. Likevel virker det som om dette er et mindre problem empirisk, siden de fleste undersøkelser finner at rentedifferansen forutsier resesjoner med klar statistisk signifikans.

En annen ulempe ved probitmodellen er at den kun gir informasjon om forklaringsvariabelens evne til å predikere resesjoner, og ikke resesjonenes varighet og dybde. For å løse dette kan man implementere en prosess som identifiserer regimeskift i tidsserien. Dette er den tidligere nevnte Markov-switch modellen. I vårt tilfelle vil en slik modell bygge på antagelsen om at datagenereringsprosessen inneholder to ulike regimer, ekspansjon og resesjon. Denne prosessen utsettes for diskrete skift som styres av en to-tilstands Markov-prosess. En fordel med Markov-switch er at siden varigheten på resesjonene bestemmes endogent slipper man probitmodellens ledetidsproblematikk. Videre kan de også vises at modellen i stor grad kontrollerer for seriekorrelasjon. Med bakgrunn i resultatene til Ahrens (2002) velger jeg likevel å ikke benytte denne metoden.⁵⁴

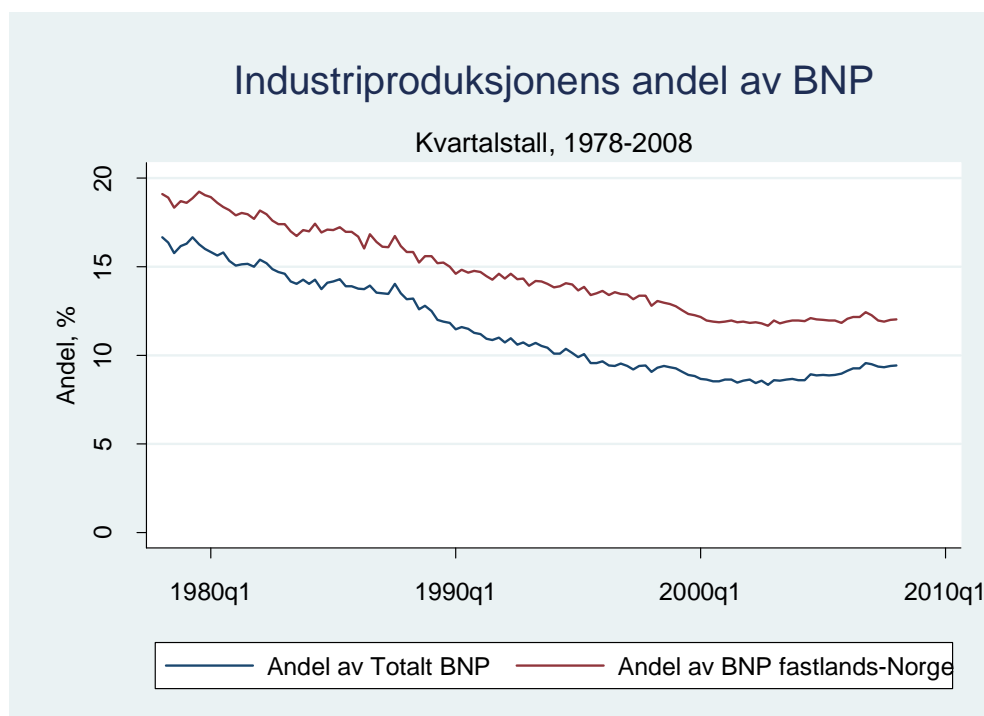
⁵⁴ Se kapittel 3.0

6.0 Dataseleksjon

Kapittel 6 inneholder en beskrivelse av datainnsamling og bygging av datasett. Her går jeg først i dybden med hensyn på tilgjengelige BNP-tall, detrending og datering av konjunktursyklus. Så analyserer jeg og diskuterer mitt valg av rentepapirer, blant annet valget av månedsdata fremfor daglige tall eller annualiserte tall. Her nevner jeg også justeringen for å gjøre rentene om til ”bond equivalent”.

6.1 Mål på økonomisk aktivitet

De to vanligste målene på den økonomiske aktiviteten i Norge er BNP og industriproduksjon. Disse seriene har historisk vært sterkt korrelert og var i mange år tilnærmet jevn gode indikatorer. De siste tiårene har det skjedd et strukturelt skift i den Norske økonomien, hvor tjenesteytende sektor har fått mer plass på bekostning av industrien. Dette har ført til en stagnasjon i veksten på industriproduksjonen som har økt i styrke siden slutten av 1990-tallet. På denne bakgrunn har også industriproduksjonens andel av totalt BNP blitt redusert, noe som trolig har ført til at serien i mindre grad reflekterer den økonomiske tilstanden for folk flest. Jeg er også tilbøyelig til å tro at dette kan ha ført til en del svingninger som har rammet industrien, men som ikke har smittet over på økonomien som helhet. I så øyemed kan det tenkes at syklene i industriproduksjon ikke gir et korrekt bilde av tilstanden i økonomien slik den oppfattes i dag.



Figur 6-1: Industriproduksjonens andel av Totalt BNP og BNP for fastlands-Norge, 1978-2008
Kilde: Egne beregninger; Statistisk Sentralbyrå

Med hensyn på BNP står valget mellom totalt BNP og BNP for fastlands-Norge (BNP f-N). Totalt BNP sies ofte å være utsatt for til dels sterkere konjunkturutslag grunnet påvirkningen fra oljeindustrien og utenriks sjøfart. Igjen er dette utslag som ofte ikke påvirker utnyttelsen av arbeidskraft og kapital i den innenlandske økonomien, og dermed forhold som kan gi et mindre korrekt bilde av tilstanden i økonomien. Likevel viser det seg at avvikene i konjunkturforløpet mellom disse to seriene ikke er vesentlig store, og at valget derfor i hovedsak er en skjønsmessig vurdering (Johansen og Eika, 2000). For å følge tidligere utredninger på norske konjunktursyklus velger jeg å bruke BNP for fastlands-Norge. På denne måten har jeg bedre forutsetning for å sammenligne resesjonsdateringene.

6.1.1 Realtidsproblematikken

Et av hovedproblemene ved makroøkonomiske måltall er at størrelsene ofte er veldig usikre i realtid. 50 dager etter kvartalets (eller tilsvarende årets) utgang legger Statistisk sentralbyrå frem anslag på BNP-tall for forrige kvartal (år). Disse anslagene er alltid foreløpige, og gjenstand for løpende revisjon. Eksempelvis publiseres ferske tall for fjerde kvartal, samt

reviderte tall for første til tredje kvartal, i februar året etter. Kvartalstallene og årstallene blir regnet som endelige 23 måneder etter henholdsvis kvartalets og årets utgang, men selv da gjennomføres det hovedrevisjoner og tallrevisjoner som gir nye størrelser. De endelige tallene for BNP i 2003 ble publisert i 2006. Disse viste at BNP for fastlands-Norge økte med 1,4 prosent i faste priser fra 2002 til 2003, mens totalt BNP økte med 1,1 prosent. Dette tilsvarte en oppjustering på 0,7 prosentpoeng fra tidligere anslag (Statistisk Sentralbyrå, 2005). På bakgrunn av usikkerheten rundt anslagene bør man bruke ferske publikasjoner med stor forsiktighet, og helst justere eller sløyfe dem hvis mulig.

Denne utredningen er i mindre grad utsatt for realtidsproblematikk da jeg kun bruker BNP-serien til datering av resesjoner. Likevel må jeg, som nevnt tidligere, være forsiktig siden HP-filtrets endepunktsproblematikk blir forsterket av realtidsproblematikken. Med hensyn på gjennomgangen over velger jeg å estimere produksjonsgapet for hele tidsserien, men sløyfe anslagene for de siste n månedene. Dette innebærer at jeg stopper resesjonsdateringen i juni 2007. Siden det er veldig vanskelig å identifisere resesjoner i realtid kan jeg trolig gjøre dette uten tap av sammenheng.

6.1.2 Valg av publikasjonsfrekvens og lengde

BNP-tallene publiseres i kvartalsvise og årlige serier, sesongjustert/ikke sesongjustert og i en rekke ulike formater. Da sesongjustering av BNP-tall er en tidskrevende prosess velger jeg å bruke de sesongjusterte seriene fra SSB. Tidligere studier viser at det konjunktuelle bilde kan endre seg dramatisk på kort tid. Dette taler for å bruke kvartalsvise observasjoner ved datering av resesjoner, siden de årlige seriene bare viser den gjennomsnittlige endringen i løpet av året. For å oppnå et bedre sammenligningsgrunnlag for BNP-tall fra forskjellige år velger jeg å bruke BNP i faste priser. Mens årlige BNP-tall er tilgjengelig fra 1830 til i dag (Grytten, 2004), er kvartalsvise tall i hovedsak bare tilgjengelig fra 1978. Dette fører til en noe kort tidsserie i analysen, og at periodene med resesjon blir færre. Argumentene for å ikke utvide serien veier likevel tungt; som nevnt i kapittel 4 var rentene i Norge statlig styrt frem til midten av 1980-tallet. På bakgrunn av dette er trolig forventningsdelen i rentene svært små, og det kan argumenteres for at observasjoner fra denne perioden ikke vil tilføre modellen ytterligere forklaringskraft. Videre hevder blant andre Steigum (2004) at perioden før 1970-tallet var preget av færre og svakere svingninger i den økonomiske aktiviteten. Med hensyn på

dette går man trolig glipp av få resesjoner ved å ikke utvide tidsserien. Det viktigste argumentet er likevel det faktum at en utvidet tidsserie må bestå av årlige tall grunnet mangelen på kvartalsvise observasjoner.

For å bøte på problemet med få observasjoner, bryter jeg ned resesjonsdateringene i månedlige observasjoner. Dette innebærer at jeg først identifiserer hvilke kvartaler som kan defineres som kvartaler med resesjon. Hvis eksempelvis første kvartal 1999 kan defineres som en resesjon, definerer jeg januar, februar og mars 1999 som måneder med resesjon. Dette er i utgangspunktet ikke optimalt, da det kan tenkes at resesjonen først begynte i februar 1999. Likevel er det den best tenkelige tilnærmingen gitt kvartalsvise BNP-tall. Dette passer også bedre til rentedataene som publiseres i daglige, månedlige og årlige serier.⁵⁵ En slik oppdeling gir meg en tidsserie bestående av $28 \text{ år} \times 12 \text{ måneder} = 336$ observasjoner før jeg justerer for endepunkts- og realtidsproblematikken (*og andre faktorer*). Alderich og Nelson (1984) argumenterer for at man oppnår asymptotisk normalfordelte koeffisienter i maximum likelihood estimat ved $N - K > 100$ observasjoner. Hvor N er antall observasjoner og K er antall koeffisienter i ligningen. Mitt tilfelle med én koeffisient tilfredsstillende denne forutsetningen med god margin, også etter justering for de nevnte problemene.

⁵⁵ Se diskusjonen i kapittel 6.3

6.2 Datering av resesjoner

Utredningene som er foretatt på Amerikanske data er nesten utelukkende basert på National Bureau of Economic Research (NBER) sin offisielle konjunkturkronologi. En slik offisiell kronologi fins ikke for Norge, og jeg er derfor i hovedsak nødt til å basere meg på egne analyser.

6.2.1 Definisjon

I utgangspunktet velger jeg å basere meg på NBER's definisjon av hva som eksplisitt menes med resesjon (NBER, 2003, side 1):

”A recession is a significant decline in 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.”

I denne sammenheng viser Romer (1994) at NBER's konjunkturdateringer refererer til vekstsykler før 1940 og klassiske sykler etter 1945. Kort fortalt er forskjellen mellom disse to metodene at man i vekstsykler definerer vendepunkter ut fra vekst relativt til trendvekst, mens man i klassiske sykler definerer vendepunkter ut fra om veksten er positiv eller negativ.

I forbindelse med NOU 2000:21 presenterte Johansen og Eika en analyse som tok sikte på å kartlegge viktige drivkrefter bak konjunkturforløpet i perioden 1989 til 1999. I denne forbindelse kom de også med konkrete forslag for dateringer av konjunktursyklene i perioden.

Forslagene baserer seg på en studie av produksjonsgapet gitt ved sykelkomponenten i BNP for fastlands-Norge⁵⁶, og er presentert i tabell 6-1.

Tabell 6-1: Konjunkturfaser for BNP for fastlands-Norge 1980-1999

Fra	Til		Opp/ned	Høy/lav	
80.1	82.1		Konjunkturoppgang	Høykonjunktur	Avkjøling
82.2	83.1	=Bunn	"	Lavkonjunktur	Tilbakeslag
83.2	84.3		Konjunkturoppgang	"	Innhenting
84.4	86.3	=Topp	"	Høykonjunktur	Oppheting
86.4	88.3		Konjunkturedgang	"	Avkjøling
88.4	92.4	=Bunn	"	Lavkonjunktur	Tilbakeslag
93.1	96.1		Konjunkturoppgang	"	Innhenting
96.2	98.1	=Topp	"	Høykonjunktur	Oppheting
98.2			Konjunkturedgang	"	Avkjøling

* Hvor 98.X viser til kvartal X i 1998

Tabell 6-1: Konjunkturfasene for BNP for fastlands-Norge 1980-1999
Kilde: Johansen og Eika (2000), side 33, Tabell 1

⁵⁶ Serien er detrendet ved bruk av HP-filter med $\lambda = 40000$, og glattet med et fem-kvartalers glidende, veid gjennomsnitt

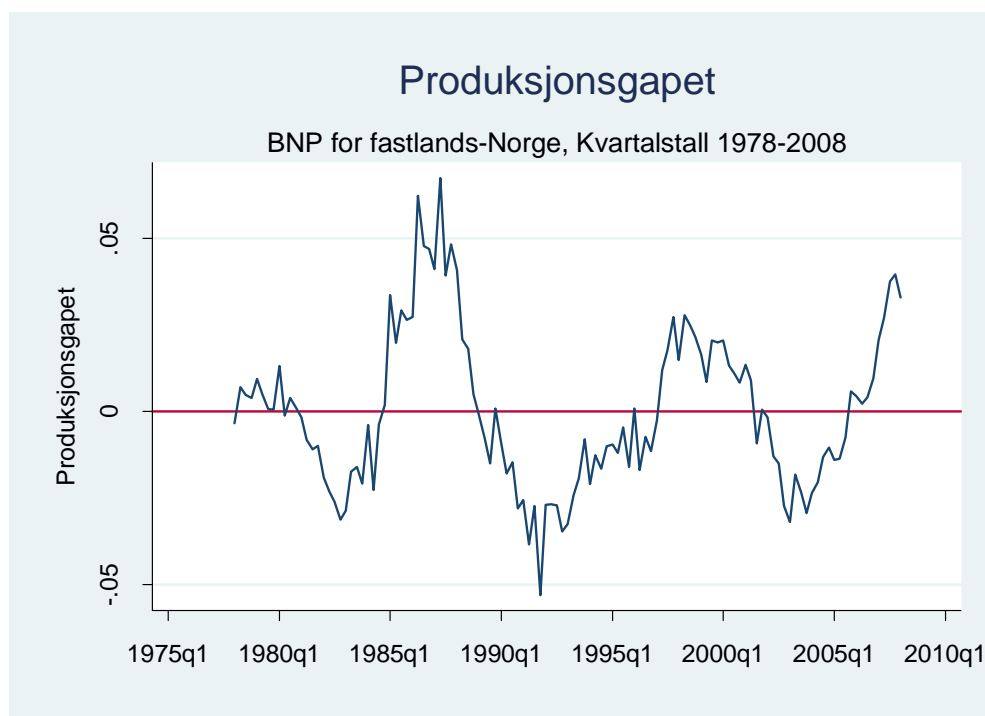
6.2.2 Datering

I den følgende dateringen av konjunktursyklusene har jeg valgt å ta utgangspunkt i produksjonsgapet for BNP for fastlands-Norge. Dette finner jeg ved å detrende BNP-serien på logaritmisk form ved hjelp av HP-filteret og $\lambda=40000$. Valget av λ følger, som nevnt tidligere, SSB. I praksis er dateringen av resesjonene gjort slik:

- Toppunktet i en syklus er definert i det punktet hvor produksjonsgapet når sin høyeste verdi
- Bunnpunktet i en syklus er definert i det punktet hvor produksjonsgapet når sin laveste verdi
- En konjunktursyklus er definert som perioden fra toppunkt til toppunkt
- Perioden mellom bunnpunkt og toppunkt er definert som en konjunkturoppgang (les: ekspansjon)
- Perioden fra første kvartal etter toppunkt til påfølgende bunnpunkt er definert som en konjunkturedgang (les: resesjon)

Definisjonen av konjunkturedgang (heretter kalt resesjon) følger Estrella og Trubin (2006), og er motivert av det faktum at økonomien faktisk vokser mellom siste kvartal før toppunktet og kvartalet med toppunkt. Første ”nedgang” i den økonomiske veksten kommer altså i perioden mellom toppunktet og det etterfølgende kvartalet. I følge de nevnte forfatterne er dette den mest brukte metoden for datering av resesjoner på amerikanske data. Dateringene som er basert på svingningene i produksjonsgapet sammenlignes så med historiske fakta om tilstanden i økonomien. Denne gjennomgangen er i hovedsak basert på Johansen og Eika (2000), Benedictow (2006), Eika (2007), og til en viss grad Hodne og Grytten (2002).

Figur 6-2 viser den detrendete BNP-serien.



Figur 6-2: Produksjonsgapet; BNP for fastlands-Norge, kvartalstall 1978-2008
Kilde: Egne beregninger; Norges Bank

Ved inngangen til 1980-tallet var Norge preget av en høykonjunktur. Dette synes ikke så godt i figur 6-2, og mulige årsaker kan være endepunktsproblematikken og/eller mildere konjunktursvingninger i perioden før 1980. I første kvartal 1980 nådde den økonomiske aktiviteten målt ved BNP sitt høyeste punkt, dette samsvarer med funnene til Johansen og Eika (2000). Den påfølgende perioden kjennetegnes av synkende økonomisk aktivitet, og resesjonen er et faktum. Bunnen i sykkelen nås uten tvil i fjerde kvartal 1982. Litt ut på 1980-tallet frikoblet den norske konjunkturutviklingen seg helt fra den internasjonale. En kraftig økning i oljeinvesteringene og liberaliseringen av kreditt- og valutamarkedet førte til den kraftigste høykonjunktoren i tidsserien. Denne perioden er kanskje mest kjent som jappetiden, og nådde, i følge produksjonsgapet, sitt absolutte toppunkt i andre kvartal 1987. Dette samsvarer godt med funnene til Eika (2007) som plasserer konjunkturtoppen rundt våren 1987. Den påfølgende nedgangskonjunktoren var uten tvil den kraftigste siden 2. verdenskrig. Benedictow (2006) viser til at en internasjonal nedgangskonjunktur fra 1990 bidro til å forlenge nedturen ut 1992. Dette samsvarer ikke med mine bergninger, som viser at bunnen på nedgangskonjunktoren ble nådd allerede i fjerde kvartal 1991. Jeg er tilbøyelig til å tro at slike avvik mest sannsynlig skyldes valget av λ i HP-filteret. På denne bakgrunn har jeg har

forsøkt med andre verdier, men finner at de ikke gir noe bedre bilde på konjunkturbunnen.⁵⁷ Toppen av den påfølgende oppgangskonjunktoren er mye verre å datere med bakgrunn i figuren. I absolutt verdi er det positive avviket i produksjonsgapet størst i fjerde kvartal 1997. Veksten i norsk økonomi avtok noe gjennom 1998, da oljeinvesteringene ikke helt klarte å motvirke de negative impulsene fra blant annet Asia-krisen.⁵⁸ Johansen og Eika (2000) omtaler perioden 1998-1999 som en nedgangskonjunktur, og peker på at veksten i denne perioden lå rundt 1 prosent under trendveksten. Dette samsvarer med å plassere toppunktet i fjerde kvartal 1997. I følge Eika (2007) førte en reduksjon av styringsrenten i 1999 til en liten oppgang i aktivitetsnivået i økonomien. Denne ledet etter hvert til en høykonjunktur som varte noen år. I løpet av andre halvdel av 1990-tallet bygget det seg opp bobler i aksjemarkedene rundt om i verden. Disse boblene kom som følge av skyhøye forventninger til avkastning på investeringer i informasjons- og kommunikasjonsteknologi, og er ofte kalt IT-boomen. Optimismen forsvant etter hvert fra markedet, og Benedictow (2006) plasserer konjunkturtoppen rundt høsten 2002. Eika (2007) plasserer den påfølgende bunnen i begynnelsen av 2003, altså en kortvarig og moderat nedgang. Det er ikke mulig å identifisere Benedictows toppunkt ved hjelp av produksjonsgapet, men vi finner bunnpunktet i første kvartal 2003. Etter dette har Norge vært inne i en sammenhengende oppgangskonjunktur med årlig vekst i BNP for fastlands-Norge på rundt 4,5 prosent.⁵⁹ Den brede oppgangen er drevet av en rekke faktorer, og presset i økonomien er tiltakende. Grunnet endepunks- og realtidsproblematikken velger jeg å se bort fra de siste anslagene. Likevel er det verdt å merke seg at produksjonsgapet har vært positivt og stigende siden tredje kvartal 2005.

I tabell 6-2 presenterer jeg to konjunkturkronologier; den ene er basert på analysen av produksjonsgapet, og den andre er basert på produksjonsgapet og en skjønnsmessig vurdering basert på gjennomgangen over. Siden jeg bruker resesjonsdateringene som venstresidevariabel i modellen min, er jeg avhengig av korrekte dateringer. I så øyemed er dette en kritisk faktor ved utredningen, og jeg velger derfor å bruke den skjønnsmessige konjunkturdateringen, da den trolig er mest konsistent med hensyn på den faktiske historiske konjunkturutviklingen. Denne antagelsen diskuterer jeg nærmere i analysekapittelet, hvor jeg også tester modellene med konjunkturdateringer fra andre publikasjoner.

⁵⁷ $\lambda = 1600$; 1991q4, $\lambda = 30000$; 1991q4, $\lambda = 50000$; 1991q4.

⁵⁸ For en gjennomgang av hendelsesforløpet i Asia-krisen, se Tenold (2002)

⁵⁹ www.ssb.no, Årlig nasjonalregnskap fra 1970 til 2007, Tabeller, Makroøkonomiske hovedstørrelser. Årlig volumendring i prosent.

Tabell 6-2: Konjunkturdateringer

Resesjoner	Produksjonsgapet	Skjønnsmessig Vurdering
1980-tallet		
P	1980.1	1980.1
T	1982.4	1982.4
P	1987.2	1987.2
1990-tallet		
T	1991.4	1992.4
P	1997.4	1997.4
T		1999.1
2000-tallet		
T	2003.1	
P		2002.3
T		2003.1

- *P = Peak (konjunkturtopp), T = Through (konjunkturbunn)*

* *Hvor 1980.X viser til kvartal X i 1980*

Tabell 6-2: Konjunkturdateringer

6.3 Valg av rentepapirer

I valget av rentepapirer som skal representere yield-kurven i modellen er det en rekke faktorer som spiller inn. Det er viktig at det fins historiske data for papirene og at beregningen av rentene på disse har vært konsistent over tid. Videre er det viktig at papirene reflekterer aktørenes forventning til markedet. Dette oppnår man ved å velge papirer som handles i tilstrekkelig grad til at rentene på dem endres etter markedsforholdene. En annen viktig faktor er at likviditetspremien er liten, eller helst fraværende. Som nevnt tidligere vil en stor likviditetspremie trolig overskygge forventningsdelen i rentene. I denne sammenheng er det også viktig at nivået på likviditetspremien i det korte papiret er tilnærmet lik nivået i det lange. På denne måten unngår man overdrevent høye differanser som ikke kan tilskrives forventninger. Kupongbetalinger vil også kunne påvirke resultatene, men som Estrella og Trubin (2006) påpeker er det per i dag ingen standard for hvordan disse bør behandles.

6.3.1 Lange rentepapirer

I internasjonale studier brukes ofte renten på 10-års statsobligasjoner som mål på den lange enden av yield-kurven. Valget av denne renten bygger på tilgangen til historiske data, tilnærmet fraværende risikopremie og det faktum at dette er det rentepapiret med lengst løpetid i de fleste land. I tillegg viser det seg at denne renten i kombinasjon med en kort rente (som jeg definerer i neste delkapittel) har best forklaringskraft på resesjoner.

Statsobligasjoner har en fast rente (kupong) som gir en renteutbetaling på en fast dato en gang i året. Kupongutbetalingen beregnes som den faste rentens prosentvise andel av det nominelle pålydende beløpet⁶⁰ på obligasjonen. Ved forfallsdato utbetales, i tillegg til kupongen, også det pålydende beløpet. For Norge fins det statsobligasjoner med 3, 5 og 10 års løpetid. Norges Bank publiserer daglige, månedlige og årlige syntetiske renteserier for disse papirene. En av ulempene ved disse seriene er at renteberegningene ikke har vært konsistent over tid. Før 1993 benyttet Norges Bank årlig effektiv etterskuddsrente på statsobligasjoner, og beregnet renten som et veid gjennomsnitt av utestående volum på statsobligasjoner med gjenstående løpetid på henholdsvis 0-3 år / 3-6 år eller over 6 år.⁶¹ I dag beregnes den syntetiske renten ved å

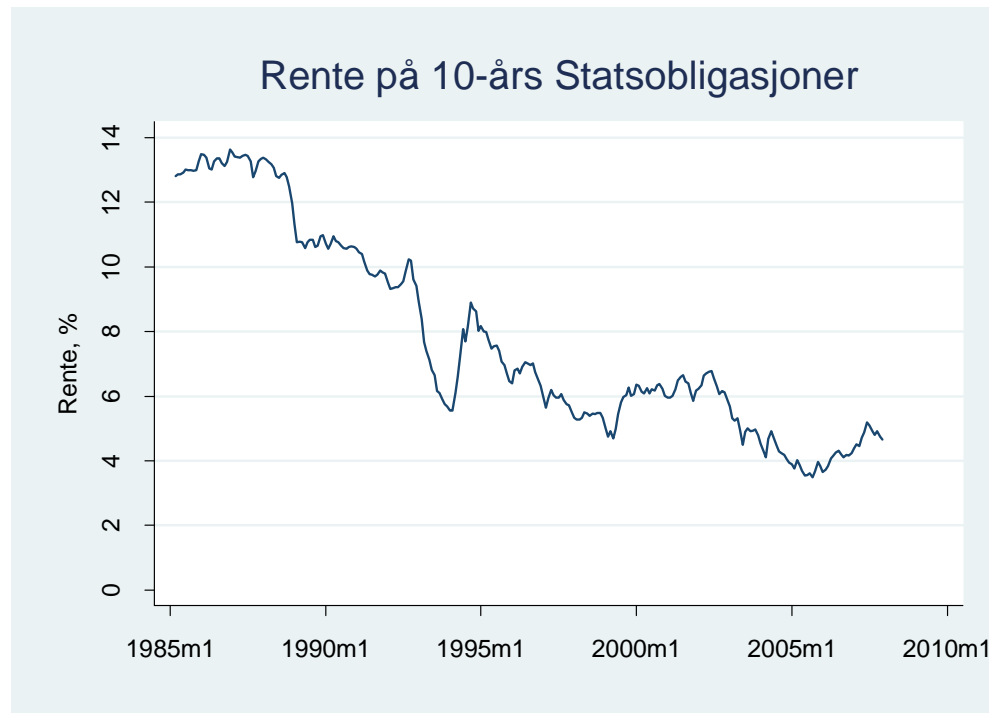
⁶⁰ Det forhåndsbestemte nominelle beløpet man mottar for papiret ved forfall

⁶¹ www.norges-bank.no, Renter, Mer om statsobligasjoner

vekter to statsobligasjoner med henholdsvis kortere og lengre gjenstående løpetid. Disse avvikene i beregningsmetodene kan føre til forstyrrelser i resultatene, men er trolig svært små. Et alternativ kan være å benytte renteserier som er beregnet av Klovland (2004). Han bruker ”redemption yield”-konseptet som innebærer å beregne den diskonteringsfaktoren som gjør den summerte nåverdien av alle antatte fremtidige utbetalinger lik markedsprisen på obligasjonen. Med bakgrunn i denne metoden beregner Klovland månedsrenten på statsobligasjoner med 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 10-15, 15-20 og 20-60-års løpetid, og seriene er tilgjengelig i ulik lengde fra januar 1921 til desember 2004. Det er likevel ulemper også ved disse seriene; renteberegninger mangler i kortere eller lengre perioder, og siste observasjon er desember 2004. Klovlands renteserier ble utgitt i forbindelse med et prosjekt i Norges Bank, og skal i følge deres hjemmeside oppdateres på årlig basis. I så øyemed er ikke oppdaterte serier tilgjengelig i realtid, og Norges Banks egne renteserier er derfor å foretrekke siden de oppdateres fortløpende.

Som nevnt tidligere velger jeg å bruke månedlige⁶² observasjoner til fordel for daglige eller årlige observasjoner. De daglige renteseriene inneholder trolig mye støy som kan påvirke resultatene i negativ forstand, mens de årlige svingningene sier lite om aktørens forventninger i løpet av finansåret. I så øyemed inneholder de månedlige seriene også en viss grad av støy, men denne er trolig til å leve med. Norges Banks månedlige renteserie for statsobligasjoner med 10-års løpetid er tilgjengelig fra januar 1985. Figur 6-3 viser utviklingen i renten på statsobligasjoner med 10-års løpetid.

⁶² Definert som månedlig gjennomsnitt av daglige noteringer



Figur 6-3: Rente på 10-års Statsobligasjoner, januar 1985 – mai 2008
Kilde: Norges Bank

Likviditeten i statsobligasjonsmarkedet er forholdsvis bra, men handelsvolumet er relativt lite i internasjonal målestokk. Dette kommer blant annet av statens sterke finansielle posisjon grunnet oljeinntektene. På begynnelsen av 1980-tallet rådet det stor usikkerhet i de norske obligasjonsmarkedene med hensyn på den forestående liberaliseringens tempo og utbredelse. Det kom da trolig også som et lite sjokk da Norges Bank begynte å fungere som en ”market maker” i statsobligasjonsmarkedet i 1984. Dette, og valget om å konsentrere statens låneopptak rundt et fåtall store benchmark-lån, førte etter hvert til økende likviditet i markedet. I 1995 ble også oppgaven med å kvotere priser på obligasjonene overført til et begrenset antall primærmeglere.

6.3.2 Korte rentepapirer

Som mål på den korte enden av yield-kurven har jeg i utgangspunktet flere alternative papirer og løpetider. Valget mellom disse beror i stor grad på de generelle faktorene beskrevet i kapittel 6.3. Jeg vil likevel undersøke noen forskjellige tilnærminger.

Styringsrenten

Noen tidligere studier av den amerikanske økonomien har brukt styringsrenten som mål på den korte enden av yield-kurven, se for eksempel Laurent (1988). Ulempen ved å bruke styringsrenten er at pengepolitiske beslutninger ofte blir tatt med et tidsetterslep. En endring av styringsrenten kan få store konsekvenser for aktørene i markedet og den økonomiske aktiviteten. Sentralbanken må altså være forsiktig i sine beslutninger og helt sikker på hvilken vei presset i økonomien går. Siden denne renten heller ikke handles i markedet tilpasser den seg ikke etter ny informasjon like raskt som omsatte renter. Jeg er tilbøyelig til å tro at styringsrenten derfor inneholder mer informasjon om de siste kvartalenes økonomiske aktivitet enn om den forventede aktiviteten n kvartaler frem i tid. Det er også viktig å huske Norges Banks mål om å endre styringsrenten i ”*små, ikke-hyppige skritt*”. Dette kan føre til at renten i perioder holdes på et kunstig nivå gitt de økonomiske forutsetningene. I alle tilfeller vil altså en (omsatt) markedsrente være å foretrekke.

Statskasseveksler

Det mest brukte målet på den korte enden av yield-kurven er i så øyemed Treasury Bills (i Norge: statskasseveksler), og da ofte med 3-måneders løpetid. Se for eksempel Estrella og Hardouvelis (1991), Dueker (1997) og Estrella og Trubin (2006). Statskasseveksler er rentepapirer med opprinnelig løpetid under ett år, som ikke betaler ut noen form for fast eller flytende rente i løpetiden. Dette innebærer at statskasseveksler er såkalte *discount instruments*, som utstedes med et avslag. Det vil si at salgsprisen er lavere enn pålydende, og at avkastningen på papiret beregnes som differansen mellom salgsprisen og pålydende. I følge Estrella er det denne renten, i kombinasjon med statsobligasjoner med ti års løpetid (heretter kalt tiårs stat), som har best prediksjonskraft på fremtidige resesjoner i Amerikansk økonomi. Videre peker han også på at Treasury Bills inneholder tilnærmet samme risikopremie som statsobligasjoner, noe som nevnt tidligere er meget viktig. Norges Bank har siden januar 2003 publisert renteserier for statskasseveksler med 3, 6, 9 og 12 måneders løpetid. Serier for perioden før dette eksisterer, men der har man beregnet gjennomsnittrenter for veksler med

eksempelvis 0-3 måneders løpetid. Grunnet vidt forskjellige beregningsmåter kan man ikke spleise disse seriene. Hver for seg er de heller ikke interessant på bakgrunn av det korte tidsintervallet de er publisert i. Alternativet er å bruke en renteserie som er satt sammen av Eitrheim og Klovland (2007). Denne serien er beregnet ved bruk av en forenklet Nelson-Siegel modell⁶³ og er tilgjengelig for perioden mai 1945 til oktober 2007. Igjen har vi et problem med at serien ikke oppdateres i realtid, men uten konsistente substitutter, er dette eneste alternativ.

Eitrheim og Klovlands serie er delt i to perioder; mai 1945 til januar 1985 og mars 1985 til oktober 2007. Grunnen til dette er at Norges Bank i januar 1985 lanserte en ny type statskasseveksler. Noe som i hovedsak ble gjort for å bygge et fungerende andrehåndsmarked for statlig utstedte rentepapirer med kort løpetid. Disse statskassevekslene hadde en løpetid på tre til tolv måneder og ble notert på Oslo Børs. Som følge av en til dels lav rente på de utstedte papirene, og bankenes likviditetskrise på slutten av 1980-tallet, var det først rundt 1993 at handelsvolumet virkelig økte. Fra oktober 2000 ble vekslene omgjort til nullkupongpapirer. Det manglende handelsvolumet før 1993 er en potensiell ulempe, og Eitrheim og Klovland (2007) peker på at man bør bruke renteserien med forsiktighet.

Figur 6-4 viser utviklingen i renten på statskasseveksler fra januar 1985 til i dag.

⁶³ Se Eitrheim og Klovland (2007), side 15, fotnote 36



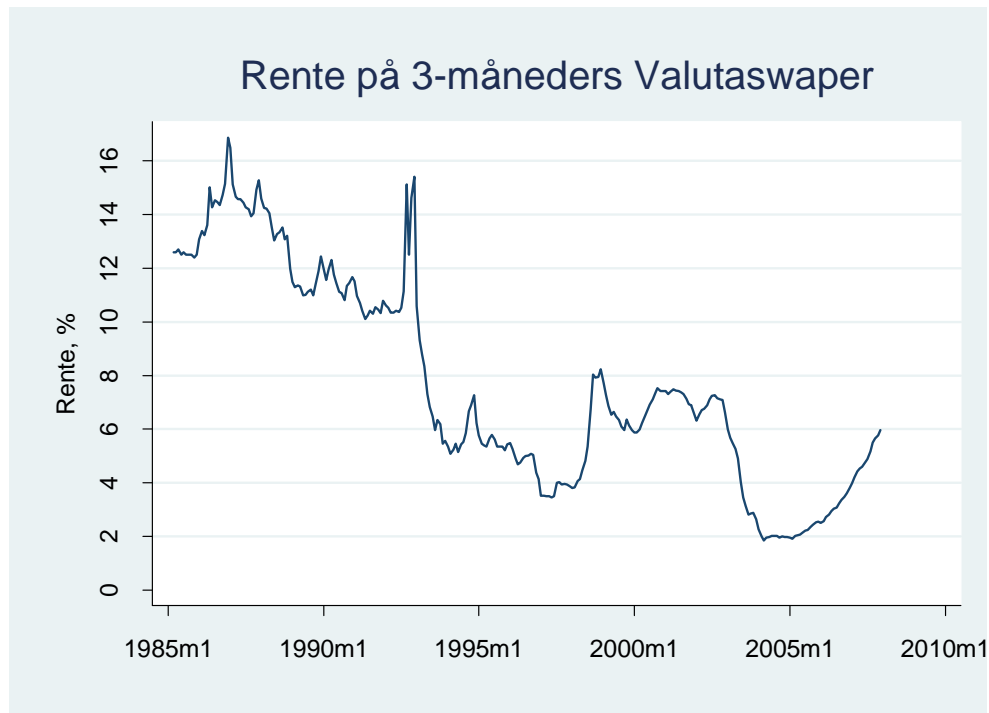
Figur 6-4: Rente på 3-måneders Statskasseveksler, mars 1985 – oktober 2007
Kilde: Eitrheim og Klovland (2007)

Norwegian Inter Bank Offered Rate (NIBOR)

Som et alternativ til renten på statskasseveksler er det mulig å bruke NIBOR-renten.⁶⁴ Dette er en valutaswap-rente som kvoteres for løpetider fra Tomorrow/next til 12 måneder. Renteseriene er indikativt fremviste høyresider (offered rate), det vil si den renten de største norske bankene i det norske kronemarkedet er villig til å tilby likviditet til gjennom valutabytte. I følge Norges Bank skjer imidlertid all internbankhandel i valutaswap-markedet til vilkår omtrent midt mellom venstre- og høyresiden. Dette innebærer at de realiserte rentene er noe lavere enn de som oppgis i renteseriene.⁶⁵ Grunnet muligheten for uønsket støy og høy volatilitet i renteseriene med kort løpetid, velger jeg å fokusere på seriene med over 2 måneders løpetid. NIBOR-renten for valutaswaper med 3 måneders løpetid er tilgjengelig fra august 1978, mens 6, 9 og 12-månedersseriene er noe kortere. Figur 6-5 viser utviklingen i renten på valutaswaper med 3 måneders løpetid (heretter kalt tremåneders NIBOR) i perioden januar 1985 til i dag.

⁶⁴ Omtales også som norske pengemarkedsrenter eller Norsk eurorente

⁶⁵ www.norges-bank.no, Ord og uttrykk, NIBOR (Norwegian Inter Bank Offered Rate)



Figur 6-5: Rente på 3-måneders Valutaswaper, januar 1985 – mai 2008
Kilde: Egne beregninger; Norges Bank

En reform som ble innført i 1978 krevde at bankene måtte balansere netto spotposisjonene sine med forwardposisjonene i slutten av hver måned. Dette betydde at banker som var godkjent for å handle i utenlandske valutaer kunne bruke swaper mer aktivt for å styre likviditeten sin. I løpet av kort tid utviklet det norske valutaswap-markedet seg til en av de største og mest likvide delene av det norske pengemarkedet. Siden 1979 har også Norges Bank brukt swaper for å kontrollere likviditeten i markedet (Eitrheim og Klovland, 2007). I sum gjør dette NIBOR-renten meget interessant, men det er viktig å merke seg at den trolig er mer volatil enn renten på statskasseveksler. Siden bankene i større grad enn staten er utsatt for konkursrisiko er det også større sannsynlighet for at renten inneholder en eller annen form for risikopremie.

Myklebust (2005) gjennomfører en utredning av risikopremiene i 3-måneders terminrenter (NIBOR) som begynner å løpe henholdsvis tre, seks og ni måneder frem i tid. Beregningene er gjort for perioden januar 1993 til juli 2005 basert på månedsgjennomsnittet av daglige implisitte terminrenter. Myklebust viser blant annet at tremåneders terminrente om tre måneder samsvarer relativt godt med den realiserte tremånedersrenten

tre måneder senere, men at denne sammenhengen svekkes dess lengre tid det er til terminrenten begynner å løpe. For å minimere utslagene av forventningsfeil i markedet beregner han gjennomsnittlige risikopremier over perioden. Resultatene er vist i tabell 6-3:

Tabell 6-3: Anslag på risikopremier, i basispunkter

Løpetid	3 måneder	6 måneder	9 måneder
Risikopremie	8 bp (10 bp)	16 bp (18 bp)	28 bp (24 bp)

* Standardfeil i parentes, estimeringene er justert for overlappende observasjoner

** bp: basispunkter, 1 prosentpoeng = 100 basispunkter

Tabell 6-3: Anslag på risikopremier, i basispunkter
Kilde: Myklebust (2005), side 199, Tabell 1

Av tabellen ser vi at standardfeilene er relativt store, Myklebust påpeker også at ingen av estimatene på risikopremiene er signifikante. Det er heller ikke gitt at risikopremiene i NIBOR-rentene er konstant over tid, og denne tilnærmingen bør tolkes med noe skepsis. Myklebust viser til at man vanligvis observerer stor og positiv risikopremie når yield-kurven er stigende, lav risikopremie når kurven er flat og negativ risikopremie når kurven er fallende.

Inflasjonsrapport 1999:4 (Norges Bank, 1999) inneholder en gjennomgang av beregningsgrunnlaget for terminrentene som presenteres i inflasjonsrapportene. I denne sammenheng viser Norges Bank at forskjellen i risikopremie mellom norske statssertifikatrenter⁶⁶ og pengemarkedsrenter er meget liten. På bakgrunn av dette bruker sentralbanken differansen mellom renten på lange statsobligasjoner og korte pengemarkedsrenter som mål på forventet fremtidig pengemarkedsrente (yield-kurven). Samtidig understreker de at forskjellen i risikopremie kan øke i perioder med større usikkerhet i markedet.

⁶⁶ Den tidligere betegnelsen på statskasseveksler

6.4 *Datasettet*

På bakgrunn av tidligere empiriske undersøkelser er det nærmest gitt at den lange enden av yield-kurven bør representeres av renten på statsobligasjoner med 10-års løpetid. Med hensyn på den korte enden er bildet noe mer uklart for norske data. Ideelt sett burde jeg konsentrert meg om renten på statskasseveksler, men på bakgrunn av de tidligere nevnte ulempene med disse renteseriene velger jeg å også inkludere andre serier. Den eneste renten som har vært tilnærmet konsistent beregnet over tid er renten på valutaswaper (NIBOR). Selv om Norges Bank finner at risikopremien i denne renten er tilnærmet lik risikopremien i statssertifikatrenter, er det gitt at det eksisterer en risikopremie. Likevel har jeg valgt å bruke NIBOR-seriene uten å justere for eventuelle risikopremier. Jeg er inneforstått med at dette kan påvirke resultatene mine og behandler funnene deretter. Tabell 6-4 gir en oversikt over det endelige datasettet.

Merknad

I markedet kvoterer avkastningen/renten på statskasseveksler ofte som "*discount yields*", denne renten er ikke direkte sammenlignbar med renten på andre typer instrumenter. For å kunne sammenligne må man derfor konvertere rentene til "*bond-equivalent yields*".

Formelen for dette kan skrives som:

$$\text{Bond-equivalent yield} = 100 \times \left[\frac{365 \times (Y_D / 100)}{360 - (t \times (Y_D / 100))} \right]$$

Hvor Y_D er den oppgitte renten på statskassevekselen og t er antall dager til forfall. Dette uttrykket gjelder for $t \leq 182$.

Tabell 6-4: Datasettet

Variabelnavn	Beskrivelse	Periode	Antall observasjoner	Mean	Min	Max	Korrelasjon**
10Y - 3M TB	Differansen mellom renten på statsobl. med 10-års løpetid og statskasseveksler med 3-måneders løpetid	mars 1985 - oktober 2007	272	0.15	-4.21	3.26	0.9553
10Y - 6M TB	Diff. mellom 10-års stat og 6 mnd statskasseveksler	mars 1985 - oktober 2007	272	-0.12	-7.47	3.04	0.9514
10Y - 9M TB	Diff. mellom 10-års stat og 9 mnd statskasseveksler	mars 1985 - oktober 2007	272	0.40	-2.01	2.90	0.9599
10Y - 12M TB	Diff. mellom 10-års stat og 12 mnd statskasseveksler	mars 1985 - oktober 2007	272	0.39	-2.07	2.75	0.9598
10Y - 3M NIBOR	Diff. mellom 10-års stat og 3 mnd NIBOR	januar 1985 - desember 2007	276	0.11	-6.00	2.92	0.9418
10Y - 6M NIBOR	Diff. mellom 10-års stat og 6 mnd NIBOR	januar 1986 - desember 2007	264	0.10	-3.40	2.88	0.9539
10Y - 12M NIBOR	Diff. mellom 10-års stat og 12 mnd NIBOR	mai 1985 - desember 2007	272	0.06	-2.69	2.61	0.9632

* *Jeg har valgt å utelate renteserien for valutaswaper (NIBOR) med 9 måneders løpetid, da denne serien kun er tilgjengelig fra november 1991.*

** *Den oppgitte korrelasjonen er mellom den gitte renteserien (ikke differansen) og statsobligasjoner med 10-års løpetid, alle korrelasjonene er signifikant på 1%-nivå*

Tabell 6-4: Datasettet

Som vi ser av tabell 6-4 har alle rentedifferansene, med unntak av differansen mellom tiårs statsobligasjoner og seksmåneders statskasseveksler, et gjennomsnitt som ligger i overkant av null. Dette er i utgangspunktet som forventet, da man med bakgrunn i diskusjonen i kapittel 4.2.1, anser den normale yield-kurven som stigende med løpetiden. Likevel er det interessant at gjennomsnittene ikke er mer positive. Det kan tenkes at jeg for perioden som undersøkes bør være forsiktig med å definere den normale yield-kurven som stigende med løpetiden. Dette baserer jeg på argumentene til Butler (1978), som sier at man bør definere den normale yield-kurven ut fra den formen man oftest observerer empirisk. Dette er likevel ikke en antagelse jeg undersøker nærmere, da hovedtyngden av andre studier definerer den normale yield-kurven som stigende med løpetiden (se for eksempel Estrella og Trubin, 2006). Videre ser vi at rentedifferansene som inneholder rentepapirer med relativt kort løpetid (tre til seks måneder) tar minimumsverdier som er signifikant mer negativ, enn rentedifferansene som inneholder rentepapirer relativt lengre løpetid (ni til tolv måneder). Hvis antagelsen om at yield-kurven inverterer i perioder med resesjon holder, og minimumsverdiene tilhører en slik periode, er jeg tilbøyelig til å tro at dette skyldes en relativt større usikkerhet knyttet til kortsiktige rentepapirer i perioder med resesjon. Rent intuitivt kan det argumenteres at hvis økonomien er inne i en resesjon i dag, så er sjansen større for at forholdene har bedret seg om tolv måneder, enn om tre måneder. I så øyemed er jeg tilbøyelig til å tro at rentedifferanser som inneholder papirer med relativt kort løpetid bør ta mer signifikant negative minimumsverdier enn tilsvarende som inneholder rentepapirer med relativt lengre løpetid. Av tabell 6-4 kommer det også frem at alle rentepapirene er sterkt positivt korrelert med tiårs statsobligasjoner. Jeg har også testet korrelasjonene for optimal lead/lag. Disse testene viser at alle korrelasjonene er høyest for sammenfallende verdier.⁶⁷ Dette innebærer at en økning i renten på tiårs statsobligasjoner i dag, i hovedsak samsvarer med en økning i renten på de andre rentepapirene i da.

⁶⁷ Jeg har testet leads og lags opp til fire måneder. Se Appendiks 1

7.0 Analyse

Jeg velger å begynne analysen med å estimere de ulike rentedifferansenes prediksjonskraft på resesjonskronologien in-sample. Resultatene fra denne analysen blir brukt som en benchmark videre, og jeg velger på denne bakgrunn å teste modellenes robusthet. Dette gjøres ved å teste modellene for autokorrelasjon, ved å inkludere og sammenligne med andre indikatorer, og ved å teste rentedifferansenes prediksjonskraft på andre resesjonsdefinisjoner og -kronologier. Til slutt utvider jeg analysen ved å teste rentedifferansenes prediksjonskraft out-of-sample. Begrepene in-sample og out-of-sample estimering forklares i sine respektive delkapittel.

7.1 Rentedifferansens prediksjonskraft, In-sample

Jeg begynner analysen med å teste alle rentedifferansenes prediksjonskraft in-sample. In-sample estimeringer innebærer at man bruker all tilgjengelig informasjon til å predikere sannsynligheten for resesjon på et hvert tidspunkt tilbake i tid. For resesjoner som har hendt lengre tilbake i tid bruker man altså observasjoner av rentedifferansen som i enkelte tilfeller inntraff flere år etterpå. Som eksempel kan det tenkes at jeg ønsker å teste rentedifferansens in-sample prediksjonskraft på resesjonskronologien i perioden 1985-2007. For å gjøre dette estimerer jeg de predikerte sannsynlighetene for resesjon gitt alle observasjonene av rentedifferansen i perioden 1985-2007. Jeg bruker altså mer informasjon et det som faktisk var tilgjengelig på et hvert tidspunkt. Estrella og Trubin (2006) baserer sine konklusjoner om rentedifferansens treffsikkerhet utelukkende på in-sample estimeringer. Dette er derfor en metode som er passende for å sammenligne mine resultater med internasjonale undersøkelser, og for å få et overblikk over rentedifferansenes iboende forklaringskraft. For å oppnå konsistente resultater (med få store feil) velger jeg å estimere rene probitmodeller med kun den enkelte rentedifferanse lagget som forklaringsvariabel. På generell form kan disse uttrykkes som:

$$P(\text{Resesjon}_t = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{Rentespread}_{t-k}) \quad (\text{A})$$

Hvor Resesjon_t er den binære resesjonsvariabelen som har verdien 1 i perioder med resesjon, og 0 ellers. Størrelsen k er et uttrykk for hvilken tidshorisont prediksjonene skjer for.

Eksempelvis vil $k = 4$ tilsi at jeg forsøker å forutsi om det er resesjon i dag, gitt verdien på rentedifferansen 4 kvartaler tilbake i tid.⁶⁸ Verdien på rentedifferansen k -kvartaler tilbake er da gitt ved Rentespread_{t-k} . Gjennom hele analysen viser sistnevnte variabel til differansen mellom renten på tiårs statsobligasjoner og renten på det oppgitte korte rentepapiret. Alle modellene estimeres for perioden mars 1985 til juni 2007, da den siste sikre resesjonsdateringen gjelder for sistnevnte måned.⁶⁹ For rentepapirer som faktisk inneholder informasjon om fremtiden, antar jeg å finne at de estimerte β -koeffisientene er negativ. Dette følger intuitivt av antagelsen om at økende negativ rentedifferanse (invertert yield-kurve) gir økende sannsynlighet for resesjon, og antagelsen om normalfordeling. De estimerte koeffisientene brukes så til å kalkulere sannsynligheten for resesjon på tidspunkt t , gitt nivået på rentedifferansen på tidspunkt $t - k$. Hvordan dette gjøres i praksis er vist i tekstboksen under.

Som eksempel kan vi tenke oss to scenarioer som bygger på de estimerte koeffisientene fra Estrella og Trubin (2006); $\beta_0 = -0,6045$ og $\beta_1 = -0,7374$

Scenario 1:

Observert rentedifferanse: -4

Sannsynlighet for resesjon: $\Phi(-0.6045 + [-0.7374 \times -4]) = \Phi(+2.3451) = 0.99049$

Scenario 2:

Observert rentedifferanse: +4

Sannsynlighet for resesjon: $\Phi(-0.6045 + [-0.7374 \times +4]) = \Phi(-3.5541) = 0.00019$

Her ser vi at en rentedifferanse på -4% gir en predikert sannsynlighet for resesjon på tilnærmet 99%, til sammenligning gir en rentedifferanse på +4% tilnærmet 0% sannsynlighet for resesjon.

Altså øker sannsynligheten for resesjon for økende negative rentedifferanser

⁶⁸ Dette er analogt med å forsøke å forutsi resesjoner 4 kvartaler frem i tid gitt verdien på rentedifferansen i dag.

⁶⁹ Dette gjelder ikke for rentedifferanser hvor tidsseriene begynner senere; her estimeres modellen for den tilgjengelige perioden. Se tabell 6-4.

Tabell 7-1 på neste side presenterer resultatene fra in-sample estimeringene. Som nevnt tidligere bruker jeg både Pseudo- R^2 og Count- R^2 som mål på rentedifferansenes treffsikkerhet. I hovedsak vil jeg likevel konsentrere meg om Pseudo- R^2 og bare unntaksvis kommentere Count- R^2 verdiene. Dette kommer i hovedsak av at andre undersøkelser kun baserer seg på en eller annen form for Pseudo- R^2 . Videre presenterer jeg bare *t-statistikk* (*t-stat*) for de estimerte koeffisientene til rentedifferansene. Seriekorrelasjon i feilledet er et potensielt problem som bør justeres for, da dette påvirker modellens robusthet. Denne skjevheten kan rettes ved å implementere en teknikk anbefalt av Newey og West (1987).⁷⁰ Jeg har valgt å gjøre dette for alle in-sample estimeringene, og presenterer følgelig *t-statistikk* som er beregnet ved bruk av robuste standardfeil som er justert for autokorrelasjon.

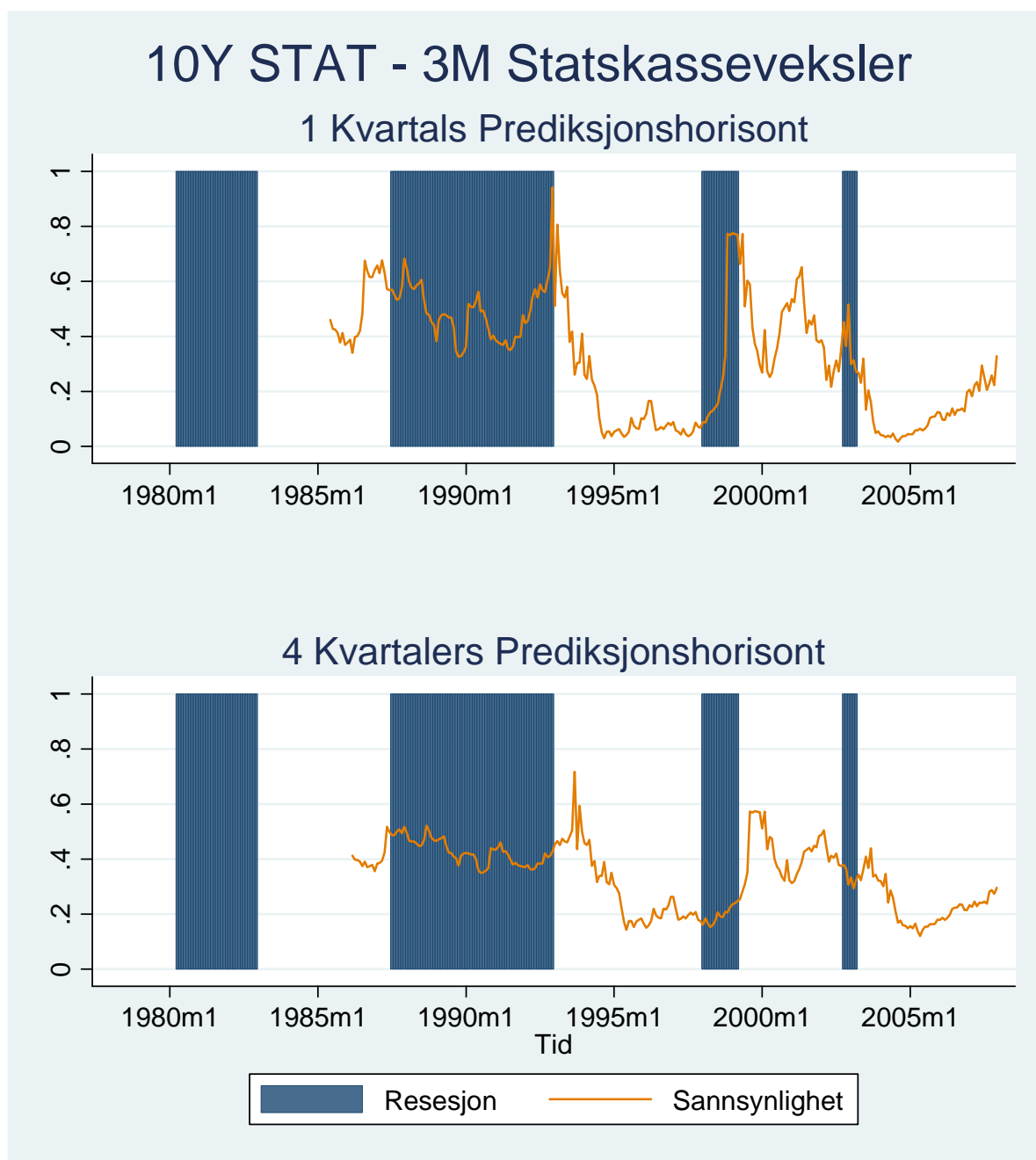
⁷⁰ Teknikken som ble anbefalt av Newey og West (1987) er matematisk utfordrende, og det holder i så måte å vite at *t-statistikken* er justert for seriekorrelasjon i feilledet. For en gjennomgang av teknikken anbefaler jeg bakgrunnsartikkelen skrevet av Newey og West.

Tabell 7-1: Pseudo-R² og Count-R² for Probitmodellene, In-Sample

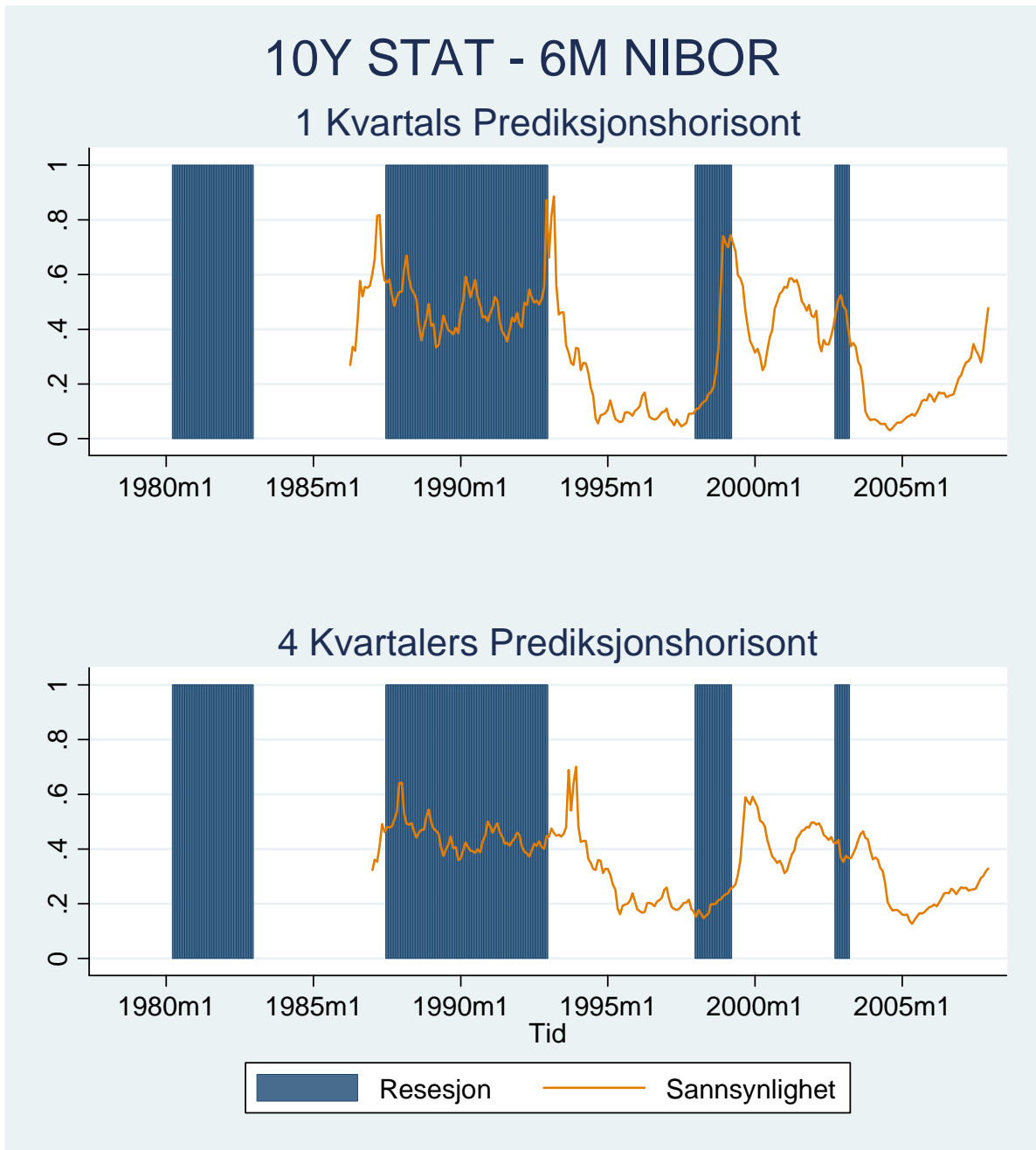
Modell (A)	Standard probit							
	Prediksjonshorisont i kvartal, sample: mars 1985 til juni 2007							
Spread	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=7	k=8
Differansen mellom 10-års Statsobligasjoner og Statskasseveksler (Treasury Bills)								
3-måneders TB								
<i>Pseudo-R²</i>	0.1795	0.1100	0.0640	0.0527	0.0553	0.0550	0.0577	0.0677
<i>Count-R²</i>	0.687	0.653	0.625	0.629	0.644	0.640	0.656	0.656
<i>t - stat</i>	(-7.61)	(-5.83)	(-4.52)	(-4.01)	(-3.99)	(-3.94)	(-3.96)	(-4.29)
6-måneders TB								
<i>Pseudo-R²</i>	0.1360	0.0954	0.0597	0.0498	0.0529	0.0554	0.0559	0.0851
<i>Count-R²</i>	0.687	0.653	0.641	0.637	0.652	0.652	0.656	0.693
<i>t - stat</i>	(-4.51)	(-4.30)	(-3.77)	(-3.48)	(-3.48)	(-3.49)	(-3.46)	(-4.29)
9-måneders TB								
<i>Pseudo-R²</i>	0.1479	0.0956	0.0489	0.0330	0.0324	0.0325	0.0284	0.0303
<i>Count-R²</i>	0.642	0.599	0.618	0.637	0.640	0.636	0.623	0.619
<i>t - stat</i>	(-7.42)	(-5.98)	(-4.18)	(-3.35)	(-3.21)	(-3.17)	(-2.94)	(-3.08)
12-måneders TB								
<i>Pseudo-R²</i>	0.1336	0.0932	0.0486	0.0316	0.0305	0.0316	0.0255	0.0254
<i>Count-R²</i>	0.638	0.588	0.602	0.633	0.636	0.636	0.636	0.619
<i>t - stat</i>	(-7.08)	(-5.90)	(-4.16)	(-3.28)	(-3.13)	(-3.14)	(-2.79)	(-2.82)
Differansen mellom 10-års Statsobligasjoner og Valutaswaper (NIBOR)								
3-måneders NIBOR								
<i>Pseudo-R²</i>	0.1233	0.0692	0.0441	0.0376	0.0384	0.0319	0.0278	0.0277
<i>Count-R²</i>	0.637	0.633	0.636	0.632	0.627	0.627	0.622	0.618
<i>t - stat</i>	(-5.01)	(-4.21)	(-3.52)	(-3.22)	(-3.19)	(-2.94)	(-2.77)	(-2.81)
6-måneders NIBOR								
<i>Pseudo-R²</i>	0.1610	0.1057	0.0698	0.0582	0.0580	0.0519	0.0500	0.0532
<i>Count-R²</i>	0.667	0.611	0.635	0.634	0.630	0.621	0.624	0.632
<i>t - stat</i>	(-6.68)	(-5.62)	(-4.57)	(-4.06)	(-3.95)	(-3.75)	(-3.60)	(-3.74)
12-måneders NIBOR								
<i>Pseudo-R²</i>	0.1822	0.1426	0.0985	0.0799	0.0779	0.0744	0.0650	0.0605
<i>Count-R²</i>	0.692	0.650	0.650	0.669	0.665	0.669	0.686	0.698
<i>t - stat</i>	(-7.29)	(-6.65)	(-5.38)	(-4.67)	(-4.48)	(-4.36)	(-4.06)	(-4.06)

* *t-stat (t-statistikk) er oppgitt for de estimerte koeffisientene til rentedifferansene*** *Alle koeffisientene er signifikant på 1%-nivå*Tabell 7-1: Pseudo-R² og Count-R² for Probitmodellene, In-Sample

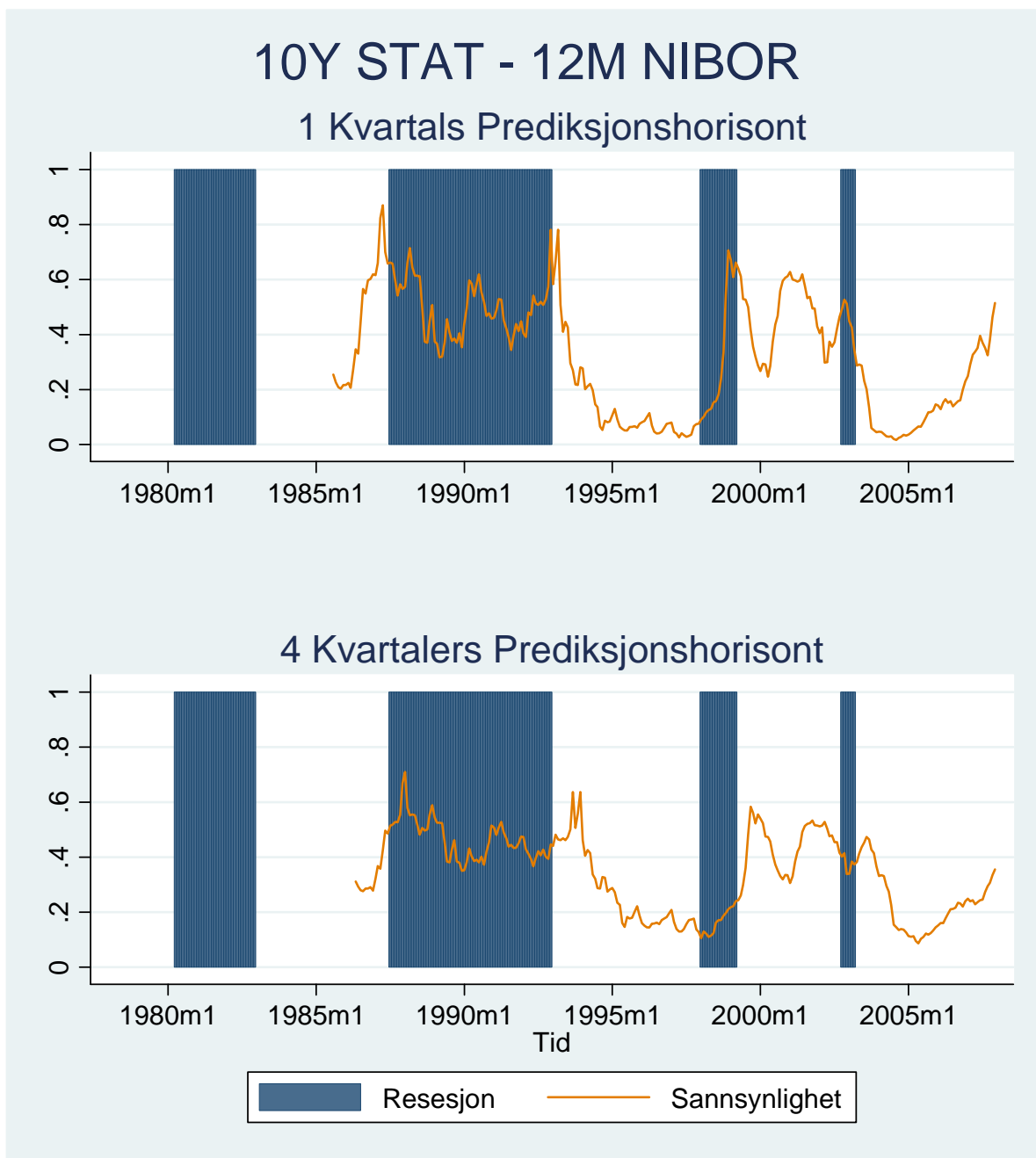
Tabell 7-1 viser at alle de estimerte koeffisientene til rentedifferansene er signifikant på 1 % -nivå, men at t-verdiene synker etter hvert som prediksjonshorisonten øker. En sammenligning med modellenes forklaringskraft, gitt ved Pseudo- R^2 , viser i hovedsak samme bilde. Rentedifferansene har en optimal prediksjonshorisont på et kvartal, og forklaringskraften synker etter hvert som horisonten øker. Av tabellen ser vi at det er rentedifferansene som inneholder tremåneders statskasseveksler, seksmåneders NIBOR og tolvmåneders NIBOR har størst forklaringskraft for tilnærmet alle prediksjonshorisonter. Likevel er det interessant å se hvor raskt forklaringskraften synker etter hvert som prediksjonshorisonten øker. Ved en ét-kvartals prediksjonshorisont har rentedifferansen som inneholder tolvmåneders NIBOR en forklaringskraft på 0.1822. Når man så øker prediksjonshorisonten til fire kvartaler, faller forklaringskraften til 0.0799. I så øyemed kan det tenkes at det norske rentemarkedet ikke er så fremoverskuende som jeg tidligere har antatt. De oppgitte Count- R^2 verdiene viser at andelen korrekte prediksjoner ligger mellom 60 og 70 prosent, noe jeg anser som lavt. På de neste sidene presenterer jeg de predikerte sannsynlighetene for resesjon, basert på rentedifferansene som inneholder tremåneders statskasseveksler, seksmåneders NIBOR og tolvmåneders NIBOR. Dette gjør jeg for å gi et bedre bilde av modellenes faktiske treffsikkerhet med hensyn på resesjonskronologien. Resultatene i tabellen viser at alle rentedifferansene har en optimal prediksjonshorisont på et kvartal, jeg velger likevel å også presentere de predikerte sannsynlighetene gitt en firekvartals prediksjonshorisont. Dette siden flere internasjonale studier oppgir denne horisonten som optimal for blant andre amerikanske data, se Estrella og Trubin (2006) og Moneta (2005). I figurene er perioder som jeg har definert som resesjoner skravert.



Figur 7-1: Rentedifferanse mellom 10-års Statsobligasjoner og 3-måneders Statskasseveksler



Figur 7-2: Rentedifferanse mellom 10-års Statsobligasjoner og 6-måneders NIBOR



Figur 7-3: Rentedifferanse mellom 10-års Statsobligasjoner og 12-måneders NIBOR

Figurene viser i stor grad det samme bildet på rentedifferansenes treffsikkerhet. Med et kvartals prediksjonshorisont treffer rentedifferansene med sannsynligheter som ligger mellom rundt 30 prosent og i underkant av 100 prosent alle de tre resesjonene som undersøkes. Den første resesjonen, i perioden tredje kvartal 1987 til fjerde kvartal 1992, blir forutsagt med mellom 60 til 80 prosents sannsynlighet av alle rentedifferansene. Dette er i og for seg oppløftende, men det er viktig å merke seg at siden tidsserien for rentedifferansene begynner i mars 1985, så er det lite trolig at starten på resesjonen ville blitt forutsagt i realtid. Den neste

resesjonen, i perioden første kvartal 1998 til første kvartal 1999, forutsis ikke av rentedifferansene før resesjonen er begynt. Det kan likevel tenkes at man ville blitt advart av rentedifferansen før økonomien som helhet hadde oppdaget at man var inne i en resesjon. Med hensyn på den siste resesjonen, i perioden fjerde kvartal 2002 til første kvartal 2003, forutsier alle rentedifferansene at økonomien beveger seg mot en resesjon med rundt 50 prosent sannsynlighet. Alle rentedifferansene feilpredikerer en resesjon i perioden tredje kvartal 2000 til tredje kvartal 2001 med mellom 40 og 60 prosent sannsynlighet. Rentedifferansene var i denne perioden meget negativ, noe som kan ha flere forklaringer. I følge Benedictow (2006) gikk den amerikanske økonomien, tett etterfulgt av OECD, inn i en lavkonjunktur i 2001 som følge av at IT-boblen sprakk. Som nevnt tidligere påpeker forfatteren her, at norsk økonomi først fulgte etter høsten 2002. I mars 2001 ble det formelt innført et inflasjonsmål for pengepolitikken i Norge, i tillegg innførte man også handlingsregelen. Usikkerheten rundt hvordan dette ville påvirke Norges Banks beslutninger, kan ha ledet til en mer turbulent periode i rentemarkedet forsterket av konjunktursignaler fra utlandet. Benedictow nevner også at kronekursen svingte kraftig på begynnelsen av 2000-tallet. Dette kan ha påvirket pengemarkedsrentene, og rentemarkedet for øvrig, i meget stor grad. Hvis man tar utgangspunkt i en modell som sier at renten inneholder en risikopremie, vil denne risikopremien øke relativt kraftig i tider med stor usikkerhet. Det er også viktig å merke seg at den skjønnsmessige resesjonsdateringen jeg har foretatt kan være feil for denne perioden. Sistnevnte er likevel en mulighet jeg legger mindre vekt på, da tre ulike historiske gjennomganger; Hodne og Grytten (2002), Benedictow (2006) og Eika (2007), ikke betegner denne perioden som en nedgangskonjunktur/resesjon. Med hensyn på de resterende periodene uten resesjon er det beroligende å se at sannsynligheten for resesjon ligger mellom 0 og 10 prosent, tilstrekkelig lavt til å ikke gi falske signaler.

Rentedifferansenes forklaringskraft ved fire kvartalers prediksjonshorisont er ikke like tillitsvekkende. Svingningene i sannsynligheten for resesjon viser i stor grad samme bilde som ved et kvartals prediksjonshorisont, men forskjøvet fremover. Sannsynligheten ligger i hele perioden mellom i underkant av 10 prosent og rundt 70 prosent, og ingen av de to siste resesjonsperiodene blir tilstrekkelig forutsagt. Siden sannsynlighetene i hovedsak bare skyves fremover, sammenlignet med sannsynlighetene ved tre måneders horisont, opplever man nå tre ganske grove feilpredikeringer. Forklaringen på denne nedgangen i treffsikkerhet er trolig sammensatt, og jeg vil derfor være forsiktig med å konkludere. Likevel er det viktig å merke seg at det norske rentemarkedet enda er ganske *ungt*. Som nevnt tidligere begynte

handelsvolumet først å ta seg opp rundt 1993, noe som kan tyde på at markedet ikke er like effisient som eksempelvis det mer utviklede amerikanske markedet. Forskning fra Norges Bank påpeker også at det norske rentemarkedet er noe lite likvid med hensyn på antall aktive aktører og handelsvolum, sammenlignet med utenlandske markeder.⁷¹ Uten å studere markedene nærmere, kan det tenkes at kapitaltilgangen blant norske aktører er tilstrekkelig stor til at man ikke trenger for eksempel et eget statlig obligasjonsmarked i like stor grad som i utlandet. Basert på denne noe kortfattede gjennomgangen kan det tenkes at det norske rentemarkedet er for lite til at forventningshypotesen holder i tilstrekkelig grad til å predikere fremtidige resesjoner. Denne diskusjonen kommer jeg tilbake til senere.

For å oppsummere resultatene fra in-sample analysen velger jeg å sammenligne mine funn med noen internasjonale undersøkelser. Ved å bruke tolv måneders NIBOR som kort rente oppnår man en Pseudo- R^2 på 0.0799 ved fire kvartalers prediksjonshorizont. På amerikanske data, med differansen mellom tiårs Treasury Bonds og tremåneders Treasury Bills som forklaringsvariabel, er tilsvarende Pseudo- R^2 lik 0.5324.⁷² For Euro-området finner Moneta (2005) en Pseudo- R^2 på 0.212⁷³, signifikant høyere enn min verdi for en prediksjonshorizont på fire kvartaler. Også Moneta finner at forklaringskraften synker etter hvert som prediksjonshorizonten øker, men først etter fem kvartaler. Likevel er funnene noe mer tvetydig for internasjonale data. For Euro-området svinger forklaringskraften mer, mens den for amerikanske data øker for prediksjonshorisonter frem til fire kvartaler, for så og avta igjen. Funnene i tabell 7-1 viser at ingen av rentedifferansene har overveldende treffsikkerhet utover en ét-kvartals prediksjonshorizont, gitt den resesjonsdateringen jeg har valgt å bruke. Likevel kan det argumenteres at en ledetid på et kvartal er nok, hvis indikatoren man bruker gir robuste prediksjoner. Dette gjelder i alle fall hvis man bruker indikatoren sammen med andre indikatorer som viser samme tendens med hensyn på den økonomiske utviklingen. For en sentralbank vil en ledetid på et kvartal trolig ikke gi nok tid til å snu utviklingen, men den kan få tid til å tilpasse pengepolitikken slik at fallet dempes. I så øyemed er modellens robusthet og dens treffsikkerhet i realtid kritiske faktorer. Før jeg tester sistnevnte ved bruk av out-of-sample estimeringer, velger jeg derfor å kontrollere robustheten til resultatene mine.

⁷¹ Eitrheim og Klovland (2007)

⁷² Egne beregninger med bakgrunn i et oppdatert datasett fra Estrella (2008). Probitmodellen er estimert for perioden mars 1985 til desember 2005 med fire kvartalers prediksjonshorizont. Se Appendix 2 for alle resultatene.

⁷³ Moneta (2005) bruker gjennomsnittrenter for Euro-området som forklaringsvariabel og estimerer probitmodellen for perioden første kvartal 1970 til andre kvartal 2002. *Merk: Moneta (2005) bruker en pseudo- R^2 som avviker noe fra McFadden's pseudo- R^2 . Jeg er likevel tilbøyelig til å tro at dette ikke påvirker sammenligningen i nevneverdig grad. For flere detaljer se Moneta (2005).*

Først vil jeg teste modellene for autokorrelasjon, som anbefalt av Dueker (1997). Her velger jeg å gå videre med de tre rentedifferansene som jevnt over har best treffsikkerhet for flest prediksjonshorisonter; differansene som inneholder tremåneders statskasseveksler, seksmåneders NIBOR, og tolvmåneders NIBOR.

7.1.1 Autokorrelasjon

Dueker (1997) argumenterer for at man bør tilpasse probitmodellen slik at den tar hensyn til autokorrelasjonsstrukturen i venstresidevariabelen. Rent intuitivt er jeg tilbøyelig til å tro at sannsynligheten for resesjon påvirkes av om det har vært resesjon i foregående kvartal eller ikke. Som nevnt i metodekapittelet foreslår Dueker at man løser dette ved å inkludere venstresidevariabelen lagget som forklaringsvariabel. For å undersøke dette estimerer jeg probitmodellen for de tre rentedifferansene med høyest forklaringskraft fra tabell 7-1:

$$P(\text{Resesjon}_t = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{Rentespread}_{t-k} + \beta_2 \text{Resesjon}_{t-k}) \quad (\text{B})$$

I denne tilnærmingen til autokorrelasjon velger jeg å lagge venstresidevariabelen med like mange kvartaler som rentedifferansen. Dette gjøres i hovedsak av to grunner; for å kunne sammenligne mine resultater med Dueker (1997) og fordi resesjonsdateringer virker med et tidsetterslep i realtid. Med hensyn på sistnevnte kan det tenkes at et lag på et kvartal er for lite til at økonomien har observert at man er inne i en resesjon, jeg velger likevel å teste modellen også for en ét-kvartals prediksjonshorison. Dueker finner at inkluderingen av resesjonsdummyen lagget øker forklaringskraften til rentedifferansen for prediksjonshorisonter opp til tre kvartaler.

Tabell 7-2: Pseudo-R² og Count-R² for Probitmodellene med Lagget Venstresidevariabel

Modell (B)	Probit med spread og lag'et venstresidevariabel som forklaringsvariabler							
	Prediksjonshorizont i kvartal, sample: mars 1985 til juni 2007							
Spread	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=7	k=8

Differansen mellom 10-års Statsobligasjoner og Statskasseveksler (Treasury Bills)**3-måneders TB**

<i>Pseudo-R²</i>	0.6182	0.3864	0.2696	0.1776	0.1128	0.0887	0.0731	0.0709
<i>Count-R²</i>	0.932	0.863	0.815	0.766	0.727	0.728	0.672	0.635
<i>z - stat</i>	(-0.98)	(-0.50)	(0.12)	(-0.45)	(-1.50)	(-1.98)	(-2.56)	(-3.47)

Differansen mellom 10-års Statsobligasjoner og Valutaswaper (NIBOR)**6-måneders NIBOR**

<i>Pseudo-R²</i>	0.6092	0.3774	0.2604	0.1698	0.1068	0.0806	0.0685	0.0624
<i>Count-R²</i>	0.929	0.857	0.807	0.756	0.724	0.700	0.662	0.650
<i>z - stat</i>	(-0.34)	(-0.41)	(-0.21)	(-0.74)	(-1.66)	(-1.92)	(-2.11)	(-2.59)

12-måneders NIBOR

<i>Pseudo-R²</i>	0.6211	0.3950	0.2742	0.1846	0.1242	0.1006	0.0779	0.0642
<i>Count-R²</i>	0.932	0.862	0.813	0.764	0.733	0.722	0.682	0.653
<i>z - stat</i>	(-1.47)	(-1.78)	(-1.29)	(-1.55)	(-2.33)	(-2.68)	(-2.80)	(-3.22)

* *z - statistics er her oppgitt for rentespredden, z - statistics til den lag'ete resesjonsdummyen viser at denne er signifikant på 1%-nivå ved alle prediksjonshorisonter.*

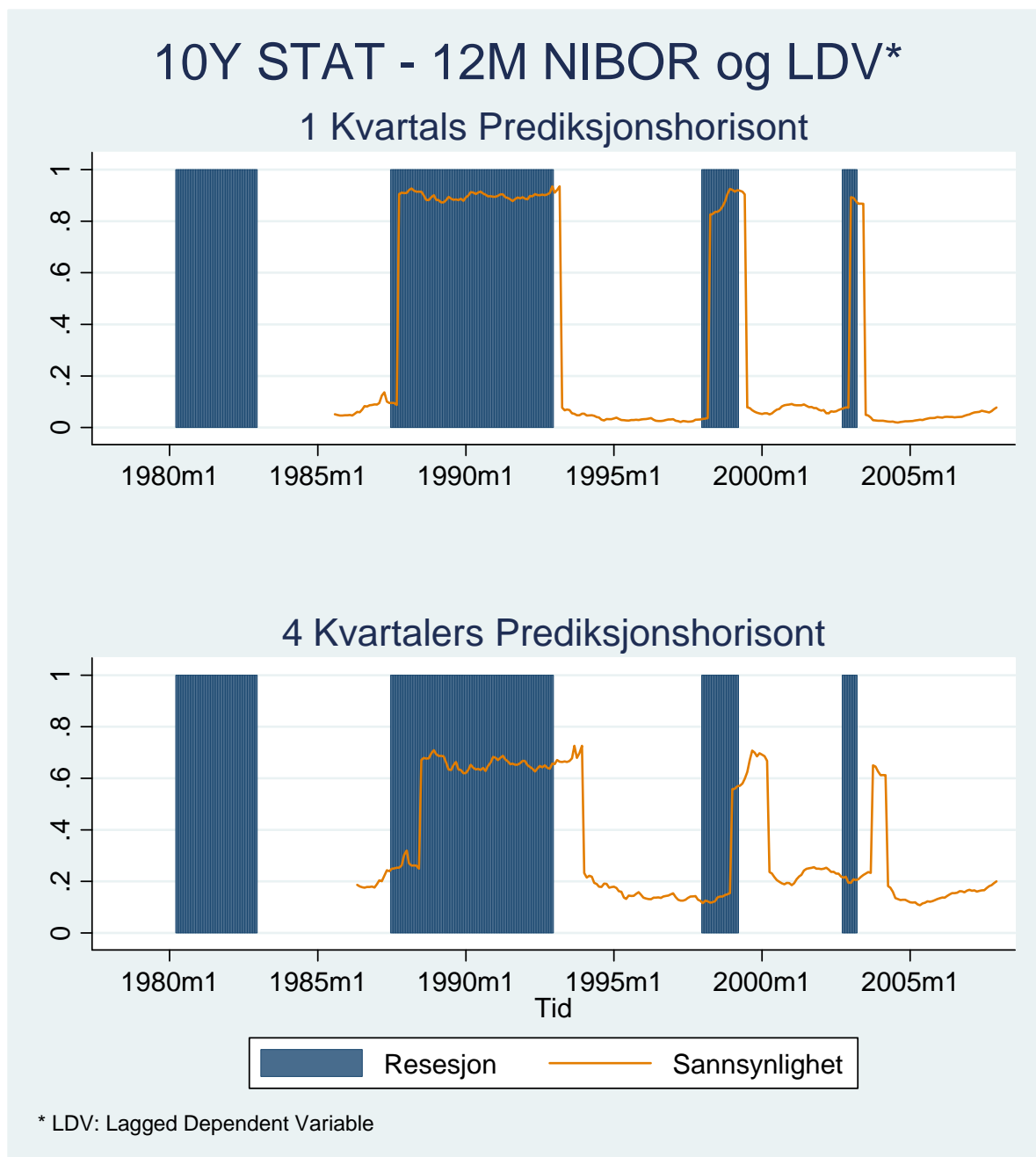
** *Koeffisienter som er signifikant på 1%-nivå er uthevet i tabellen.*

Tabell 7-2: Pseudo-R² og Count-R² for Probitmodellene med Lagget Venstresidevariabel

Koeffisientene til den laggete venstresidevariabelen er statistisk signifikant sammen med alle rentedifferansene og ved alle prediksjonshorisonter. I motsetning til Dueker, finner jeg at inkluderingen av resesjonsdummyen lagget, reduserer forklaringskraften til rentedifferansen for tilnærmet alle prediksjonshorisonter. Dette ledet meg til å estimere tilsvarende modeller som Dueker på amerikanske data for å sjekke at modellene mine var konsistent, noe jeg fikk bekreftet.⁷⁴ Forklaringen på hvorfor treffsikkerheten til rentedifferansene reduseres, er jeg noe usikker på. Jeg er tilbøyelig til å tro at rentedifferansen i seg selv inneholder for lite forklaringskraft til å overgå og/eller sameksistere med den laggete resesjonsdummyen. Dette kan komme av tidligere nevnte forhold, som et lite likvid rentemarked eller lignende. Av tabell 7-2 ser man videre at det er rentedifferansen mellom ti års statsobligasjoner og tolv måneders NIBOR som er "mest" signifikant sammen med den laggete resesjonsdummyen for alle prediksjonshorisonter. Man ser også at rentedifferansens signifikans øker etter hvert

⁷⁴ Se Appendiks 3 for resultatene fra estimeringene.

som prediksjonshorizonten øker, noe som er som forventet, siden det er lite trolig at viten om at økonomien var inne i en resesjon åtte kvartaler tilbake påvirker markedets forventninger til fremtiden. Figur 7-4 viser sannsynligheten for resesjon tre måneder og tolv måneder frem i tid, in-sample.



Figur 7-4: Rentedifferanse mellom 10-års Statsobligasjoner og 12-måneders NIBOR og Lagget venstresidevariabel (LDV)

For å sjekke modell B sin forklaringskraft beregnes noen alternative Pseudo-R² verdier. I tabell 7-3 oppgis disse verdiene utregnet ved bruk av ligning 5.10, McFadden's Pseudo-R². For de tre ulike rentedifferansene beregnes modell B sin forklaringskraft utover forklaringskraften til modell A (merket (B) / (A)), og utover en probitmodell med kun konstanten og venstresidevariabelen lagget (merket (B) / (C)).

$$P(\text{Resesjon}_t = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{Rentespread}_{t-k} + \beta_2 \text{Resesjon}_{t-k}) \quad (\text{B})$$

$$P(\text{Resesjon}_t = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{Rentespread}_{t-k}) \quad (\text{A})$$

$$P(\text{Resesjon}_t = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{Resesjon}_{t-k}) \quad (\text{C})$$

Tabell 7-3: Pseudo-R²

Modell (A-C)	(B) Probit med spread og lag'et venstresidevariabel som forklaringsvariabler							
	(A) Probit med konstant og spread							
	(C) Probit med konstant og lag'et venstresidevariabel							
	Prediksjonshorisont i kvartal, sample: mars 1985 til juni 2007							
Spread	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=7	k=8

Differansen mellom 10-års Statsobligasjoner og Statskasseveksler (Treasury Bills)

3-måneders TB

(B) / (A)	0.5347	0.3105	0.2197	0.1318	0.0608	0.0357	0.0163	0.0035
(B) / (C)	0.0104	0.0076	0.0109	0.0174	0.0325	0.0450	0.0617	0.0871

Differansen mellom 10-års Statsobligasjoner og Valutaswaper (NIBOR)

6-måneders NIBOR

(B) / (A)	0.5342	0.3038	0.2049	0.1185	0.0519	0.0303	0.0195	0.0098
(B) / (C)	0.0118	0.0181	0.0237	0.0338	0.0518	0.0627	0.0933	0.1252

12-måneders NIBOR

(B) / (A)	0.5366	0.2943	0.1949	0.1138	0.0502	0.0283	0.0138	0.0039
(B) / (C)	0.0226	0.0263	0.0220	0.0307	0.0498	0.0625	0.0717	0.0856

Tabell 7-3: Pseudo-R²

Av tabell 7-3 går det enda klarer frem at man ved å inkludere resesjonsdummyen lagget som forklaringsvariabel (i tillegg til rentedifferansen) oppnår signifikant høyere forklaringskraft enn ved å kun bruke rentedifferansen lagget som forklaringsvariabel. Dette gjelder som nevnt

tidligere hovedsakelig ved prediksjonshorisonter frem til fire kvartaler. Samtidig er det interessant å merke seg at modellen med både resesjonsdummyen og rentedifferansen lagget kun innehar marginalt mer forklaringskraft enn en modell med kun resesjonsdummyen lagget. Begge disse sammenhengene endrer seg noe etter hvert som prediksjonshorisonten øker. Ved horisonter over fem kvartaler har modellen med både rentedifferansen og resesjonsdummyen lagget tilnærmet samme forklaringskraft som modellen med kun rentedifferansen lagget. Samtidig viser det seg at modellen med kun resesjonsdummyen lagget mister forklaringskraft i forhold til modellen med både rentedifferansen og resesjonsdummyen lagget ved horisonter over fem kvartaler. I så øyemed kunne man bli ledet til å tro at rentedifferansens forklaringskraft øker ved prediksjonshorisonter over fem kvartaler, men, av tabell 7-1 kommer det klart frem at dette ikke er tilfelle.

Jeg er meget usikker med hensyn på i hvilken grad dette påvirker de overordnede resultatene mine, men funnene viser uansett at det fins svakheter ved de enkle modellene jeg estimerer. Tabell 7-1 og de tilhørende figurene viser at rentedifferansen likevel innehar noe forklaringskraft, og jeg velger på denne bakgrunn å også teste de estimerte koeffisientenes stabilitet. Tanken er at hvis modellene er korrekt spesifisert så bør de estimerte koeffisientene være tilnærmet stabil etter at et visst antall observasjoner er inkludert i samplet. Siden de tre rentedifferansene jeg til nå har undersøkt i hovedsak gir samme resultater, velger jeg å kun konsentrere meg om differansene som inneholder tremåneders statskasseveksler og tolv måneders NIBOR.

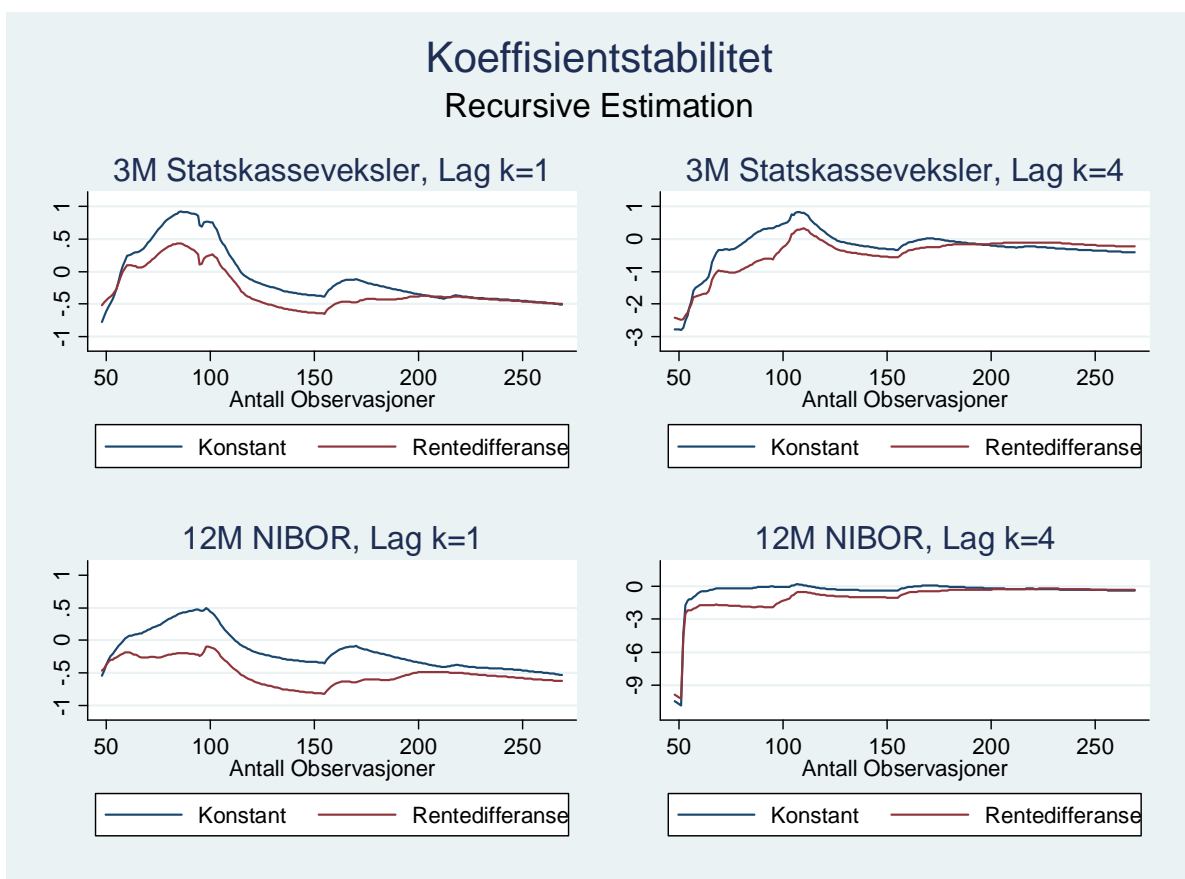
7.1.2 Kontroll av koeffisientenes stabilitet⁷⁵

For å kontrollere koeffisientenes stabilitet velger jeg å estimere modellene ved bruk av *recursive estimation*. Dette innebærer at jeg begynner med et sample bestående av observasjoner fra mars 1985 til mars 1990⁷⁶, samplet utvides så ved å inkludere en måned av gangen (starttidspunktet holdes fast). Probitmodellene estimeres for hver ny måned. Som nevnt, er tanken at hvis modellene er korrekt spesifisert så bør de estimerte koeffisientene være tilnærmet stabil etter at et visst antall observasjoner er inkludert. Egne undersøkelser på amerikanske data viser at koeffisientene begynner å stabilisere seg etter rundt 120

⁷⁵ For en gjennomgang av ulike tester med hensyn på koeffisientstabilitet, se Chu et al (1995).

⁷⁶ Periodelengden er satt skjønnsmessig.

observasjoner, tilsvarende 10 år.⁷⁷ Gitt at koeffisientene stabiliserer seg etter X antall observasjoner også på norske data, vil jeg bruke denne intervallstørrelsen som utgangspunkt for out-of-sample prediksjonene. Dette baserer jeg på antagelsen om at out-of-sample prediksjonene blir mer konsistent hvis koeffisientene i utgangspunktet er stabil. Slik unngår jeg også støy i målet på out-of-sample treffsikkerhet som skyldes at for få observasjoner er inkludert i estimeringen. Figurene under viser endringen i verdiene på koeffisientene etter hvert som flere observasjoner inkluderes i estimeringene. Som nevnt tidligere viser in-sample analysen at optimal prediksjonshorisont er et kvartal for både differansen mellom tiårs statsobligasjoner og NIBOR med tolv måneders løpetid og differansen mellom tiårs statsobligasjoner og statskasseveksler med tre måneders løpetid. Jeg velger likevel å også teste stabiliteten til koeffisientene for en firekvartalers prediksjonshorisont siden dette er den mest brukte horisonten i undersøkelser på internasjonale data.



Figur 7-5: Koeffisientstabilitet, Recursive Estimation

⁷⁷ Se Appendiks 4 for en visuell fremstilling av koeffisientene estimert på amerikanske data.

Av figur 7-5 ser man at β -koeffisienten stabiliserer seg etter maksimalt 100 observasjoner, tilsvarende litt over 8 år. Det viser seg også at det tar noe mer tid før koeffisientene stabiliserer seg ved ét-kvartals prediksjonshorisont. Dette er noe uventet sammenlignet med mine tidligere funn med hensyn på optimal prediksjonshorisont. Koeffisientene til modellen med rentedifferansen som inneholder tolv måneders NIBOR, lagget tolv måneder, som forklaringsvariabel stabiliserer seg allerede ved rundt 55 observasjoner. Det er for så vidt betryggende å se at koeffisientene faktisk stabiliserer seg, selv om dette ikke er noe bevis på at modellen faktisk har god treffsikkerhet. For å få et bedre sammenligningsgrunnlag vil jeg i den videre analysen estimere probitmodeller med andre indikatorer som forklaringsvariabler. Før jeg gjør dette vil jeg forsøke å øke den enkle modellens forklaringskraft ved å inkludere døgnlånsrenten som forklaringsvariabel. Wright (2006) finner at inkluderingen av *the federal funds rate* øker modellens forklaringskraft både in-sample og out-of-sample for prediksjonshorisonter fra to til seks kvartaler.

7.1.3 En utvidelse av den enkle probitmodellen

Wright (2006) oppnår bedre forklaringskraft in-sample og bedre prediksjonskraft out-of-sample ved å inkludere "the federal funds rate"⁷⁸ i den opprinnelige probitmodellen med kun rentedifferansen som forklaringsvariabel. Det nærmeste substituttet for federal funds rate i Norge er *døgnlånsrenten*, som er renten på overnattelån i Norges Bank. Tidsserien for døgnlånsrenten er tilgjengelig fra mars 1984. Jeg bruker samme horisont som tidligere; mars 1985 til juni 2007. Modellene som estimeres er av formen:

$$P(\text{Resesjon}_t = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{Rentespread}_{t-k} + \beta_2 \text{Døgnlånsrente}_{t-k}) \quad (\text{D})$$

Som Wright (2006) velger også jeg å lagge døgnlånsrenten med likt antall kvartaler som rentedifferansen. Jeg er i utgangspunktet tilbøyelig til å tro at døgnlånsrenten er en dårlig predikator på fremtidige resesjoner i Norge. Dette gjelder spesielt for perioden før sommeren 1993, da Norges Bank brukte denne renten for å styre renteutviklingen og valutakursen. Rentefastsettelsen i sentralbanken virker med noe tidsetterslep siden banken ønsker å være tilnærmet helt sikker med hensyn på de faktiske økonomiske forholdene før den interagerer.

⁷⁸ Dette er den renten bankene i USA betaler til hverandre for å låne kapital "over natten".

Det er nettopp denne viten som leder meg til å tro at døgnlånsrenten, i alle fall for tidligere nevnte periode, heller sleper etter konjunkturutviklingen enn leder den. Med bakgrunn i dette kunne man testet modellene, og da spesielt døgnlånsrenten, for strukturelle skift rundt 1993. Siden slike tester er noe tidkrevende ser jeg meg nødt til å anbefale dem for videre forskning.

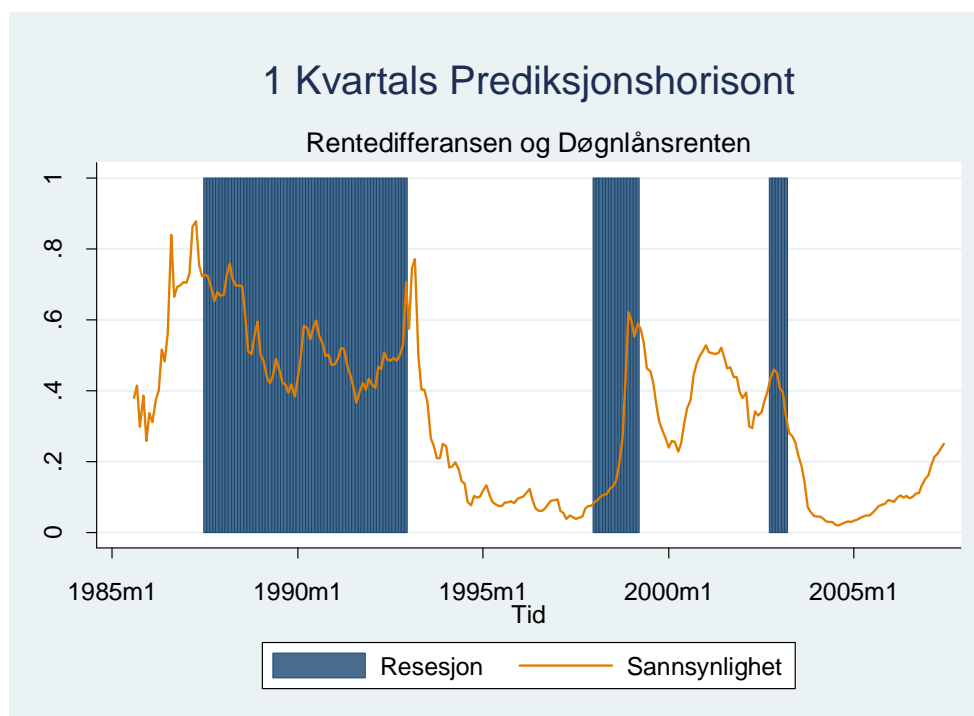
Tabell 7-4: Estimering av den utvidete Probitmodellen, In-sample

Modell (D)	Probit med rentedifferanse og nivået på døgnlånsrenten som forklaringsvariabler							
	Prediksjonshorisont i kvartal							
	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=7	k=8
<i>Pseudo-R</i> ²	0.1971	0.1671	0.1536	0.1766	0.2408	0.2939	0.3461	0.3855
<i>Count-R</i> ²	0.711	0.708	0.735	0.736	0.769	0.798	0.824	0.851
<i>t-stat</i>								
Rentedifferanse	(-3.54)	(-2.21)	(-0.18)	(1.13)	(2.43)	(3.00)	(3.41)	(3.74)
Døgnlånsrente	(2.12)	(2.60)	(3.52)	(4.08)	(5.83)	(6.07)	(5.95)	(5.98)

* Koeffisienter som er signifikant på 1%-nivå er uthevet i tabellen

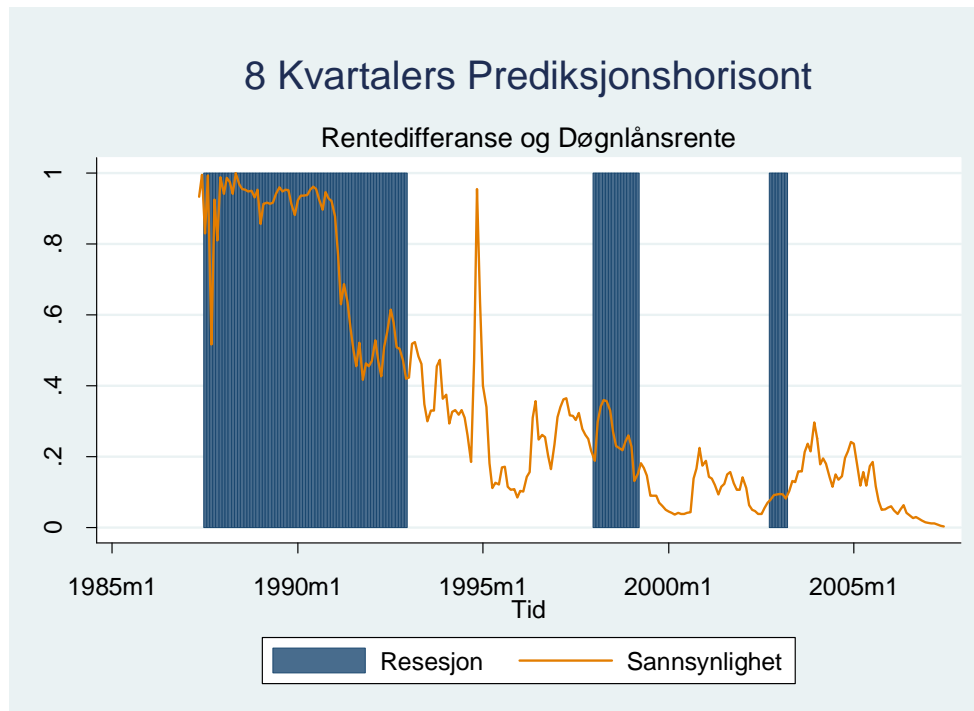
Tabell 7-4: Estimering av den utvidete Probitmodellen, In-sample

Tabell 7-4 viser at inkluderingen av døgnlånsrenten øker forklaringskraften til modellen for alle prediksjonshorisonter. Likevel ser vi at økningen bare kan betegnes som marginal for de to korteste horisontene, en og to kvartaler. Her er det viktig å merke seg at McFadden's *Pseudo-R*² ikke straffer modellen for å inkludere flere forklaringsvariabler. I så øyemed kan det tenkes at forklaringskraften øker som en følge av selve inkluderingen, og ikke som følge av at døgnlånsrenten innehar ekstra forklaringskraft. Likevel ser vi at andelen korrekte prediksjoner, gitt ved *Count-R*², øker i forhold til benchmark-verdiene i tabell 7-1. Nå ligger denne andelen mellom 70 og 85 prosent, sammenlignet med 60 og 70 prosent for den enkle modellen med kun rentedifferansen som forklaringsvariabel. Det er også interessant å se at *Count-R*² verdiene øker etter hvert som prediksjonshorisonten øker, i utgangspunktet tyder dette på at modellen predikerer mindre feil for lengre horisonter. For å kontrollere dette velger jeg å vise resultatene grafisk. Her presenterer jeg de predikerte sannsynlighetene for resesjon gitt en et kvartals og en åttekvartalers prediksjonshorisont. Disse horisontene er valgt på bakgrunn av funnet av optimal prediksjonshorisont på et kvartal for rentedifferansen, og at den utvidete modellen har størst forklaringskraft for en åttekvartalers prediksjonshorisont.



Figur 7-6: Den utvidete Probitmodellen, 1 Kvartalers Prediksjonshorisont

Figuren viser i hovedsak samme bilde som figur 7-3. De predikerte sannsynlighetene treffer de tre resesjonene, med kun en feilpredikering i perioden tredje kvartal 2000 til tredje kvartal 2001. I forhold til figur 7-3, ligger sannsynligheten for resesjon lavere for hele tidsperioden. Dette er ikke som forventet med bakgrunn i den tilsynelatende økte forklaringskraften til den utvidete modellen. På bakgrunn av dette er jeg tilbøyelig til å tro at økningen i forklaringskraft kun skyldes at McFadden's Pseudo- R^2 ikke straffer modellen for inkluderingen av døgnlånsrenten som forklaringsvariabel. Ved å undersøke de predikerte sannsynlighetene for resesjon ved åttekvartalers prediksjonshorisont, blir denne antagelsen forsterket.



Figur 7-7: Den utvidete Probitmodellen, 8 Kvartalers Prediksjonshorizont

Som vi ser av figur 7-7, treffer de predikerte sannsynlighetene bare den første resesjonen. Vi ser også at vi nå har en feilprediksjon for perioden andre kvartal 1994 til andre kvartal 1995, hvor sannsynligheten for resesjon ligger i underkant av 100 prosent. Det er interessant å se at de lavere Count-R² verdiene trolig kommer av at modellen generelt predikerer lave sannsynligheter for resesjon. Siden resesjonsdummyen består av relativt flere 0 enn 1 fører dette til at feilprediksjonene blir regnet som mindre. På denne bakgrunn bør man altså tolke Count-R² verdiene med forsiktighet, og helst sjekke de predikerte verdiene visuelt. I sum leder disse resultatene meg til å utelukke inkluderingen av døgnlånsrenten som ekstra forklaringsvariabel som et reelt alternativ for å øke den *faktiske* forklaringskraften. Jeg er tilbøyelig til å tro at dette i alle fall gjelder så lenge man ikke tester for strukturelle skift i tidsserien. Gjennomgangen i dette delkapitlet viser i hovedsak at den enkle probitmodellen med kun rentedifferansen som forklaringsvariabel overgår den utvidete modellen. Siden forklaringskraften til de enkle modellene likevel er noe lav, er det fordelaktig å også teste forklaringskraften til et utvalg andre indikatorer. For å kunne sammenligne resultatene mine med internasjonale undersøkelser, har jeg valgt å teste noen indikatorer som andre finner er signifikant med hensyn på å forutsi fremtidige resesjoner.

7.1.4 Sammenligning med andre indikatorer

Flere tidligere studier på internasjonale data finner at rentedifferansens forklaringskraft på fremtidige resesjoner klart overgår forklaringskraften til ulike andre indikatorer. Av analysen over har det vist seg at forklaringskraften til den norske rentedifferansen er noe dårligere enn forklaringskraften til sammenlignbare rentedifferanser fra andre land. Med hensyn på dette vil det være interessant å teste om forklaringskraften til den norske rentedifferansen faktisk overgår forklaringskraften til ulike andre norske indikatorer. Moneta (2005) finner at "the Composite Leading Indicator" (CLI), en ledende indikator publisert av OECD, har signifikant forklaringskraft på fremtidige resesjoner ved korte prediksjonshorisonter. Dueker (1997) finner at rentedifferansen overgår blant andre den prosentvise veksten i M2, mens Estrella og Mishkin (1998) finner at aksjeprisene har signifikant forklaringskraft for prediksjonshorisonter på en til tre kvartaler. Moneta (2005) og Estrella og Mishkin (1998) tester også forklaringskraften til den kvartalsvise veksten i BNP, hvorpå de finner at denne er størst for en prediksjonshorisonter på et kvartal. Siden jeg benytter meg av månedsdata, er kvartalsvis vekst i BNP mindre aktuell. Jeg har derfor valgt å heller teste forklaringskraften til den prosentvise månedlige endringen i industriproduksjon. Her spiller selvfølgelig realtidsproblematikken inn.⁷⁹ Jeg velger likevel å teste denne indikatoren, selv om den trolig vil ha lite signifikans out-of-sample sammenlignet med indikatorer som publiseres uten tidsetterslep. Jeg velger også å teste forklaringskraften til NIBOR med tolv måneders løpetid og statsobligasjoner med ti års løpetid. Dette gjør jeg for å sjekke om rente i seg selv innehar forklaringskraft på fremtidige resesjoner som overgår forklaringskraften til differansen mellom dem. Analysen som foretas er utelukkende in-sample, dette er gjort for å bedre kunne sammenligne med de nevnte studiene.

⁷⁹ Se kapittel 6.1.1.

Tabell 7-5: Andre indikatorer

Variabel	Kilde	Periode	Antall observasjoner
CLI	www.oecd.org	januar 1986 - juni 2007	258
OBX	Thomson DataStream	januar 1987 - juni 2007	246
M2	Thomson DataStream	januar 1986 - juni 2007	258
Industriproduksjon	Thomson DataStream	januar 1986 - juni 2007	258
NIBOR 12M	www.norges-bank.no	mars 1985 - juni 2007	268
STAT 10Y	www.norges-bank.no	mars 1985 - juni 2007	268

* For mer informasjon om de ulike indikatorene se Appendiks 5

Tabell 7-5: Andre indikatorer

Probitmodellene jeg estimerer er av formen:

$$P(\text{Resesjon}_t = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 X_{t-k}) \quad (\text{E})$$

Hvor X viser til den indikatoren som inngår i modellen ved estimering. Dette er i utgangspunktet samme modell, som (A), med det unntak at jeg bytter ut rentedifferansen med de ulike indikatorene. Probitmodellene estimeres for samme periode som tidligere, mars 1985 til juni 2007 der dette er mulig. Ellers estimeres modellene for de periodene som er oppgitt i tabell 7-6.

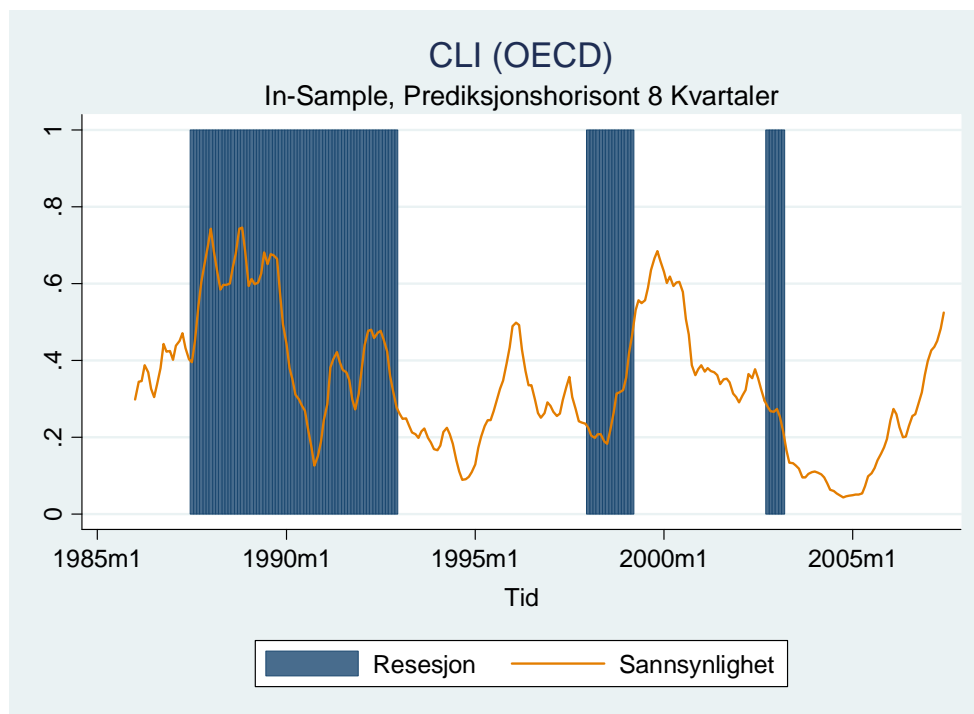
Tabell 7-6: Pseudo-R² og Count-R² for andre indikatorer, In-sample

Modell (E)	Standard probit med ulike indikatorer							
	Prediksjonshorisont i kvartal							
Indikator	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=7	k=8
OBX	0.0164	0.0044	0.0000	0.0000	0.0009	0.0028	0.0030	0.0025
Count-R ²	0.669	0.649	0.648	0.657	0.665	0.674	0.683	0.692
t - stat	(-2.19)	(-1.16)	(-0.01)	(-0.04)	(0.47)	(0.83)	(0.84)	(0.77)
M2	0.0015	0.0012	0.0063	0.0012	0.0052	0.0023	0.0001	0.0007
Count-R ²	0.663	0.663	0.667	0.663	0.663	0.663	0.663	0.663
t - stat	(-0.62)	(0.59)	(1.36)	(0.60)	(-1.16)	(-0.81)	(-0.14)	(0.45)
CLI	0.0019	0.0030	0.0206	0.0390	0.0528	0.0689	0.0937	0.1058
Count-R ²	0.663	0.663	0.655	0.667	0.663	0.698	0.705	0.698
t - stat	(-0.82)	(1.02)	(2.60)	(3.57)	(4.12)	(4.76)	(5.70)	(6.17)
Industriprod.	0.0000	0.0002	0.0007	0.0000	0.0006	0.0002	0.0000	0.0001
Count-R ²	0.657	0.653	0.649	0.645	0.640	0.640	0.648	0.657
t - stat	(-0.05)	(0.24)	(0.49)	(-0.09)	(0.37)	(0.22)	(0.09)	(0.11)
NIBOR 12M	0.2127	0.2225	0.2268	0.2352	0.2611	0.2946	0.3117	0.3298
Count-R ²	0.760	0.773	0.790	0.815	0.809	0.810	0.808	0.806
t - stat	(7.53)	(7.71)	(7.76)	(7.84)	(8.20)	(8.59)	(8.75)	(9.12)
STAT 10Y	0.1510	0.1750	0.2003	0.2206	0.2512	0.2931	0.3211	0.3461
Count-R ²	0.697	0.765	0.793	0.810	0.831	0.853	0.851	0.833
t - stat	(6.70)	(7.16)	(7.57)	(7.85)	(8.34)	(9.04)	(9.46)	(9.99)

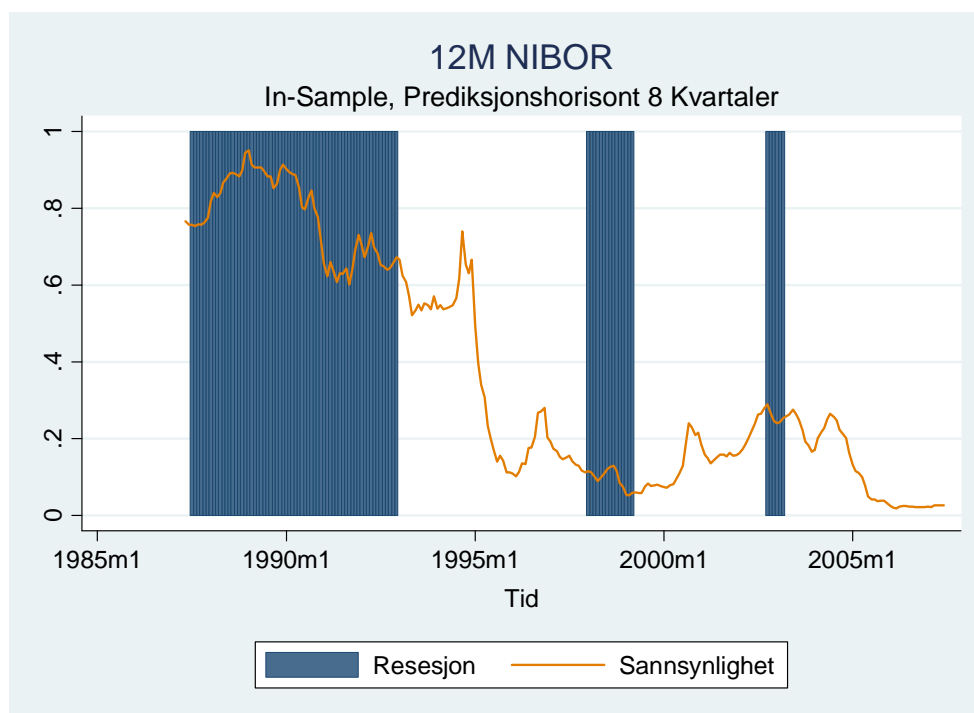
* Koeffisienter som er signifikant på 1%-nivå er uthevet i tabellen.

Tabell 7-6: Pseudo-R² og Count-R² for andre indikatorer, In-sample

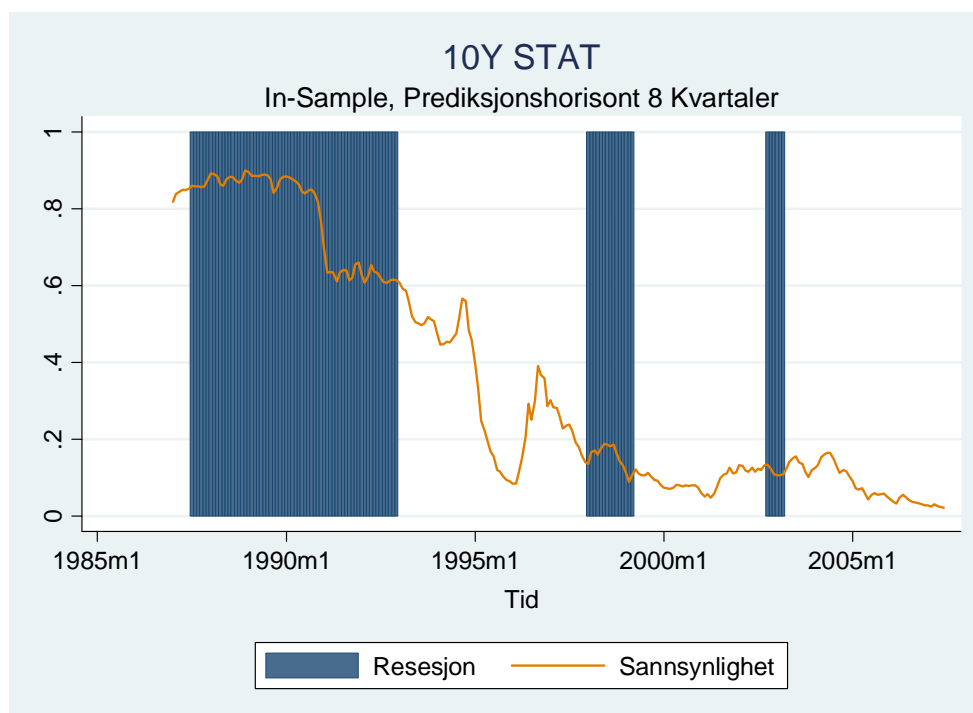
Med unntak av rentepapirene, er det ingen av indikatorene som overgår rentedifferansen med hensyn på prediksjonskraft. Det er også interessant å se at det kun er to indikatorer som er statistisk signifikant; prosentvis endring i OBX ved ét-kvartals prediksjonshorisont og CLI ved prediksjonshorisonter over to kvartaler. Selv om koeffisientene er signifikant har modellene meget lave Pseudo-R² verdier. Det er bare CLI som er i nærheten av like høy forklaringskraft som rentedifferansen, men en visuell sjekk viser at sannsynlighetene bommer helt. Det samme gjelder i stor grad også for rentepapirene. Figurene på de neste sidene viser sannsynligheten for resesjon som predikert av CLI, NIBOR med tolv måneders løpetid og statsobligasjoner med ti års løpetid, in-sample. Sannsynlighetene er kalkulert med bakgrunn i en åtte kvartalers prediksjonshorisont, da dette i følge tabell 7-6 er optimalt for de tre indikatorene.



Figur 7-8: CLI (OECD); In-sample, Prediksjonshorisont 8 Kvartaler



Figur 7-9: 12-måneders NIBOR; In-sample, Prediksjonshorisont 8 Kvartaler



Figur 7-10: 10-års Statsobligasjoner; In-sample, Prediksjonshorisont 8 Kvartaler

Av figurene ser vi at modellene på tross av høy forklaringskraft, ikke greier å forutsi noen av resesjonene med sikkerhet.

Analysen viser i hovedsak at rentedifferansen, på tross av til dels dårlig treffsikkerhet, overgår alle de andre testede indikatorene med hensyn på prediksjon av fremtidige resesjoner. Dette samsvarer i utgangspunktet med internasjonale undersøkelser, men det er noe underlig at ingen av de andre indikatorene treffer. Alternativt kunne jeg også testet forklaringskraften til anerkjente ledende indikatorer for norske konjunkturførhold. Da jeg likevel har basert meg på indikatorer som har truffet bra i internasjonale undersøkelser, beror dette på tilgjengeligheten av konsistente dataserier og tidsbegrensingen ved oppgaven. Det kan tenkes at indikatorene treffer dårlig på bakgrunn av at jeg benytter feil resesjonskronologi. Dette er likevel noe jeg, som nevnt tidligere, ikke tror er plausibelt, siden resesjonsdummyen er satt med bakgrunn i ulike historiske kilder. En gjennomgang av indikatorene viser at CLI, som publisert av OECD, er basert på indikatorenes ledende egenskaper på norsk industriproduksjon. Siden industriproduksjonens andel av totalt BNP er synkende, og resesjonskronologien min i noen grad er basert på produksjonsgapet i BNP for fastlands-Norge, er jeg tilbøyelig til å tro at dette kan påvirke CLI sin evne til å forutsi resesjoner. Dette gjelder mest sannsynlig også for industriproduksjon som selvstendig indikator. Det kan tenkes at treffsikkerheten til

rentepapirene blir påvirket av trenden i tidsseriene. Jeg har derfor estimert modellene ved å bruke den naturlige logaritmen til rentene, med samme resultat som vist i tabell 7-6 og figur 7-9 til 7-10. Jeg er derfor tilbøyelig til å tro at rentene innehar signifikant forklaringskraft, men ikke nok til at de alene kan forutsi fremtidige resesjoner. Som nevnt tidligere er resesjonsdateringen en viktig kritisk faktor i probitmodellene mine. Siden det for Norge ikke fins noen anerkjent konjunkturkronologi, tilsvarende NBER sin kronologi for USA, er det fordelaktig å teste rentedifferansens prediksjonskraft på resesjonsdefinisjoner og -kronologier fra andre kilder.

7.1.5 Alternative resesjonsdateringer

Som nevnt fins det ingen anerkjent resesjonskronologi for Norge. Dette gjør at mine resesjonsdateringer er en viktig kritisk faktor ved modellestimeringene. Hvis resesjonene er datert feil, vil heller ikke rentedifferansene kunne forutsi dem. På denne bakgrunn velger jeg å teste rentedifferansenes prediksjonskraft på fire ulike resesjonsdateringer. Den første resesjonskronologien er hentet fra Camacho et al (2005); merket (I). Her bruker forfatterne Bry-Boschan metoden på industriproduksjon for å identifisere klassiske konjunktursyklus i blant annet Norge.⁸⁰ Den andre resesjonskronologien er basert på en metode foreslått av Edvinsson (2005); merket (II). Her defineres en periode som resesjon hvis den årlige veksten ligger under 1 prosent. Siden jeg bruker kvartalsvise BNP-tall, implementerer jeg en tilnærming som innebærer å definere resesjoner som perioder hvor den kvartalsvise veksten i BNP for fastlands-Norge er mindre eller lik 0.25 prosent. Her bruker jeg også regelen som tilsier at veksten må være mindre eller lik grenseverdien i to sammenhengende kvartal for å bli betegnet som en periode med resesjon. Den tredje konjunkturkronologien er basert på en metode foreslått av Funke (1997); merket (III). Her definerer forfatteren en resesjonsperiode som en periode med minst to sammenhengende kvartaler med negativ vekst i reelt BNP. Altså en noe mer restriktiv tilnærming enn Edvinsson (2005). Den siste resesjonskronologien er hentet fra Johansen og Eika (2000); merket (IV). Denne kronologien er presentert tidligere, og strekker seg frem til konjunkturtoppen i tredje kvartal 1998. På bakgrunn av dette har jeg benyttet meg av samme metode som Johansen og Eika, og slik funnet den påfølgende konjunkturbunnen i september 2003. De fire resesjonskronologiene er presentert i tabell 7-7.

⁸⁰ Bry og Boschan (1971) utviklet en nå anerkjent metode for konjunkturanalyse som består av en algoritme som isolerer lokale minimums- og maksimumspunkter i tidsserien, underlagt rasjonelle restriksjoner med hensyn på ekspansjons- og kontraksjonsfasens lengde og varighet.

Tabell 7-7: Ulike Resesjonsdateringer

Resesjoner	Camacho (I)	Edvinsson (II)	Funke (III)	Johansen (IV)
1980-tallet				
P	80.02	81.03	81.06	80.03
T	80.07	81.09	81.12	83.03
P	81.07	81.12	82.03	
T	82.10	82.09	82.12	
P		87.12	88.03	
T		89.09	88.09	
1990-tallet				
P	97.10	89.12	90.03	86.09
T	99.04	90.06	90.09	92.12
P		90.09		
T		91.06		
2000-tallet				
P	00.10	01.03	01.06	98.03
T	01.05	01.09	01.12	03.09**
P	02.02	01.12	02.12	
T	03.04*	02.06	03.06	
P		02.09		
T		03.03		

- *P = Peak (konjunkturopp), T = Through (konjunkturbunn)*

* *Dato for konjunkturbunnen er hentet fra Rabl (2004)*

** *Dato for konjunkturbunn er basert på egne beregninger*

Tabell 7-7: Ulike Resesjonsdateringer

De ulike resesjonskronologiene testes ved å estimere fire ulike probitmodeller med de ulike rentedifferansene som forklaringsvariabel, in-sample:

$$P(\text{Metode I}_t = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{Rentspread}_{t-k}) \quad (\text{F})$$

$$P(\text{Metode II}_t = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{Rentspread}_{t-k}) \quad (\text{G})$$

$$P(\text{Metode III}_t = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{Rentspread}_{t-k}) \quad (\text{H})$$

$$P(\text{Metode IV}_t = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{Rentspread}_{t-k}) \quad (\text{I})$$

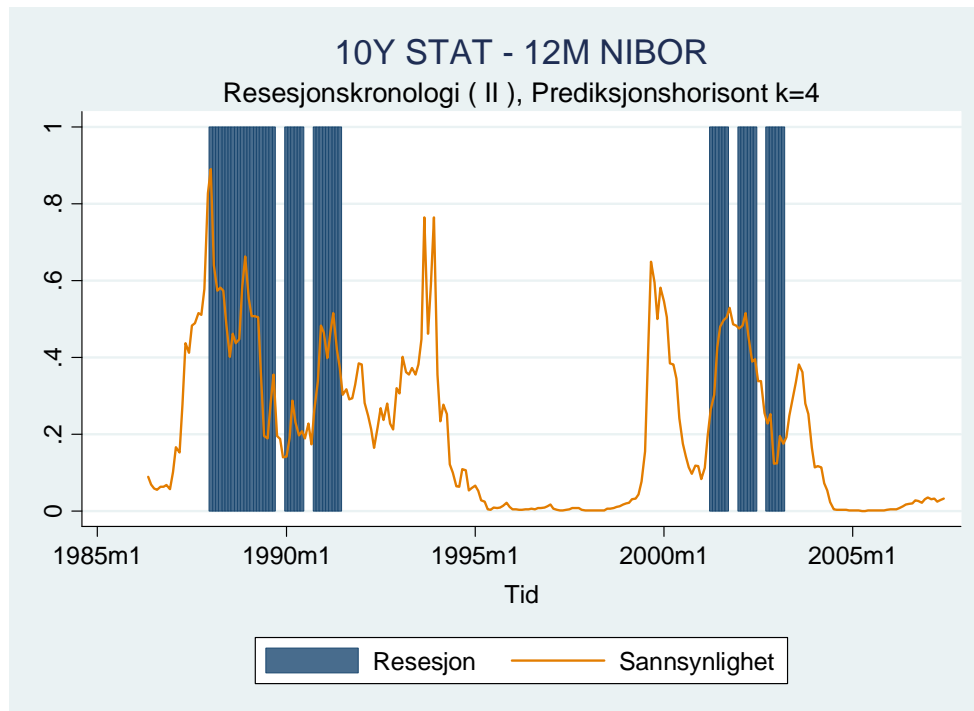
Resultatene er gjengitt i tabell 7-8 på neste side.

Tabell 7-8: Pseudo-R² for ulike Resesjonsdateringer

Modell (F-I)		Standard probit							
		Prediksjonshorisont i kvartal, sample: mars 1985 til juni 2007							
Spread		k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=7	k=8
Differansen mellom 10-års Statsobligasjoner og Statskasseveksler (Treasury Bills)									
3-måneders TB									
<i>Pseudo-R²</i>	(I)	0.0162	0.0001	0.0171	0.0370	0.0290	0.0170	0.0069	0.0010
	(II)	0.1092	0.1400	0.1386	0.1731	0.1806	0.1645	0.1858	0.1972
	(III)	0.0690	0.1188	0.1099	0.0622	0.0621	0.0657	0.0662	0.0988
	(IV)	0.4017	0.3559	0.3069	0.2479	0.1944	0.1639	0.1387	0.1067
6-måneders TB									
<i>Pseudo-R²</i>	(I)	0.0080	0.0000	0.0164	0.0383	0.0368	0.0260	0.0167	0.0008
	(II)	0.0993	0.1230	0.1327	0.1552	0.1553	0.1465	0.1568	0.1600
	(III)	0.0661	0.1032	0.0919	0.0599	0.0567	0.0573	0.0585	0.0764
	(IV)	0.2728	0.2610	0.2304	0.1873	0.1457	0.1197	0.0984	0.0730
9-måneders TB									
<i>Pseudo-R²</i>	(I)	0.0640	0.0222	0.0000	0.0078	0.0104	0.0057	0.0023	0.0001
	(II)	0.1364	0.1603	0.1801	0.2055	0.1882	0.1694	0.1779	0.1704
	(III)	0.1285	0.2007	0.1659	0.1139	0.1038	0.0915	0.0840	0.1047
	(IV)	0.4626	0.4446	0.3722	0.2798	0.2013	0.1520	0.1179	0.0831
12-måneders TB									
<i>Pseudo-R²</i>	(I)	0.0781	0.0356	0.0021	0.0029	0.0069	0.0041	0.0023	0.0003
	(II)	0.1465	0.1668	0.1990	0.2162	0.1893	0.1730	0.1735	0.1592
	(III)	0.1502	0.2222	0.1788	0.1345	0.1188	0.0995	0.0896	0.1012
	(IV)	0.4606	0.4605	0.3863	0.2854	0.2009	0.1464	0.1100	0.0752
Differansen mellom 10-års Statsobligasjoner og Valutaswaper (NIBOR)									
3-måneders NIBOR									
<i>Pseudo-R²</i>	(I)	0.0208	0.0001	0.0187	0.0332	0.0281	0.0175	0.0075	0.0010
	(II)	0.1035	0.1076	0.0970	0.1302	0.1353	0.1247	0.1213	0.1066
	(III)	0.0762	0.1276	0.0938	0.0478	0.0577	0.0628	0.0496	0.0537
	(IV)	0.3528	0.2971	0.2449	0.1751	0.1241	0.0927	0.0690	0.0428
6-måneders NIBOR									
<i>Pseudo-R²</i>	(I)	0.0245	0.0011	0.0129	0.0304	0.0266	0.0162	0.0079	0.0019
	(II)	0.1387	0.1530	0.1497	0.1870	0.1858	0.1788	0.1689	0.1460
	(III)	0.0992	0.1740	0.1313	0.0749	0.0810	0.0779	0.0652	0.0709
	(IV)	0.4612	0.4089	0.3455	0.2584	0.1894	0.1451	0.1140	0.0771
12-måneders NIBOR									
<i>Pseudo-R²</i>	(I)	0.0274	0.0042	0.0049	0.0223	0.0251	0.0164	0.0083	0.0029
	(II)	0.1635	0.1926	0.2159	0.2668	0.2520	0.2421	0.2319	0.2005
	(III)	0.1239	0.2117	0.1716	0.1186	0.1205	0.0974	0.0796	0.0906
	(IV)	0.5056	0.4752	0.4111	0.3088	0.2234	0.1689	0.1338	0.0918

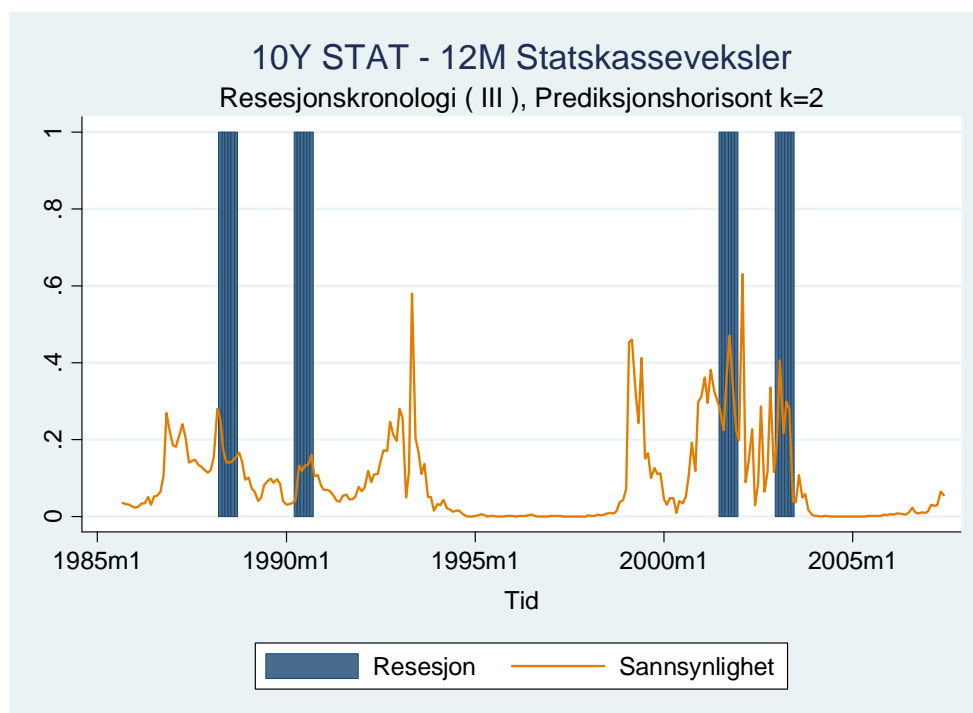
Tabell 7-8: Pseudo-R² for Ulike Resesjonsdateringer

Av tabell 7-8 ser vi at det kun er resesjonskronologi (I), basert på svingningene i industriproduksjon, som ikke tilfører ny informasjon. Disse resultatene kan tyde på at denne konjunkturindikatoren ikke i tilstrekkelig grad speiler utviklingen i resten av økonomien, her gitt ved forventningene til aktørene i rentemarkedet. Metode (II) og (III) er i grove trekk kun omtrentlige mål på konjunkturutviklingen. Dette understrekes også av NBER (2003), som utaler at de *ikke* definerer en resesjon med bakgrunn i to sammenhengende kvartaler med nedgang i reelt BNP. Likevel ser vi at begge resesjonskronologiene tilfører ny informasjon i større eller mindre grad for ulike prediksjonshorisonter. Med hensyn på resesjonskronologi (II), har rentedifferansen mellom statsobligasjoner med ti års løpetid og NIBOR med tolv måneders løpetid høyest Pseudo- R^2 ; 0.2668 for en prediksjonshorisonter på fire kvartaler. For resesjonskronologi (III), er det rentedifferansen mellom statsobligasjoner med ti års løpetid og statskasseveksler med tolv måneders løpetid som har høyest forklaringskraft; 0.2222 ved en prediksjonshorisonter på to kvartaler. Av tabellen kommer det også klart frem at det er resesjonskronologi (IV) som tilfører mest ny informasjon. Her ligger Pseudo- R^2 verdiene signifikant over verdiene fra tabell 7-1 for tilnærmet alle prediksjonshorisonter. Vi ser også at rentedifferansen mellom statsobligasjoner med ti års løpetid og NIBOR med tolv måneders løpetid overgår alle de andre rentedifferansene for prediksjonshorisonter ut til seks kvartaler. Før jeg diskuterer mulige årsaker til resultatene i tabell 7-8, er det fordelaktig å presentere sannsynligheten for resesjon visuelt. Her velger jeg å fokusere på resesjonskronologi (II), (III) og (IV), og presenterer rentedifferansene med høyest forklaringskraft gitt hver kronologi.



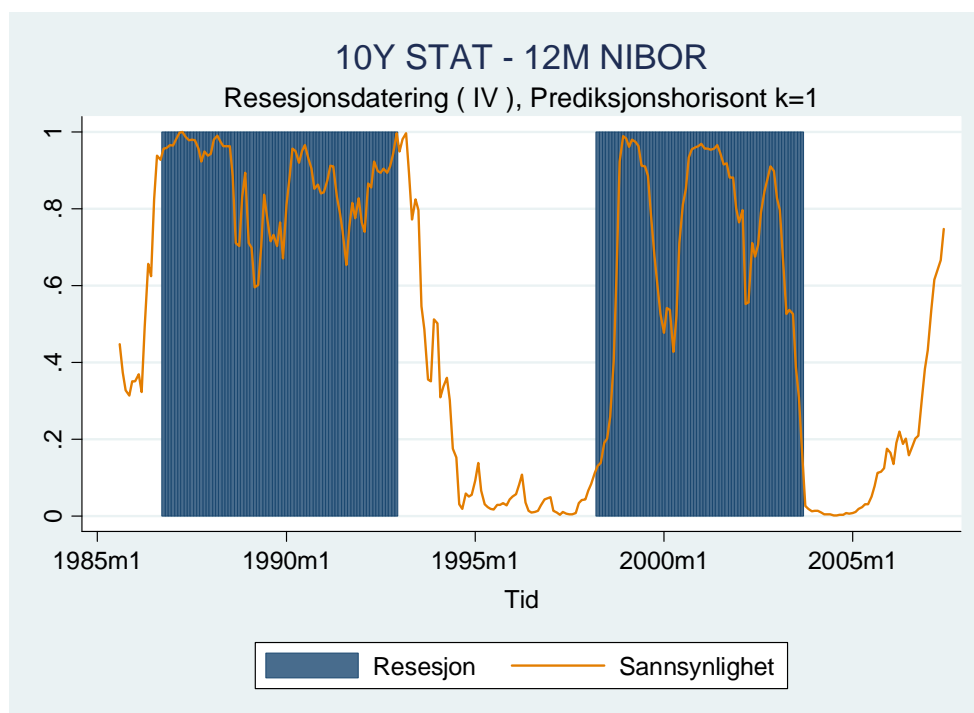
Figur 7-11: Rentedifferanse mellom 10-års Statsobligasjoner og 12-måneders NIBOR, Resesjonskronologi (II), Prediksjonshorisont 4 Kvartaler

Figur 7-11 viser at selv med $Pseudo-R^2$ på 0.2668, så treffer de predikerte sannsynlighetene fra modell (G) til dels dårlig. Det samme gjør seg gjeldende også for de andre rentedifferansene og prediksjonshorisontene. I denne sammenheng er det viktig å huske at McFadden's $Pseudo-R^2$ måler den fulle modellens forklaringskraft sammenlignet med en modell med kun konstanten. I så øyemed sier $Pseudo-R^2$ bare at rentedifferansene tilfører modellene forklaringskraft utover konstanten.



Figur 7-12: Rentedifferanse mellom 10-års Statsobligasjoner og 12-måneders Statskasseveksler, Resesjonskronologi (III), Prediksjonshorisont 2 Kvartaler

Figur 7-12 viser i stor grad det samme som figur 7-11. Likevel ser vi at rentedifferansen mellom statsobligasjoner med ti års løpetid og statskasseveksler med tolv måneders løpetid treffer de to siste resesjonene med sannsynlighet rundt 40 prosent. På tross av dette vil jeg være forsiktig med å konkludere med hensyn på treffsikkerhet. Dette kommer av de mange feilpredikeringene og at modellen bommer på de to første resesjonene. Resesjonskronologi (II) og (III) er i utgangspunktet rene matematiske regler, som ikke åpner for skjønn. Av denne grunn har jeg vanskelig for å tro at resesjonsdateringsteknikkene vil være konsistent over lengre tid. Jeg tror også at mange historikere vil så tvil rundt den mangelfulle datering av den sterke nedgangskonjunktoren i perioden våren 1987 til vinteren 1992, ofte omtalt som den kraftigste siden 2. verdenskrig. Diskusjonen over gjør seg også gjeldende for de andre rentedifferansene og prediksjonshorisontene.



Figur 7-13: Rentedifferanse mellom 10-års Statsobligasjoner og 12-måneders NIBOR, Resesjonskronologi (IV), Prediksjonshorisont 1 Kvartal

Av figur 7-13 ser vi at rentedifferansen mellom statsobligasjoner med ti års løpetid og NIBOR med tolv måneders løpetid treffer overraskende bra. For de to lange resesjonene ligger sannsynligheten i intervallet 40 til 100 prosent. Vi ser at resesjonsdateringen til Johansen og Eika definerer hele perioden fra mars 1998 til september 2003 som en resesjon. Dette fører til at inverteringen av yield-kurven i perioden tredje kvartal 2000 til tredje kvartal 2001 nå predikerer en resesjon. Dette i stedet for en feilpredikert resesjon som i den skjønnsmessige resesjonskronologien. Jeg er tilbøyelig til å tro at det er akkurat denne forskjellen som gir rentedifferansene signifikant økt forklaringskraft på resesjonskronologi (IV). I så øyemed vil den økte forklaringskraften til modellene kun bero på om denne perioden kan defineres som en resesjon. Med bakgrunn i diskusjonen på side 77 og den generelle gjennomgangen av historiske kilder i kapittel 6.2.2, velger jeg å tro at det blir feil å definere hele den nevnte perioden, mars 1998 til september 2003, som en resesjon. Noe slikt kommer da heller ikke frem i de andre resesjonskronologiene som er presentert her.

Analysen i kapittel 7.1 viser at rentedifferansen har noe evne til å forutsi fremtidige resesjoner, med en optimal prediksjonshorisont på et kvartal. Ulike tester av modellenes robusthet viser likevel at den enkle modellen innehar noen svakheter, da spesielt med hensyn

på autokorrelasjonsstrukturen i venstresidevariabelen. En sammenligning med et utvalg andre indikatorer viser på tross av dette at rentedifferansens treffsikkerhet med hensyn på å forutsi fremtidige resesjoner ikke overgås. Dette er på linje med internasjonale studier. Jeg kontrollerer også rentedifferansenes prediksjonskraft på et utvalg andre resesjonskronologier. Her finner jeg at rentedifferansens prediksjonskraft øker for en resesjonskronologi basert på dateringer av topp- og bunnpunkt i produksjonsgapet for fastlands-Norge. Basert på en gjennomgang av historiske kilder, velger jeg likevel å tro at den resesjonskronologien som jeg har basert analysen på er mer korrekt, da denne trolig gjenspeiler de *faktiske* forholdene i økonomien. Analysen i kapittel 7-1 gir likevel bare et bilde av hvor godt rentedifferansen forutsier de historiske resesjonene basert på alle observasjonene av differansen, og det hefter også en del problemer med denne estimeringsmetoden. Inoue og Kilian (2002) peker på to hovedproblemer ved in-sample estimering; forklaringskraften man oppnår in-sample viser en tendens til å være upålitelig i nærvær av umodellerte strukturelle skift, og som et resultat av *data mining*.⁸¹ Eller som Granger (1990, side 3) sier det; ”*One of the main worries about the present methods of model formulation is that the specification search procedure produces models that fit the data spuriously well, and also makes standard techniques of inference unreliable*”. In-sample estimeringene sier altså lite om hvor godt rentedifferansen virker som predikator på resesjoner i realtid. For å teste denne sammenhengen, og for å løse problemene nevnt over, kan man estimere modellene out-of-sample. Denne metoden, også kalt out-of-sample forecasting, innebærer at man estimerer modellen frem til et gitt tidspunkt, hvor på man bruker koeffisientene til å kalkulere sannsynligheten for resesjon k -kvartaler frem i tid.

⁸¹ *Data mining* er et begrep som beskriver en situasjon hvor forskeren bygger modellen slik at den best passer til de innsamlede dataene, for slik å oppnå høyest mulig forklaringskraft.

7.2 Rentedifferansens prediksjonskraft, Pseudo Out-of-Sample⁸²

For å teste rentedifferansenes *virkelige* forklaringskraft, det vil si evnen til å forutsi resesjoner i realtid etter at modellen er estimert, er det vanlig å bruke out-of-sample forecasting. Denne metoden innebærer at man estimerer modellen frem til et gitt tidspunkt, hvor på man bruker koeffisientene til å kalkulere sannsynligheten for resesjon k -kvartaler frem i tid. På denne måten bruker man kun den informasjonen som var tilgjengelig for aktørene i markedet i realtid til å predikere sannsynligheten for resesjon.

Stock og Watson (2003) anbefaler en fremgangsmåte som innebærer å begynne med en liten del av hovedsamplet, for eksempel ti eller femten prosent av alle observasjonene.

1. Estimer modellen for det nedkortede samplet
2. Bruk koeffisientene til å kalkulere sannsynligheten for resesjon k -kvartaler frem i tid
3. Utvid samplet med en måned og gjenta steg 1 og 2
4. Steg 1 til 3 gjentas til man når slutten av hovedsamplet

Ved å følge denne fremgangsmåten får man en tidsserie bestående av sannsynligheten for resesjon på et hvert tidspunkt, t , som predikert av rentedifferansen k -kvartaler tilbake i tid.

Eksempel:

Jeg ønsker å teste rentedifferansens out-of-sample treffsikkerhet 12 måneder frem i tid.

- Probitmodellen estimeres for perioden mars 1985 til mars 1990.
- Koeffisientene brukes til å kalkulere sannsynligheten for resesjon i mars 1991.
- Samplet utvides med en måned, og probitmodellen estimeres for perioden mars 1985 til april 1990.
- Koeffisientene brukes til å kalkulere sannsynligheten for resesjon i april 1991.
- Fremgangsmåten gjentas til samplet inneholder alle observasjonene mellom mars 1985 og juni 2007. Den siste prediksjonen gjelder da for juni 2008.

⁸² Pseudo fordi man forsøker å predikerer fremtidige hendelser som allerede har inntruffet.

For å sjekke rentedifferansens treffsikkerhet out-of-sample bruker jeg ”Root mean squared forecast error” (RMSFE). Dette målet på treffsikkerhet kan sammenlignes med standardavviket til feilledet, bortsett fra at RMSFE eksplisitt fokuserer på feilprediksjonene gitt ved de estimerte koeffisientene:

$$\text{RMSFE} = \sqrt{\frac{1}{T^*} \sum_{t=1}^{T^*} E \left[\left(Y_t - \hat{Y}_{t-k} \right)^2 \right]}, \quad (7.1)$$

hvor T^* er totalt antall pseudo out-of-sample prediksjoner, Y_t er den faktiske verdien på resesjonsvariabelen på tidspunkt t , og \hat{Y}_{t-k} er den predikerte sannsynligheten for resesjon på tidspunkt t gitt all tilgjengelig informasjon til og med tidspunkt $t-k$. Med andre ord, $Y_t - \hat{Y}_{t-k}$, er differansen mellom den faktiske verdien på resesjonsvariabelen og den predikerte sannsynligheten for resesjon. I tilfeller hvor modellen treffer perfekt, vil differansen være 0, og tilsvarende vil $\text{RMSFE}=0$. Siden dette målet på treffsikkerhet er avhengig av at man observerer de faktiske verdiene av Y_t , beregnes RMSFE kun frem til juni 2007, som er den siste tilnærmet ”sikre” resesjonsdateringen i samplet.

Med bakgrunn i stabilitetstesten i kapittel 7.1.2, velger jeg å ta utgangspunkt i et delsample bestående av 84 observasjoner; det vil si perioden mars 1985 til januar 1992. Valget av denne perioden som utgangspunkt er en avveie mellom å sikre ekskludering av unødig støy i RMSFE og behovet for å inkludere mest mulig informasjon i modellene fra et tidlig tidspunkt. I så øyemed er 84 observasjoner tilnærmet gjennomsnittet av 100 observasjoner og 55 observasjoner, men rundet opp til nærmeste hele år.⁸³

⁸³ $\frac{(100+55)/2}{12} = 6.458 \approx 7$

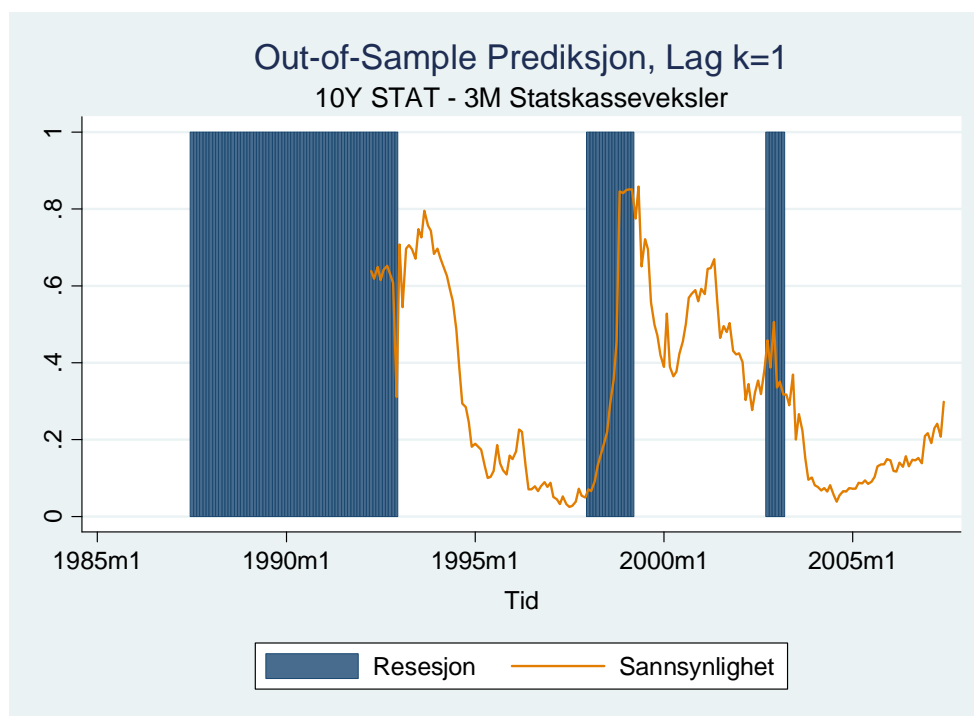
Tabell 7-9: RMSFE for Out-of-Sample Resultater

Probit med rentedifferansen som forklaringsvariabel								
Prediksjonshorisont i kvartal								
Spread	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=7	k=8
Differansen mellom 10-års Statsobligasjoner og Statskasseveksler (Treasury Bills)								
3-måneders TB								
<i>RMSFE</i>	0.4216	0.4844	0.5383	0.5758	0.5853	0.5951	0.5942	0.5780
	(183)	(180)	(177)	(174)	(171)	(168)	(165)	(162)
Differansen mellom 10-års Statsobligasjoner og Valutaswaper (NIBOR)								
12-måneders NIBOR								
<i>RMSFE</i>	0.4208	0.4666	0.5098	0.5430	0.5548	0.5140	0.5723	0.5944
	(183)	(180)	(177)	(174)	(171)	(168)	(165)	(162)

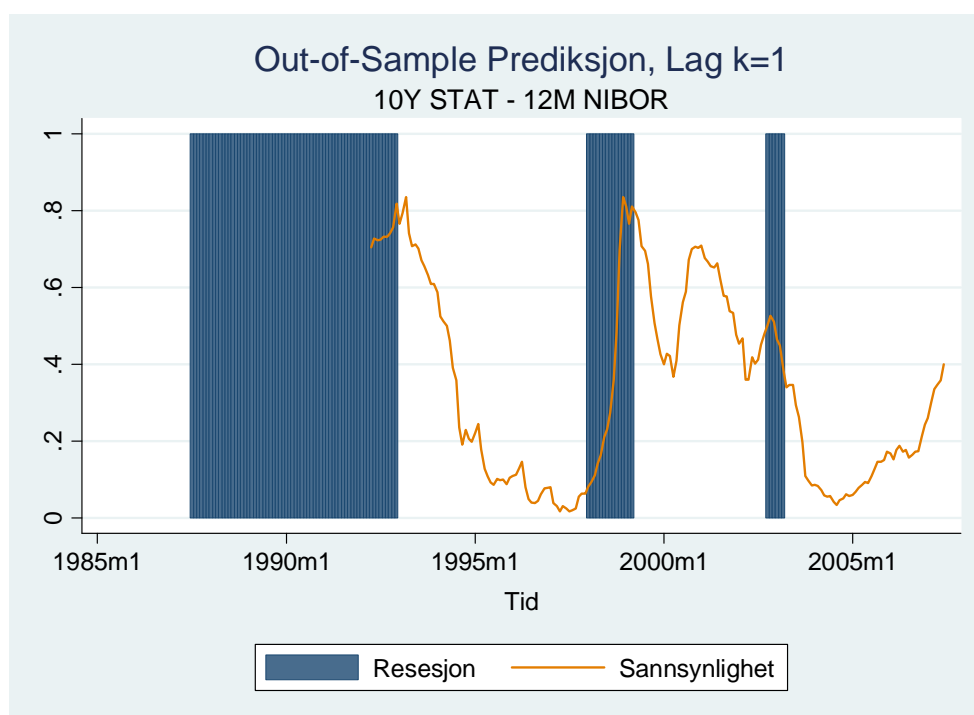
* Antall predikerte observasjoner i parentes

Tabell 7-9: RMSFE for Out-of-Sample Resultater

Tabell 7-9 viser at feilprediksjonene er minst for en prediksjonshorisont på et kvartal, noe som gjelder for begge rentedifferansene. Vi ser også at modellene predikerer mer feil etter hvert som prediksjonshorizonten øker. RMSFE-verdiene understreker de tidligere funnene av at differansen mellom tiårs statsobligasjoner og NIBOR med tolv måneders løpetid har bedre prediksjonskraft enn differansen mellom tiårs statsobligasjoner og statskasseveksler med tre måneders løpetid. Likevel viser resultatene at begge rentedifferansene er til dels dårlige prediktorer out-of-sample. Dette er i utgangspunktet som forventet da de fleste studier finner at en modells forklaringskraft reduseres ved out-of-sample forecasting. Som Count-R² verdiene, er også RMSFE utsatt for underestimering som følge av at resesjonsdummyen inneholder relativt flere 0 enn 1. På denne bakgrunn velger jeg å presentere out-of-sample sannsynlighetene for resesjon gitt en ét-kvartals og en firekvartalers prediksjonshorisont.

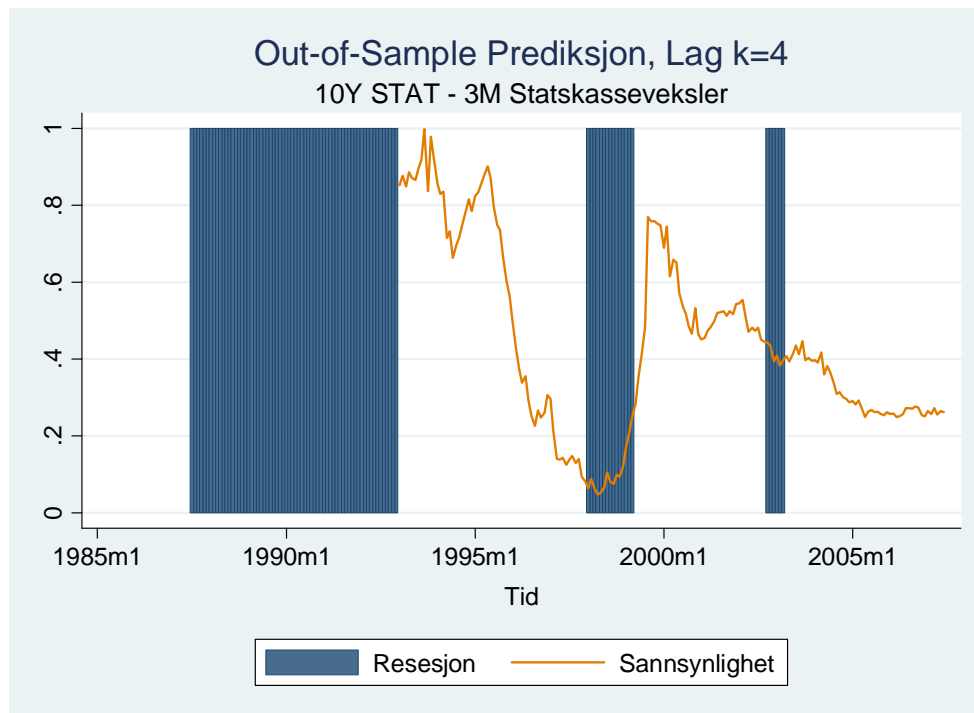


Figur 7-14: Out-of-Sample Prediksjon, Lag 1 Kvartal; Rentedifferanse mellom 10-års Statsobligasjoner og 3-måneders Statskasseveksler

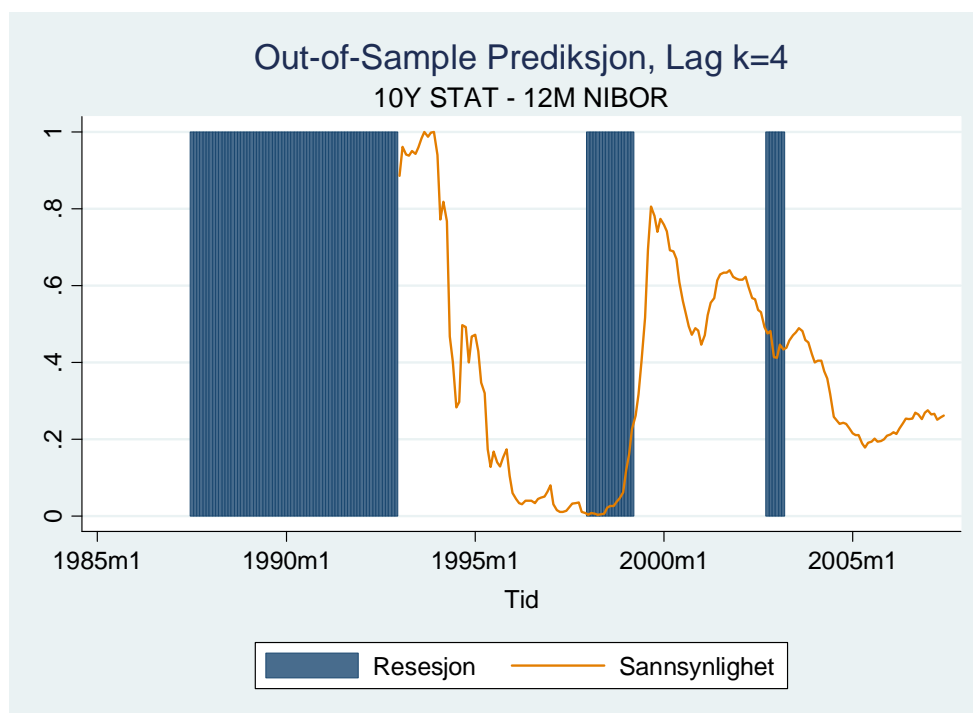


Figur 7-15: Out-of-Sample Prediksjon, Lag 1 Kvartal; Rentedifferanse mellom 10-års Statsobligasjoner og 12-måneders NIBOR

Figur 7-14 og 7-15 viser at rentedifferansen mellom tiårs statsobligasjoner og tolv måneders NIBOR har noe bedre treffsikkerhet out-of-sample enn tilsvarende for statskasseveksler med tremåneders løpetid. Funnene fra in-sample estimeringene blir i hovedsak opprettholdt, og man ser at rentedifferansene egentlig treffer overraskende godt med hensyn på at man til en hver tid kun bruker den informasjonen som ville vært tilgjengelig i realtid.



Figur 7-16: Out-of-Sample Prediksjon, Lag 4 Kvartaler; Rentedifferanse mellom 10-års Statsobligasjoner og 3-måneders Statskasseveksler

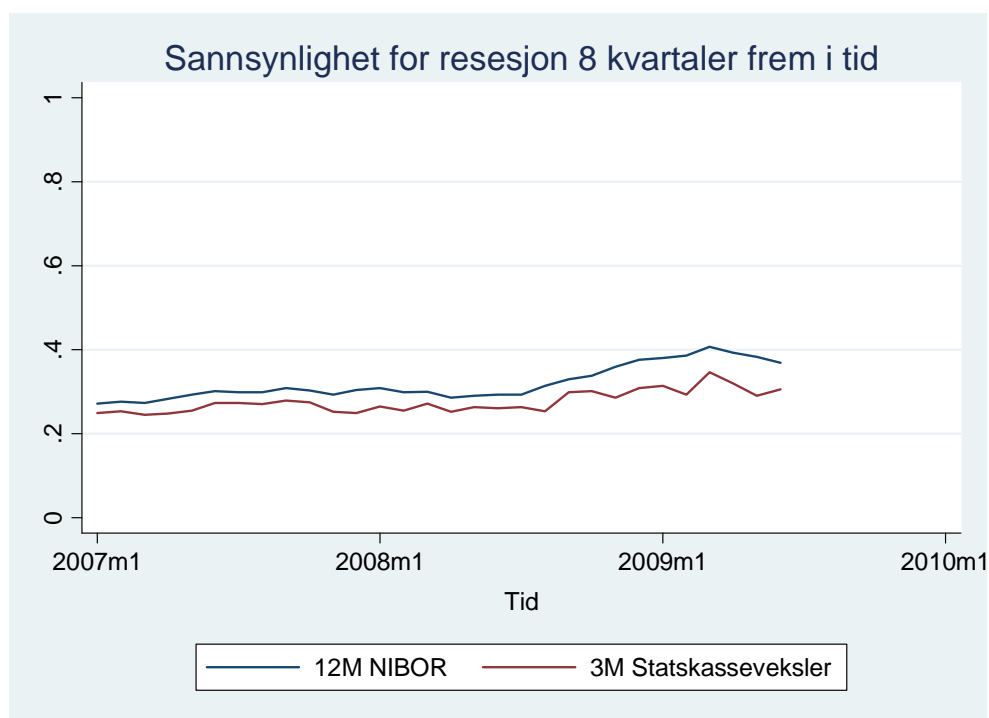


Figur 7-17: Out-of-Sample Prediksjon, Lag 4 Kvartaler; Rentedifferanse mellom 10-års Statsobligasjoner og 12-måneders NIBOR

Figur 7-16 og 7-17 viser på mange måter samme bilde som figurene fra in-sample estimeringene (figur 7-1 og 7-3). Sannsynligheten for resesjon flyttes fremover slik at de ikke treffer periodene med resesjon. I begge tilfellene fører dette til fire til dels grove feilprediksjoner. Både in-sample analysen og out-of-sample analysen viser at rentedifferansenes forklarings- og prediksjonskraft, er størst for en prediksjonshorisont på et kvartal. Det viser seg også at denne forklarings- og prediksjonskraften avtar allerede ved tokvartalers prediksjonshorisont. Disse funnene samsvarer i liten grad med funn fra internasjonale undersøkelser, og er i så øyemed noe overraskende. Samtidig er det interessant å se at man ved å kun bruke den informasjonen som ville vært tilgjengelig i realtid, kunne predikert starten på resesjonen i perioden tredje kvartal 2002 til første kvartal 2003 med en ledetid på tre måneder.

7.3 Out-of-Sample prediksjon av tiden fremover

Jeg velger å oppsummere analysedelen med å si noe om hva modellene predikerer for tiden fremover. RMSFE-verdiene i tabell 7-9 viser at gjennomsnittlig feilpredikering øker etter hvert som prediksjonshorizonten øker. Dette er i utgangspunktet lite overraskende siden det er vanskelig å forutsi hendelser som *kanskje* kommer til å skje langt frem i tid. På bakgrunn av at den siste tilnærmet sikre resesjonsdateringen gjelder for juni 2007, velger jeg å stoppe estimeringene ved denne observasjonen. Dette innebærer at jeg med noe sikkerhet kan forutsi utviklingen et kvartal frem i tid, det vil si til september 2007, jamfør figur 7-14 og 7-15. Med mye usikkerhet kan jeg også forutsi utviklingen åtte kvartaler frem i tid, det vil si til juni 2009. I henhold til tabell 7-9 må disse prediksjonene tolkes med stor forsiktighet, men jeg velger likevel å presentere dem som en kuriositet. Figur 7-18 viser sannsynligheten for resesjon, som predikert out-of-sample, gitt rentedifferansen mellom tiårs statsobligasjoner og tolv måneders NIBOR, og tremåneders statskasseveksler.



Figur 7-18: Sannsynlighet for Resesjon 8 kvartaler frem i tid

Som vi ser av figuren ligger sannsynligheten for resesjon ganske stabilt i intervallet mellom 20 og 40 prosent. Det samme gjelder i stor grad også for de andre prediksjonshorizontene.

8.0 Konklusjon

Undersøkelser på internasjonale data finner at ulike rentedifferanser har betydelig evne til å forutsi resesjoner fire kvartaler frem i tid. Enda mer interessant er det at forklaringskraften er signifikant høyere enn forklaringskraften til en mengde andre indikatorer som er antatt å være ledende på den økonomiske utviklingen. Slike undersøkelser har så vidt meg bekjent ikke vært utført før på norske data, og dette har ledet meg til å teste en rekke ulike funn fra internasjonale undersøkelser gitt norske forhold. Analysen min avdekker i hovedsak at rentedifferansenes prediksjonsevne er signifikant lavere for Norge enn for eksempelvis USA og Eurolandene. Dette var, for meg, i utgangspunktet et uventet resultat grunnet den internasjonale anerkjennelsen av rentedifferansens høye treffsikkerhet. Med hensyn på modellspesifikasjon har jeg avdekket en del potensielt kritiske svakheter. Den viktigste i så øyemed er at det ikke fins noen anerkjent resesjonskronologi for Norge. Dette gjør at en hver forsker som ønsker å undersøke norske konjunkturer, selv må datere syklusene skjønnsmessig. Forskerens egne vurderinger åpner for til dels store avvik mellom undersøkelser. Jeg vil på ingen måte påstå at min resesjonskronologi er feilfri, men jeg er tilbøyelig til å tro at det er fordelaktig å sjekke konsistensen i konjunkturdateringene ved en gjennomgang av historiske kilder. I så øyemed har jeg også vist at en metode som bare baserer seg på produksjonsgapet i BNP for fastlands-Norge i all hovedsak kun bør fungere som et utgangspunkt for en historisk gjennomgang. Gjennom analysen har jeg også avdekket at McFadden's Pseudo- R^2 , som mål på treffsikkerhet, bør tolkes med forsiktighet. Dette er i og for seg ikke noen overraskelse med bakgrunn i Aldrich og Nelson (1984) sine advarsler, men likevel et moment som kan være lett å glemme. Med hensyn på rentedifferansens treffsikkerhet viser det seg at optimal prediksjonshorisont er et kvartal frem i tid. Dette resultatet gjelder for både in-sample og out-of-sample estimeringer. Jeg finner da også at rentedifferansen har noe prediksjonsevne ved nevnte horisont, til og med out-of-sample. Likevel domineres denne treffsikkerheten av autokorrelasjonsstrukturen i resesjonskronologien, noe som jeg er tilbøyelig til å tro viser signifikante svakheter ved modellen. For å unngå problemene ved *data mining* bør man være forsiktig med å bare tolke de resultatene som viser klar signifikans. Jeg ønsker derfor å vektlegge resultatene som helhet, og finner da at rentedifferansen har dårlig evne til å forutsi fremtidige resesjoner i Norge. Det kan være en rekke ulike årsaker til dette, men hovedgrunnen er trolig det norske rentemarkedets unge alder. Den statlige styringen av markedet opphørte, på papiret, rundt

1985, men det var først i 1993 at handelsvolumet begynte å øke. Samtidig peker blant andre Eitrheim og Klovland (2007) på at det norske rentemarkedet er relativt lite sammenlignet med internasjonale markeder. Med bakgrunn i disse opplysningene kan det tenkes at aktørene fremdeles er i en tilpasningsfase, og at forventningsdelen i rentene vil styrke seg i årene som kommer. En historisk gjennomgang av hendelser i rentemarkedet viser også at markedet har vært utsatt for til dels store skift i løpet av tiden etter dereguleringen. Her kan man nevne bankkrisen i perioden 1988-1992, Norges Banks forsøk på å styre valutakursutviklingen ved hjelp av renten, Norges Banks kraftige øking av styringsrenten på begynnelsen av 2000-tallet, innføringen av inflasjonsmålet og handlingsregelen, og de siste kvartalenes subprime-krise i USA som har forplantet seg til de europeiske kredittmarkedene. I sum kan disse hendelsene ha skygget over noe av den implisitte forklaringskraften i yield-kurven. Likevel er markedets tilpasning til slike hendelser en del av grunnlaget for rentedifferansen, og det ville bli feil å utelukke noen av dem. Det kan tenkes at modeller som tillater økonomien å skifte mellom tilstander vil gi bedre resultater, og dette er noe jeg anbefaler for videre forskning. Jeg er også tilbøyelig til å tro at man kunne oppnådd bedre treffsikkerhet ved å kontrollere for risikopremiedelen i rentene, da dette kunne fjernet noe av støyen. Likevel er også dette en del av grunnlaget for rentedifferansen. Videre kan man argumentere med at noe av grunnen til rentedifferansens popularitet, er at den er lett tilgjengelig og at den, på internasjonale data, trenger få tilpasninger for å gi god treffsikkerhet. I sum leder dette meg til å konkludere med at rentedifferansen per i dag er en grei predikator på fremtidige resesjoner, men ikke god nok sammenlignet med internasjonale undersøkelser. Hvis antagelsen om markedets unge alder holder, er jeg også tilbøyelig til å tro at rentedifferansens treffsikkerhet kan øke i årene som kommer. Dette fordrer likevel at likviditeten i markedet opprettholdes, og helst øker. Samtidig er det en mulighet for at markedet aldri vil vokse til internasjonal størrelse så lenge Norge har tilstrekkelige oljeinntekter til å finansiere statens utlegg. I så øyemed er det ikke sikkert at yield-kurven vil få samme prediksjonskraft i Norge som i eksempelvis USA.

For videre forskning vil jeg anbefale å teste rentedifferansens forklaringskraft i modeller som tillater diskrete skift. Slike modeller er i mindre grad avhengig av konsistente resesjonsdateringer, selv om man ofte bruker kronologiene til å sjekke treffsikkerhet ex post. Jeg vil også anbefale testing av andre ledende indikatorer som predikatorer på fremtidige resesjoner. Videre kan det tenkes at modellens forklaringskraft kan økes ved å inkludere en eller flere av disse som forklaringsvariabel sammen med rentedifferansen.

9.0 Litteraturliste

Ahrens, R., 2002, *Predicting Recessions with Interest Rate Spreads: A Multicountry Regime-Switching Analysis*, Journal of International Money and Finance, 21, 519–37

Aldrich, J. H. og Nelson, F. D., 1984, *Logit, Probit, and Other Generalized Linear Models (Quantitative Applications in the Social Sciences)*, Sage Publications, Inc, November 1

Amemiya, T., 1981, *Qualitative Response Models: A Survey*, Journal of Economic Literature 19, 1483-1536

Barnett, V., 1998, *Kondratiev and the Dynamics of Economic Development: Long Cycles and Industrial Growth in Historical Context*. London: Macmillan.

Basu, S. og Fernald J., 2000, *Why Is Productivity Procyclical? Why Do We Care?*, Working Paper No 11, Federal Reserve Bank of Chicago

Baxter, M. og King, R. G., 1999, *Measuring business cycles: Approximate band-pass filters for economic time series*, The Review of Economics and Statistics 81: 575-593

Benedictow, A. og Johansen, P. R., 2005, *Prognoser for Internasjonal Økonomi – Står vi foran en Amerikansk Konjunkturavmatning?*, Økonomiske Analyser, nr. 2, pp. 13-20

Benedictow, A., 2006, *Norsk økonomi – en Konjunkturhistorie*, Samfunnsspeilet nr. 5-6, Statistisk Sentralbyrå

Bergo, J., 2004, *Fleksibel Inflasjonsstyring*, Foredrag av visesentralbanksjef Jarle Bergo Gausdal 23. januar 2004. Se: http://www.norges-bank.no/Templates/Article_____18100.aspx

Bernanke, B., 1990, *On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rate Spreads*, NBER Working Paper Series, October, WP no. 3486

Bernard, H. og Gerlach, S., 1996, *Does the Term Structure Predict Recessions? The International Evidence*, Bank for International Settlements, September, Working paper No. 37

Bjørnland, H. C., 2000, *Detrending methods and stylized facts of business cycles in Norway - an international comparison*, Empirical Economics, 25, 369-392.

Bjørnland, H. C., 2004, *Produksjonsgapet i Norge – en Sammenligning av Beregningsmetoder*, Penger og Kreditt, nr. 4, 32, Norges Bank, 199-209

Bodie, Z., Kane, A. og Marcus, A. J., 2008, *Investments*, 7th Edition (International Ed.), McGraw-Hill Education

Borooah, V. K., 2001, *Logit and Probit: Ordered and Multinomial Models*, *Quantitative Studies in the Social Sciences*, Thousand Oaks, CA: Sage Publications Inc.

- Bry G. og Boschan C., 1971, *Cyclical analysis of time series: selected procedures and computer program*, Columbia University Press: New York
- Butler, L., 1978, *Recession? – A Market View*, FRB SF Weekly Letter, Federal Reserve Bank of San Francisco, 15.12.1978
- Camacho, M., Perez-Quiros, G. og Saiz, L., 2005, Are European Business Cycles Close Enough to be just One?, CEPR Discussion Paper No. 4824, January. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=702941>
- Campbell, J. Y. og Shiller, R. J., 1987, *Cointegration and Tests of Present Value Models*, Journal of Political Economy 95, October, 1062-1088.
- Chu, C-S. J., Hornik, K. og Kuan, C-M., 1995, *The Moving-Estimates Test for Parameter Stability*, Econometric Theory, Vol. 11, No. 4, October, pp. 699-720
- CNN, 11.09.2006, *Stocks: 5 years after 9/11*, www.cnnmoney.com, lest 07.02.2008
- Culbertson J.M., 1957, *The Term Structure of Interest Rates*, Quarterly Journal of Economics, No 71, p. 485-517
- Dagens Næringsliv, 18.04.2006, *Oljefondet irriterer Island*, www.dn.no, lest 07.02.2008
- Dagens Næringsliv, 22.04.2008, *Advarer mot renteøkning*, papirutgave, side 12
- De Masi, P. R., 1997, *IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice*, IMF working Paper, December, International Monetary Fund, Research Department, WP/97/177
- Del-Rio, A. og Maravall, A., 2007, *Temporal Aggregation, Systematic Sampling, and the Hodrick-Prescott Filter*, Banco de España Research Paper No. 0728, September. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1014578>
- Dotsey, M., 1998, *The Predictive Content of The Interest Rate Term Spread for Future Economic Growth*, Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly 84:31-51
- Dueker, M. J., 1997, *Strengthening the Case for the Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions*, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, vol. 79, March/April, pp. 41–51
- Edvindsson, R., 2005, *Den svenska konjunkturcykeln 1700–2000*, Ekonomisk Debatt, nr. 8 Årgang 33, pp. 16-29
- Eeg, K., 2007, *Hvordan Påvirkes Norske Markedsrenter av Økonomiske Nyheter?*, Penger og Kreditt, nr. 4, Norges Bank
- Eika, T., 2007, *En Oljesmurt Økonomi – Med Harelabb Over 35 års Konjunkturhistorie*, Samfunnsspeilet nr. 5-6, Statistisk Sentralbyrå
- Eitrheim, Ø. Klovland, J. T. og Qvigstad, J. F. (eds.), 2004, *Historical Monetary Statistics for Norway 1819-2003*, Norges Bank Occasional Papers no. 35, Oslo

Eitrheim, Ø. og Klovland, J. T., 2007, *Short term interest rates in Norway 1818–2007*, 1-108, Chapter 1 in Øyvind Eitrheim, Jan T. Klovland and Jan F. Qvigstad (eds.), *Historical Monetary Statistics for Norway – Part II*, Norges Bank Occasional Papers no. 38, Oslo

Estrella, A. og Hardouvelis, G., 1991, *The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity*, *Journal of Finance* 46, no. 2, June

Estrella, A. og Mishkin, F. S., 1995, *Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators*, NBER Working Paper Series, December, Working Paper 5379

Estrella, A. og Mishkin, F. S., 1996, *The Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions*, *Current Issues in Economics and Finance*, Federal Reserve Bank of New York, Volume 2 Number 7, June

Estrella, A. og Mishkin, F. S., 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, July, 1375-1401

Estrella, A. og Mishkin, F. S., 1998, *Predicting U.S. recessions: Financial variables as leading indicators*, *Review of Economics and Statistics*, February, 45-61

Estrella, A., 2005, *The Yield Curve as a Leading Indicator: Frequently Asked Questions*, October, Ikke Publisert. Tilgjengelig fra:
http://www.newyorkfed.org/research/capital_markets/ycfaq.pdf

Estrella, A. og Trubin, M. R., 2006, *The Yield Curve as a Leading Indicator: Some Practical Issues*, *Current Issues in Economics and Finance*, Volume 12, Number 5, July/August, Federal Reserve Bank of New York

Estrella, A., 2008, *The Yield Curve as a Leading Indicator, Current Data, Probability of U.S. Recession Charts*, Tilgjengelig fra:
http://www.newyorkfed.org/research/capital_markets/allmonth.xls

Fama, E. F., 1984, *The Information in the Term Structure*, *Journal of Financial Economics*, XI11, 509-28.

Filardo, A. J., 1999, *How Reliable are Recession Prediction Models?*, Federal Reserve Bank of Kansas City, *Economic Review*, 83:35-55

Financial Times, 11.04.2006, *CAPITAL MARKETS AND COMMODITIES: Norway profits from Iceland*, www.ft.com, lest 07.02.2008

Fisher, I., 1896, *Appreciation and Interest*, (New York: Macmillan for the American Economic Association), as reprinted in Fisher (1997), Vol. 1

Fisher, I., 1907, *The Rate of Interest*, (New York: Macmillan), as reprinted in Fisher (1997), Vol. 3

Fisher, I., 1930, *The Theory of Interest*, (New York: Macmillan), as reprinted in Fisher (1997), Vol. 9

Fisher, I., 1997, *The Works of Irving Fisher*, 14 Vols, ed. W.J. Barber assisted by R.W. Dimand and K. Foster; consulting ed. J. Tobin, London: Pickering & Chatto

FOR-2001-03-29-278, *Forskrift om pengepolitikken*, Forskrift fra Finansdepartementet, 29.03.2001 nr 278. Tilgjengelig fra:
<http://www.lovdatabank.no/cgi-wif/ldles?doc=/sf/sf/sf-20010329-0278.html>

Funke, N., 1997, *Predicting Recessions: Some Evidence for Germany*, *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 133(1)

Granger, C. W. J., 1990, *Modelling Economic Time Series: Readings in Econometric Methodology*, Oxford University Press: Oxford, UK

Grytten, O.H., 2004, *The gross domestic product for Norway 1830-2003*, 241-288, Chapter 6 in Eitrheim, Ø., J.T. Klovland and J.F. Qvigstad (eds.), *Historical Monetary Statistics for Norway 1819-2003*, Norges Bank Occasional Papers no. 35, Oslo

Gujarati, D. N., 2006, *Essentials of Econometrics*, Third ed., International ed., McGraw-Hill/Irwin, Singapore

Hamburger, M. J. og Platt, E. N., 1975, *The Expectations Hypothesis and the Efficiency of the Treasury Bill Market*, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 57, No. 2. May, pp. 190-199

Hicks, J.R., 1946, *Value and Capital*, 2nd edition. Oxford: Oxford Univ. Press

Hodne, F. og Grytten, O. H., 2002, *Norsk Økonomi i det 20. Århundre*, Fagbokforlaget Vigmostad & Bjørke AS, Bergen

Hodrick, R. J. og Prescott, E. C., 1981, *Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, Discussion Papers 451, Northwestern University, Center for Mathematical Studies in Economics and Management Science

Hodrick, R. J. og Prescott, E. C., 1997, *Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation*, *Journal of Money, Credit, and Banking* 29: 1-16

Husebø, T. A. og Wilhelmsen, B-J., 2005, *Norwegian Business Cycles 1982-2003*, Staff Memo, nr. 2, Economics Department, Norges Bank, Oslo 06.04.2005

Inoue, A. og Kilian, L., 2002, *In-Sample or Out-of-Sample Tests of Predictability: Which One Should We Use?*, European Central Bank Working Paper Series, Working Paper No. 195, November, European Central Bank, Germany

Ivanova, D., Lahiri, K. og Seitz, F., 2000, *Interest Rate Spreads as Predictors of German Inflation and Business Cycles*, *International Journal of Forecasting* 16, 39-58

Johansen, P. R. og Eika, T., 2000, *Drivkrefter Bak Konjunkturforløpet på 1990-tallet*, *Økonomiske Analyser*, nr. 6, 31-44

- Kessel, R. A., 1965, *The Cyclical Behavior of the Term Structure of Interest Rates*, National Bureau of Economic Research and Columbia University Press
- Kitchin, J., 1923, *Cycles and Trends in Economic Factors*, The Review of Economics and Statistics, Vol. 5, No. 1, January, pp. 10-16
- Klovland, J. T., 2004, *Bond markets and bond yields in Norway 1820-2003*, 99-180, Chapter 4 in Eitrheim, Ø., J.T. Klovland and J.F. Qvigstad (eds.), *Historical Monetary Statistics for Norway 1819-2003*, Norges Bank Occasional Papers no. 35, Oslo
- Kmenta, J., 1986, *Elements of Econometrics*, 2nd ed., Macmillian Publishing Company, New York; USA
- Kondratieff, N.D., 1926, *Die langen Wellen der Konjunktur*, Archiv für Sozialwissenschaft und Sozialpolitik, December, 573-609.
- Kozicki, S., 1997, *Predicting Real Growth and Inflation with the Yield Spread*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review 82, Fourth Quarter, 39-57
- Kuznets, S., 1930, *Equilibrium Economics and Business-Cycle Theory*, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 44, No. 3, May, pp. 381-415
- Kydland, F. E. og Prescott, E. C., 1990a, *Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth*, Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, Spring, p. 3-18
- Kydland, F. E. og Prescott, E. C., 1990b, *The econometrics of the general equilibrium approach to business cycles*, Staff Report 130, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Laurent, R. D., 1988, *An Interest Rate-Based Indicator of Monetary Policy*, Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives 12:3-14
- Lutz, F. A., 1940, *The Structure of Interest Rates*, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 55, No. 1, November, pp. 36-63
- Macaulay, F. R., 1938, *Some Theoretical Problems Suggested by the Movements of Interest Rates, Bond Yields, and Stock Prices in the United States Since 1856*, National Bureau of Economic Research
- Maddala, G. S., 2001, *Introduction to Econometrics*, 3rd ed., reprint, John Wiley & Sons Ltd, West Sussex; England
- Meiselman, D., 1962, *The Term Structure of Interest Rates*, Prentice Hall, Inc.
- 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*, A.E.R. Papers and Proc. 56 178-97

Moneta, F., 2005, *Does the Yield Spread Predict Recessions in the Euro Area?*, International Finance 8:2, pp. 263–301

Myklebust, G., 2005, *Risikopremier i det norske rentemarkedet*, Penger og Kreditt, nr. 3, Norges Bank

National Bureau of Economic Research (NBER), 2003, *The NBER's Business-Cycle Dating Procedure*, Tilgjengelig fra: <http://www.nber.org/cycles/recessions.pdf>

National Bureau of Economic Research (NBER), 2007, *Business Cycle Expansions and Contractions*, Tilgjengelig fra: <http://www.nber.org/cycles.html>

Newey, W., og West, K., 1987, *A Simple, Positive Definite, Heterocedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix*, Econometrica, LIII, 703-08.

Norges Bank, 1974, *En vurdering av renteutviklingen og rentestrukturen i Norge*, Norges Bank Occasional Papers no. 2, Oslo

Norges Bank, 1999, *Inflasjonsrapport 1999:4*, Tilgjengelig fra: <http://www.norges-bank.no/upload/import/front/rapport/no/ir/1999-04/ir-1999-04.pdf>

Norges Bank, 2001, *Retningslinjene for Pengepolitikken*, Norges Banks brev til Finansdepartementet 27. mars 2001. Tilgjengelig fra: http://www.norges-bank.no/templates/Article_____15137.aspx

Norges Bank, 2004, *Prisstabilitet*, Kapittel 7 i Norske Finansmarkeder – Pengepolitikk og Finansiell Stabilitet, Norges Bank Occasional Papers no. 34, Oslo

Norges Bank, 2006, *Inflasjonsrapport 3/06*, Norges Banks rapportserie Nr. 4-2006, november, Tilgjengelig fra: <http://www.norges-bank.no/upload/import/front/rapport/no/ir/2006-03/ir-2006-03.pdf>

Norges Offentlige Utredninger (NOU) 1980:4, *Rentepolitikk*, Reprint, Universitetsforlaget 2008

Norges Offentlige Utredninger (NOU) 2000:21, *En Strategi for Sysselsetting og Verdiskaping*, Tilgjengelig fra: <http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/dok/NOUer/2000/NOU-2000-21.html?id=117571>

Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), 2008a, *OECD Composite Leading Indicators: Reference Turning Points and Composite Series*, Tilgjengelig fra: http://www.oecd.org/document/29/0,3343,en_2649_201185_35725597_1_1_1_1,00.html, besøkt 05.06.2008

Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), 2008b, *Norway – CLI Component Series & Turning Points*, Tilgjengelig fra: http://www.oecd.org/document/12/0,3343,en_2649_201185_1891148_1_1_1_1,00.html, besøkt 05.06.2008

- Orphanides, A. og van Norden, S., 2002, *The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time*, The Review of Economics and Statistics, MIT Press, vol. 84(4), pages 569-583, 07
- Oslo Børs, 2008, *OBX: OBX Total Return Index*, Tilgjengelig fra:
http://www.oslobors.no/ob/aksjeindeks_kursutvikling?menu2show=1.6.2.1.&p_instrid=ticker.ose.OBX&p_period=1D, besøkt 05.06.2008
- Rabl, G., 2003, *Kan finansielle variabler forutsi nedgangstider?*, Spesialfagsoppgave ved høyere avdelings studium i økonomisk administrative fag - Norges Handelshøyskole
- Romer, C. D., 1994, *Remeasuring Business Cycles*, Journal of Economic History, September, 54, pp. 573-609
- Russell, S., 1992, Understanding the Term Structure of Interest Rates: The Expectations Theory, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, vol.74 (4) July/August: 36-50
- Røisland, Ø. og Sveen, T., 2005, *Pengepolitikk under et inflasjonsmål*, Norsk Økonomisk Tidsskrift 119, pp. 16-38
- Schich, S. T., 2000, *What the Yield Curves say About Inflation: Does it Change Over Time?*, OECD Economics Department Working Papers, No. 227, OECD Publishing.
doi:10.1787/143175727151
- Schumpeter, J. A., 1939, *Business Cycles: A Theoretical, Historical, and Statistical Analysis of the Capitalist Process*, New York and London: McGraw-Hill
- Shiller, R. J. og McCulloch, J. H., 1987, *The Term Structure of Interest Rates*, NBER Working Papers 2341, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Shiller, R. J., Campbell, J. Y., Schoenholtz, K. L. og Weiss, L., 1983, *Forward Rates and Future Policy: Interpreting the Term Structure of Interest Rates*, Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1983, No. 1., pp. 173-223
- Skånland, H., 2004, *Doktriner og Økonomisk Styring, et Tilbakeblikk*, Norges Bank Occasional Papers no. 36, Oslo
- Statistisk Sentralbyrå, 2005, *Økonomiske Analyser*, nr. 6. Tilgjengelig fra:
<http://www.ssb.no/emner/08/05/10/oa/200506/main.html>
- Statistisk Sentralbyrå, 2008, *Produksjonsindekser: Om Statistikken*, Tilgjengelig fra:
<http://www.ssb.no/pii/>, besøkt 05.06.2008
- Steigum, E., 2004, *Financial Deregulation with a Fixed Exchange Rate: Lessons from Norway's Boom-bust Cycle and Banking Crisis*, Chapter 2 in Moe, Thorvald G., Jon A. Solheim and Bent Vale (eds.), *The Norwegian Banking Crisis*, Norges Banks Skriftserie No. 33, Oslo, pp. 23-75
- Stock, J. H. og Watson M. W., 1989, *New Indexes of Coincident and Leading Indicators*, in Oliver Blanchard and Stanley Fischer (eds.), *NBER Macroeconomic Annual 4*, 351-394

Stock, J. H. og Watson M. W., 1993, *A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Performance*, in James Stock and Mark K. Watson (eds.), *Business Cycles, Indicators, and Forecasting*, Chicago: University of Chicago Press

Stock, J. H. og Watson, M. W., 1998, *Business Cycle Fluctuations in U.S. Macroeconomic Time Series*, NBER Working Papers 6528, National Bureau of Economic Research, Inc.

Stock, J. H. og Watson, M. W., 2003, *Introduction to Econometrics*, International ed., Pearson Education, Inc., Boston MA; USA

Stortingsmelding nr. 29, 2000-2001, *Retningslinjer for den økonomiske politikken*, Tilgjengelig fra:
<http://www.regjeringen.no/Rpub/STM/20002001/029/PDFA/STM200020010029000DDDPDFA.pdf>

Stortingsmelding nr. 1, 2007-2008, *Nasjonalbudsjettet 2008*, Tilgjengelig fra:
<http://www.regjeringen.no/pages/2012539/PDFS/STM200720080001000DDDPDFS.pdf>

Sørensen P. B. og Whitta-Jacobsen, H. J., 2005, *Introducing Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill Publishing Company

Tenold, S., 2002, *Asia-krisen – Fem år senere*, SNF Rapport nr. 11/02, Samfunns- og næringslivsforskning AS, mai 2002, Bergen. Tilgjengelig fra:
http://bora.nhh.no/bitstream/2330/1076/1/R11_02.pdf

Wooldridge, J. M., 2006, *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 3rd Edition (International Ed.), Thomson/ South-Western

Wright, J. H., 2006, *The Yield Curve and Predicting Recessions*, Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series, no. 2006-07, February

Dow Jones Indexes: www.djindexes.com

Norges Bank: www.norges-bank.no

NYSE Euronext: www.nyse.com

Statistisk Sentralbyrå: www.ssb.no

APPENDIKS 1

Tabell A.1-1: Optimal lead/lag med hensyn på korrelasjon

Lead/Lag	4M etter	3M etter	2M etter	1M etter	0M	1M før	2M før	3M før	4M før
3-måneders Statskasseveksler (Treasury Bills)									
10Y STAT	0.9411	0.9457	0.9498	0.9536	0.9553	0.9548	0.9530	0.9494	0.9444
6-måneders Statskasseveksler (Treasury Bills)									
10Y STAT	0.9414	0.9437	0.947	0.9498	0.9514	0.9473	0.9442	0.9393	0.9339
9-måneders Statskasseveksler (Treasury Bills)									
10Y STAT	0.9451	0.9501	0.9546	0.9584	0.9599	0.9587	0.9559	0.9515	0.9455
12-måneders Statskasseveksler (Treasury Bills)									
10Y STAT	0.9448	0.95	0.9547	0.9585	0.9598	0.9583	0.9551	0.9504	0.9440
3-måneders NIBOR									
10Y STAT	0.9245	0.9296	0.9348	0.9395	0.9418	0.9415	0.9395	0.9357	0.9306
6-måneders NIBOR									
10Y STAT	0.9383	0.9435	0.9484	0.9524	0.9539	0.9522	0.9488	0.9442	0.9385
12-måneders NIBOR									
10Y STAT	0.9487	0.9534	0.9579	0.9616	0.9632	0.9611	0.9571	0.9522	0.9466

* Korrelasjonskoeffisientene er beregnet for periodene som er oppgitt i tabell 6-4

** Alle korrelasjonskoeffisientene er signifikant på 1%-nivå

Tabell A.1-1: Optimal lead/lag med hensyn på korrelasjon

Kilde: Egne beregninger; Norges Bank og Eitrheim og Klovland (2007)

APPENDIKS 2

Egne beregninger på amerikanske data (se Estrella, 2008), in-sample estimeringer av den enkle probitmodellen:

$$P(\text{Resesjon}_t = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{Rentespread}_{t-k}) \quad (\text{A.2-I})$$

Tilnærmet min sampellengde, mars 1985 til desember 2005:

Tabell A.2-1: Pseudo-R² og Count-R² for Probitmodellene

Modell (A.2-I)	Standard probit							
	Prediksjonshorisont i kvartal, sample: mars 1985 til desember 2005							
Spread	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=7	k=8
Differansen mellom 10-års Treasury Bonds og 3-måneders Treasury Bills								
<i>Pseudo-R²</i>	0.0827	0.2433	0.5160	0.5324	0.3961	0.2690	0.1667	0.0913
<i>Count-R²</i>	0.936	0.936	0.96	0.944	0.924	0.932	0.936	0.936
<i>t - stat</i>	(-2.90)	(-4.04)	(-4.34)	(-4.42)	(-4.34)	(-4.05)	(-3.73)	(-3.04)

Tabell A.2-1: Pseudo-R² og Count-R² for Probitmodellene

Kilde: Egne beregninger; Estrella (2008)

Estrella og Trubin (2006) sin sampellengde, januar 1959 til desember 2005:

Tabell A.2-2: Pseudo-R² og Count-R² for Probitmodellene

Modell (A.2-I)	Standard probit							
	Prediksjonshorisont i kvartal, sample: januar 1959 til desember 2005							
Spread	k=1	k=2	k=3	k=4	k=5	k=6	k=7	k=8
Differansen mellom 10-års Treasury Bonds og 3-måneders Treasury Bills								
<i>Pseudo-R²</i>	0.1264	0.2474	0.3414	0.3043	0.2129	0.1395	0.0758	0.0311
<i>Count-R²</i>	0.868	0.885	0.89	0.871	0.871	0.872	0.875	0.876
<i>t - stat</i>	(-6.98)	(-9.07)	(-9.69)	(-9.36)	(-8.41)	(-7.06)	(-5.37)	(-3.50)

Tabell A.2-2: Pseudo-R² og Count-R² for Probitmodellene

Kilde: Egne beregninger; Estrella (2008)

Merk: Koeffisientene fra estimeringene er sjekket opp mot Estrella og Trubin (2006) sine resultater for å bekrefte at probitmodellene mine er konsistent.

APPENDIKS 3

For å bedre kunne sammenligne mine resultater med Dueker (1997) har jeg replikert hans figur 4, side 46. Dette er gjort ved å estimere to ulike modeller, en med rentedifferansen og resesjonsdummyen lagget som forklaringsvariabler (Modell A.3-I), og en med kun resesjonsdummyen lagget som forklaringsvariabel (Modell A.3-II). Her har jeg brukt datasettet til Estrella (2008):

$$P(\text{Resesjon}_t = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{Rentespread}_{t-k} + \beta_2 \text{Resesjon}_{t-k}) \quad (\text{A.3-I})$$

$$P(\text{Resesjon}_t = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 \text{Resesjon}_{t-k}) \quad (\text{A.3-II})$$

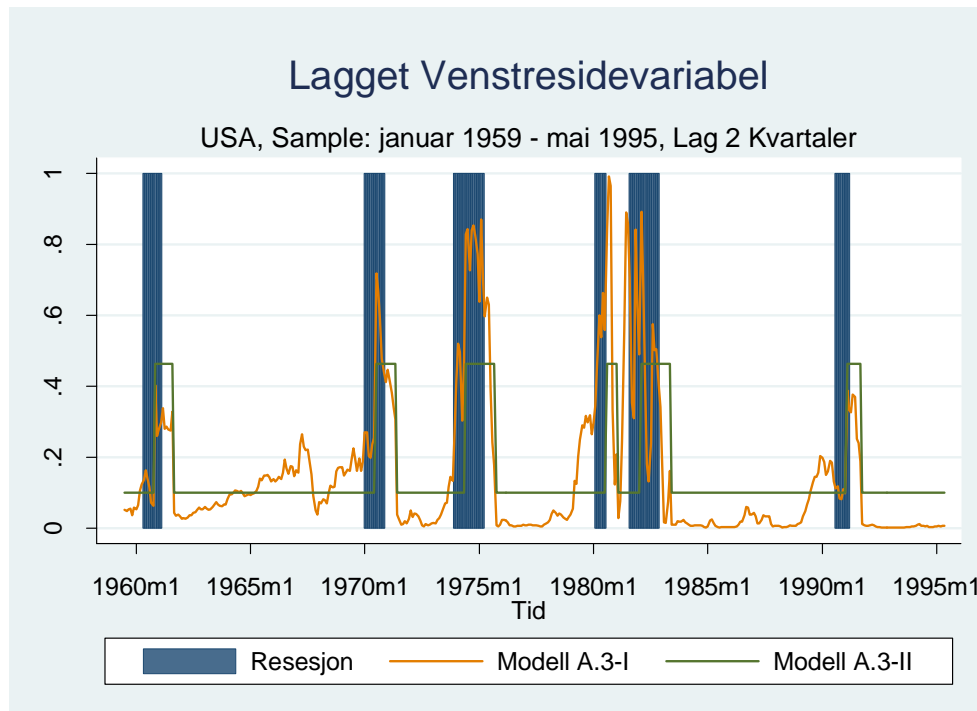
Dueker (1997) sin sampellengde, januar 1959 til mai 1995:

Tabell A.3-1: Pseudo-R² og Log-likelihood for Probitmodellene				
Modell (A.3-I)	Standard probit			
	Prediksjonshorisont i kvartal, sample: januar 1959 til mai 1995			
Spread	k=1	k=2	k=3	k=4
Differansen mellom 10-års Treasury Bonds og 3-måneders Treasury Bills				
<i>Pseudo-R²</i>	0.5638	0.3535	0.3189	0.2951
<i>Log-likelihood</i>	(-81.44)	(-120.38)	(-126.48)	(-130.54)

Tabell A.3-1: Pseudo-R² og Log-likelihood for Probitmodellene
 Kilde: Egne beregninger; Estrella (2008) og Dueker (1997)

Merk I: Dueker (1997) bruker rentedifferansen mellom Treasury Bonds med 30-års løpetid og Treasury Bills med 3-måneders løpetid som forklaringsvariabel, mens jeg bruker rentedifferansen mellom 10-års Treasury Bonds og 3-måneders Treasury Bills.

Merk II: Dueker (1997) bruker en Pseudo-R² som avviker noe fra McFadden's Pseudo-R². Jeg er likevel tilbøyelig til å tro at dette ikke påvirker sammenligningen i nevneverdig grad. For flere detaljer se Dueker (1997).



Figur A.3-1: Lagget Venstresidevariabel

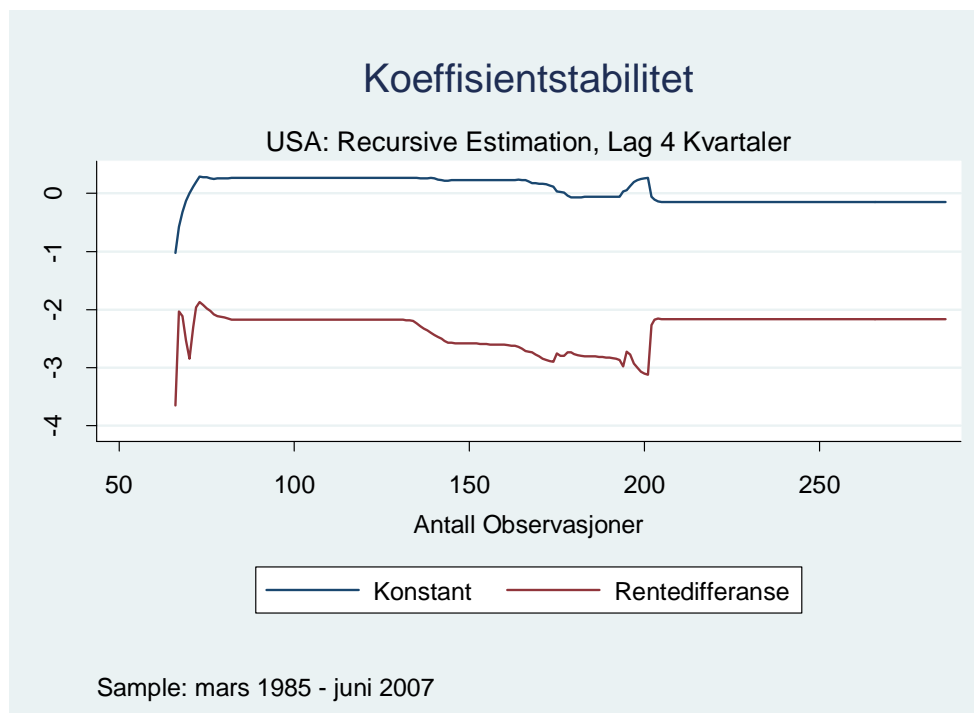
Kilde: Egne beregninger; Estrella (2008) og Dueker (1997)

Ved å sammenligne figur A.3-1 med figur 4 i Dueker (1997) ser vi at mine resultater samsvarer med Dueker. Resultatene blir altså ikke påvirket i nevneverdig grad av merknadene over.

APPENDIKS 4

Egne beregninger på amerikanske data (Estrella 2008), her har jeg brukt samme estimeringsteknikk som i kapittel 7.1.2.

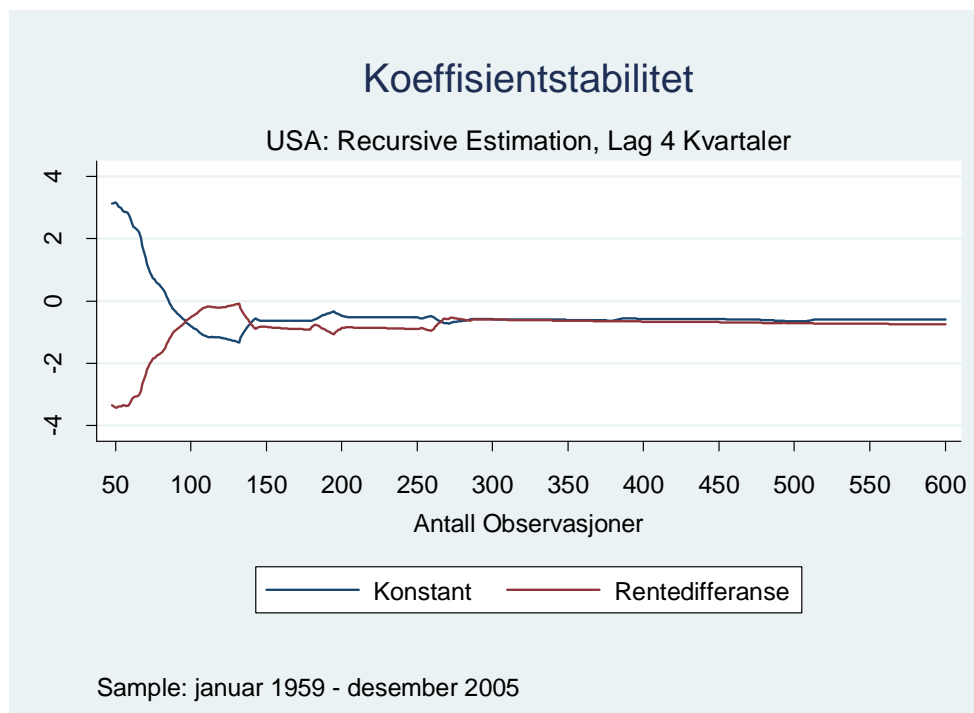
Tilnærmet min sampellengde, mars 1985 til juni 2007:



Figur A.4-1: Koeffisientstabilitet; USA: Recursive Estimation, Lag 4 Kvartaler. Sampel: mars 1985 – juni 2007

Kilde: Egne beregninger; Estrella (2008)

Estrella og Trubin (2006) sin sampellengde, januar 1959 til desember 2005:



Figur A.4-2: Koeffisientstabilitet; USA: Recursive Estimation, Lag 4 Kvartaler. Sampel: januar 1959 – desember 2005

Kilde: Egne beregninger; Estrella (2008)

APPENDIKS 5

Composite Leading Indicators (CLI) (OECD, 2008a og 2008b):

Et lands CLI settes sammen ved å kombinere detrendete, glattede, og normaliserte komponentserier som i enkelte tilfeller er sesongjustert. Komponentseriene velges med bakgrunn i økonomisk signifikans, syklisk adferd, datakvalitet og tilgjengelighet med mer.

For Norge består denne sammensatte ledende indikatoren av:

- Detaljhandel; totalt volum (2000=100). Kilde: Statistisk Sentralbyrå
- Ikke-besatte ledige stillinger (tallstørrelse). Kilde: Statistisk Sentralbyrå
- Kapasitetsutnyttelse (produsenter, % balanse). Kilde: Statistisk Sentralbyrå
- Tilførsel av eksportordrer; tendens (produsenter, % balanse). Kilde: Statistisk Sentralbyrå
- Aksjeprisindeks (industri) Oslo (2000=100). Kilde: Statistisk Sentralbyrå
- Yield på 10-års statsobligasjoner (% pr. år, invertert). Kilde: Norges Bank

Som referansekronologi benytter OECD vekstsykler i industriproduksjon. Dateringen av konjunktursyklusene er gjengitt i tabell A.5-1 på neste side.

Tabell A.5-1: Referansekronologi

	OECD
Resesjoner	
1950-tallet	
T	55.07
P	56.04
1960-tallet	
T	59.01
P	60.12
T	63.03
P	(65.04)
T	(65.12)
P	67.01
T	69.04
1970-tallet	
P	(70.03)
T	(72.03)
P	74.10
T	(75.12)
P	(77.01)
T	78.05
1980-tallet	
P	80.04
T	83.01
P	86.07
1990-tallet	
T	92.12
P	(94.11)
T	(95.08)
P	98.05

- P = Peak (konjunkturtopp), T = Through (konjunkturbunn)

* Hvor 55.X viser til måned X i 1955

** Mindre sykler er merket med parentes

Tabell A.5-1: Referansekronologi for Norge, som publisert av OECD
Kilde: OECD (2008a) og OECD (2008b)

Tidsserien er basert på CLI på nivåform.

OBX (Oslo Børs, 2008):

OBX-indeksen består av de 25 mest likvide aksjene i Oslo Børs Benchmark Index (OSEBX) rangert etter seks måneders omsetning. Aksjene er justert for dividendeutbetalinger og revideres på halvårlig basis. I perioden mellom revideringsdatoene holdes antall aksjer for hvert indeksmedlem fast, med unntak av kapitaljusteringer med utvanning/fortrinn for eksisterende aksjonærer. OBX-indeksen kan handles ved bruk av børsnoterte opsjoner og futures. For mer informasjon se Oslo Børs (2008).

Tidsserien er basert på månedlig logaritmisk vekst.

M2 (Norges Bank, 2008):

Beholdningen av norske sedler og mynter, ubundne bankinnskudd og banksertifikater som eies av pengeholdende sektor (publikum og andre finansielle foretak enn banker og statlige låneinstitutter). M2 omtales ofte som publikums likviditet, og er et bredt mål på pengemengde.

Tidsserien er basert på månedlig logaritmisk vekst (YOY).

Industriproduksjon (Statistisk Sentralbyrå, 2008):

Denne indikatoren måler verdiskapningen innen olje- og gassutvinning, industri, bergverksdrift og kraftforsyning på månedsbasis, og offentliggjøres om lag 35 dager etter den aktuelle månedens utløp.

Tidsserien er basert på månedlig logaritmisk vekst.