

Obligasjonsspread og konjunktursykler

Masteroppgave i samfunnsøkonomi

av

Håvard Follevåg Brændmo

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

Master i samfunnsøkonomi (Profesjonsstudium i samfunnsøkonomi)

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Juni 2010

UNIVERSITETET I BERGEN



Forord

Denne oppgaven representerer min avslutning av det femårige profesjonsstudiet i samfunnsøkonomi ved Universitet i Bergen.

Motivasjonen bak oppgaven har vært min interesse for makroøkonomi og finansiell økonomi. Denne interessen har gjort arbeidet med oppgaven mer spennende og lærerikt enn jeg hadde trodd på forhånd.

Først og fremst vil jeg takke mine venner under studietiden. Uten dere hadde jeg alltid blitt den samfunnsøkonomen jeg er i dag. Gode minner fra blant annet turer, instituttet og fester gjør at jeg vil se tilbake på studietiden som en fantasisk periode av livet mitt.

Jeg vil også takke veilederen min, Erling Vårdal, som alltid var tilgjengelig for hjelp og innspill underveis.

Håvard Follevåg Brændmo, Bergen 1. juni 2010

Sammendrag

Obligasjonsspread og konjunktursyklus

av

Håvard Follevåg Brændmo, Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, 2010

Veileder: Erling Vårdal

Hovedmålet med denne masteroppgaven er å undersøke om obligasjonsspread, gitt ved rentedifferansen mellom høyrenteobligasjoner og sikre obligasjoner, har forklaringskraft på fremtidig økonomisk aktivitet.

Oppgaven tar først for seg teori rundt obligasjoner og konjunkturanalyse. En sentral teori er teorien om den finansielle akselerator. Med bakgrunn i den teoretiske delen finner jeg at obligasjonsspread har en sammenheng med konjunkturer fordi den inkorporer forventninger om fremtidig mislighold og har risikopremier som er motsykliske. Videre viser korrelasjonsanalyser at obligasjonsspread har en klar negativ sammenheng med sysselsettingsvekst, og at den er en ledende indikator.

Den empiriske metoden omfatter to ulike økonometriske analyser. Den første analysen går ut på å undersøke om obligasjonsspread har forklaringskraft på sysselsettingsvekst i fremtiden. Testresultatene viser at koeffisientestimatene er statistisk signifikant og at obligasjonsspread har forklaringskraft. Som forventet er variabelen for obligasjonsspread negativ for alle horisonter, noe som betyr at en høyere verdi av obligasjonsspread impliserer en lavere sysselsettingsvekst i fremtiden.

Den andre analysen innebærer å sammenligne forklaringskraften til høyrenteobligasjonsspread mot terminstruktur. Her viser testresultatene at koeffisientestimatene for terminstruktur ikke er statistisk signifikant, og har lave forklaringsverdier både *in-sample* og *out-of-sample*. Modellen med obligasjonsspread

derimot, har statistisk signifikante koeffisienter og høy forklaringskraft. Prognoseestimatene for *out-of-sample* er ikke like gode i dette tilfellet, og har relativ høy forklaringsfeil. Dette kan skyldes at den perioden som blir predikert feil er en del av finanskrisen. Denne perioden bærer preg av turbulente finansmarkeder som kan ha påvirket obligasjonsspread mer enn det fundamentale forhold tilsier.

Analysene i oppgaven baserer seg på beregninger gjort i STATA og Excel.

Innholdsfortegnelse

<i>Forord</i>	<i>iii</i>
<i>Sammendrag</i>	<i>iv</i>
<i>Innholdsfortegnelse</i>	<i>vi</i>
<i>Liste over tabeller</i>	<i>viii</i>
<i>Liste over figurer</i>	<i>ix</i>
1. Innledning	1
2. Obligasjoner og kredittspread	4
2.1. Obligasjoner	4
2.2. Obligasjonsmarkedet	4
2.3. Investering i obligasjonsmarkedet	5
2.4. Prising av obligasjoner	6
2.5. Risikotyper ved obligasjoner	8
2.6. Høyrenteobligasjoner	9
2.7. Kredittspread	10
2.7.1. Kredittspread som indikator	11
3. Konjunkturteori	14
3.1. Konjunktursykler	14
3.2. Hvordan måle konjunktursykler	15
3.3. Økonomiske indikatorer	17
4. Den finansielle akselerator og kredittspread	18
4.1. Ekstern finanspremie	18
4.2. Kredittkanalen og pengepolitikk	19
4.3. Den finansielle akselerator	20
4.4. Kredittspread som mål på premie	21
5. Gjennomgang av tidligere studier	22
6. Data	27
7. Beskrivelse av variablene og tidsserieegenskaper	29

7.1.	Sysselsettingsvekst	29
7.2.	Obligasjonsspread	29
7.3	Autokorrelasjon	32
7.4	Stasjonaritet og tidsserieegenskaper	35
7.5.	Dickey-Fuller-testen	38
7.5.1.	ADF-testen	39
7.5.2.	Svakheter ved Dickey-Fuller og alternativ test	40
7.6.	Analyse av tidsserieegenskapene og testing for stasjonaritet	40
7.6.1.	ADF-test	40
7.6.2.	DF-GLS-test	42
8.	<i>Empirisk metode og analyse</i>	44
8.1.	Økonometrisk metode	44
8.2.	Økonometrisk analyse	46
8.2.1.	Forklaringskraften for høyrenteobligasjonsspread	46
8.2.2.	Sammenligning mot terminstruktur som ledende indikator	49
8.2.3.	Økonometrisk analyse av obligasjonsspread og terminstruktur som indikatorer	52
8.3.	Grafisk analyse av obligasjonsspread	55
8.3.1.	Predikert og faktisk sysselsettingsvekst	55
8.3.2.	Prognoser basert på estimering out-of-sample	59
9.	<i>Oppsummering og avsluttende diskusjon</i>	63
10.	<i>Referanseliste</i>	66
10.1	Datakilder	70
11.	<i>Appendiks</i>	71

Liste over tabeller

Tabell 1: Kredittrater	10
Tabell 2: Resultater fra ADF-testing av variablene	41
Tabell 3: Resultater fra DF-GLS-testing av variablene	43
Tabell 4: Marginal forklaringskraft for obligasjonsspread	48
Tabell 5: Sammenligning av forklaringskraft for obligasjonsspread og terminstruktur	53
Tabell 6: Obligasjonsspread og sysselsettingvekst i 2008 og 2009	58
Tabell 7: Determinasjonskoeffisienter, med og uten finanskrisen	59
Tabell 8: Oversikt over de mest vanlige statistiske egenskapene til hver av forklaringsvariablene	71
Tabell 9: Korrelasjonsmatrise for variablene	71
Tabell 10: DF-GLS-test for terminstruktur	71
Tabell 11: DF-GLS-test for variablene på differanseform	72

Liste over figurer

Figur 1: Fastrenteobligasjon.....	7
Figur 2 Amerikansk og europeisk konjunktursykler.....	16
Figur 3: Sammenhengen mellom obligasjonsspread og sysselsettingsvekst	30
Figur 4: Korrelasjon mellom obligasjonsspread og sysselsettingsvekst	31
Figur 5: Autokorrelasjon for sysselsettingsvekst	34
Figur 6: Autokorrelasjon for obligasjonsspread.....	34
Figur 7: Terminstruktur og sysselsettingsvekst.....	50
Figur 8: Korrelasjon mellom terminstruktur og sysselsettingsvekst.....	52
Figur 9: Predikert og faktisk sysselsettingsvekst 3 mnd frem.....	56
Figur 10: Predikert og faktisk sysselsettingsvekst 12 mnd frem.....	57
Figur 11: Out-of-sample prognose 3 mnd	60
Figur 12: Out-of-sample prognose 12 mnd	61

1. Innledning

Bakgrunn

Forskere har i lang tid prøvd å finne ut hva som driver de konjunkturrelle syklene i en økonomi. Denne forskningen har ført frem til en rekke sammenhenger mellom realøkonomien og de finansielle markedene. Og ideen om at forhold i de finansielle markedene kan spille en rolle for samlet økonomisk aktivitet har lenge vært anerkjent. Det er blant annet påvist at kredittmislighold og kredittrisiko varierer systematisk over konjunktursyklene, og at endringer i forventninger og økonomiske forhold kan resultere i endringer i risikopremier.

Det fins en rekke studier som forsøker å forklare fremtidig økonomisk aktivitet ved hjelp av finansielle indikatorer som aksjemarkedsindekser, terminstruktur og verdipapirspread¹. I nyere tid har også obligasjonsspread, nærmere bestemt differansen på avkastning mellom usikre og sikre obligasjoner, komt frem som en ledende indikator. Obligasjonsspread er vist å ha en sammenheng med konjunkturer fordi den inkorporer forventninger om fremtidig mislighold og har risikopremier som er motsykliske.

Forbindelsen mellom risikopremier og forklaringskraften til obligasjonsspread kan knyttes til teorien om den finansielle akselerator. Teorien sier at det finnes et omvendt forhold mellom risikopremier og den finansielle tilstanden til låntakere. Dette motsykliske forholdet sørger for å forsterke forbruk og økonomisk aktivitet. Således vil forstyrrelser i det finansielle markedet kunne påvirke realøkonomien. Gertler og Lown (1999) viser at spread for høyrenteobligasjoner er en god indikator for disse forstyrrelsene og vil av den grunn være en ledende indikator på økonomien.

Denne oppgaven undersøker forklaringskraften som obligasjonsspread har på realøkonomien. Som referansemål på usikre og sikre obligasjoner, bruker jeg henholdsvis høyrenteobligasjoner og obligasjoner med AAA-rating. Høyrenteobligasjoner er også kjent som *high-yield bonds* og er kjennetegnet med høy risiko og høy avkastning. Obligasjonsspread for obligasjoner med lavere risiko er også egnet som indikator på

¹ Verdipapirspread henviser til *paper-bill spread*, som er rentedifferansen mellom tre mnd pengemarkedssertifikat og tre mnd *Treasury Bills*.

økonomien. Men siden høyrenteobligasjoner fanger opp mer risiko, vil disse være mer sykliske og dermed gi mer presise prognoser.

Problemstilling

Utgangspunktet for oppgaven er at obligasjonsspread inneholder informasjon om fremtidig økonomisk aktivitet. Jeg har i oppgaven benyttet sysselsettingsvekst som mål på realøkonomien fordi den er tilgjengelig på månedlig basis og er en god sammenfallende indikator på økonomien. Oppgaven har således som hensikt å undersøke om obligasjonsspread har forklaringskraft på sysselsettingsvekst i fremtiden

Metode

Oppgaven vil først forklare det teoretiske rundt obligasjoner og konjunkturer. For så å gjøre en økonometrisk og grafisk analyse basert på tilgjengelig data. Siden oppgaven tar for seg tidsseriedata blir det foretatt forskjellige tester for stasjonaritet. Den økonometriske delen omfatter modeller (ved minste kvadraters metode) som forsøker å predikere fremtidig sysselsettingsvekst. For å sammenligne ulike prediksjoner, både med hensyn på horisont og andre indikatorer, blir det utført estimeringer ved hjelp av estimeringer *in-sample* og *out-of-sample*². Analysene baserer seg på estimeringer gjort i STATA og Excel.

Disposisjon

Oppgaven begynner med en teoretisk del som søker å legge et teoretisk grunnlag for forklaringskraften til obligasjonsspread. Den teoretiske delen tar for seg obligasjoner og konjunkturteori. Disse to emnene er sentrale for oppgaven og blir følgelig forklart omfattende. I tillegg blir teorien om den finansielle akselerator belyst. Denne teorien er inkludert fordi den er en viktig faktor for forklaringskraften for obligasjonsspread. Jeg foretar så en gjennomgang av tidligere studier. Her opplyser og kommenterer jeg om relevante studier som er sentrale for denne oppgaven.

Det blir videre forklart hvilke data som den empiriske analysen bygger på. Denne delen beskriver hvilken rolle har og hvordan variablene påvirker hverandre. Beskrivelsen omfatter analyser av samvariasjon og i hvilken grad data har autokorrelasjon. Siden dataene går over

² Disse metodene blir nærmere forklart senere i oppgaven

tid, blir det utført ulike tester for stasjonaritet og diskutert rundt tidsserieegenskaper. Testene som blir gjort er *augmented Dickey-Fuller* og *Dickey-Fuller Generalized Least Squares*.

Den økonometriske analysen kan deles i to hoveddeler. Den første analysen går ut på å undersøke om obligasjonsspread har forklaringskraft på sysselsettingsvekst i fremtiden. Den andre analysen innebærer å sammenligne forklaringskraften til obligasjonsspread mot terminstruktur. Sammenligningen inneholder også en kort forklaring av terminstruktur som indikator.

Videre foretar jeg en grafisk analyse av obligasjonsspread. Her estimerer jeg først en predikasjon på sysselsettingsvekst for hele datautvalget og sammenligner med faktiske data. Til slutt blir en prognose på sysselsettingsvekst *out-of-sample* fremstilt og kommentert.

Avslutningsvis gir jeg en oppsummering av oppgavens hovedresultater.

2. Obligasjoner og kredittspread

2.1. Obligasjoner

”En obligasjon er et gjeldsinstrument som pålegger utstederen (låntakeren) å tilbakebetale lånebeløpet pluss renter til investor (långiver) over en spesifisert periode.” (Oslo Børs Publikasjoner, s.5). Ved investering i et obligasjonslån med fast rente, mottar investoren renteutbetaling en eller flere ganger i året og får tilbakebetalt investert beløp (pålydende) på forfallsdato. Lengden på løpetiden varierer vanligvis fra 1- 30 år. Obligasjoner blir vanligvis utstedt av offentlige myndigheter, finansinstitusjoner og selskaper.

Et selskap må ha kapital for å finansiere sin virksomhet. Dette kan den typisk skaffe gjennom vanlige banklån eller utvidelse av aksjekapital. Men store selskaper får ofte problemer ved å få inn nok kapital gjennom disse to kanalene. Gjennom obligasjonsmarkedet kan selskapet hente inn mer kapital fra markedet ved å utstede gjeld i form av obligasjoner. Når selskapet utsteder gjeld vil den i realiteten skylde motparten (investoren) penger. Investoren får avkastning på dette lånet i form av renter eller forventet stigning på relaterte indekser for indekserte lån.

Obligasjon er definert som gjeld, mens aksjer er egenkapital. Dette er en viktig forskjell mellom disse to kapitalkildene. Ved å kjøpe aksjer blir kjøperen en deleier i aksjeselskapet med stemmerett og rett på fremtidig profitt. Ved kjøp av obligasjoner blir kjøperen en kreditor (fordringshaver) til selskapet. Den største fordelene ved å være kreditor er at man har høyere prioritet på aktiva enn det aksjonærer har, ved for eksempel en konkurs. En annen forskjell er at obligasjoner har en bestemt løpetid, mens aksjeposter er utestående på ubestemt tid.

2.2. Obligasjonsmarkedet

Det amerikanske obligasjonsmarkedet er meget stort i omfang, med totalt \$34 746 milliarder i utestående gjeld i tredje kvartal 2009 (SIFMA). I 2009 ble de utstedt obligasjoner til en samlet verdi av \$6 616,6 milliarder på det amerikanske markedet, og av dette var høyrenteobligasjoner \$148 milliarder. Til sammenligning hadde verdens aksjemarkeder en

samlet verdi på \$44 billioner i februar 2010 (Bloomberg's World Market Cap index), og totalt BNP for USA var på \$14,3 billioner i 2009 (CIA The World Factbook).

De viktigste aktørene i et obligasjonsmarked er utstedere, investorer og meglere samt en børs der handelen foregår. Utstedere består av både offentlig og privat sektor. Og prisen på en obligasjon vil variere ut i fra hvem som er utsteder. Grunnen til dette er forskjellig kredittrisiko forbundet med de forskjellige utstederne. En stat anses som meget sikker og har dermed liten kredittrisiko. Et privat selskap derimot har en høyere kredittrisiko som vil gjenspeiles i prisen. Den amerikanske staten står for nært halvparten av all utstedelse av obligasjonslån i USA (SIFMA). Statsobligasjoner er viktige for rentemarkedet fordi statsobligasjonsrenten blir sett på som risikofri og fungerer som en referanse for kurser. Differansen mellom renten på et statslån og renten på et lån av en annen låntaker med lik løpetid innebærer forskjell i risiko for de to lånene. Denne differansen er spesielt interessant, da den gir mulighet til å analysere en rekke problemstillinger.

En annen sentral utsteder er finansinstitusjoner. Disse låner inn penger ved å utstede obligasjoner, for så å låne ut de samme pengene til andre formål eller investere de i andre verdipapirer. En ytterligere type utsteder, som vokser i omfang, er industribedrifter og andre bedrifter som trenger store mengder kapital.

Investorer i obligasjonsmarkedet er som regel store profesjonelle aktører som investeringsfond og hedgefond. Til slutt har meglerforetak en viktig rolle i obligasjonsmarkedet. Meglere har som oppgave å tilrettelegge obligasjonslån og fungere som et bindeledd mellom investorer og børsen.

2.3. Investering i obligasjonsmarkedet

Investering i obligasjoner kan være gunstigere enn investeringer i aksjer eller sparing i bank på grunn av følgende fortrinn:

1. Ved å investere i obligasjonsmarkedet får man som regel høyere avkastning på lengre sikt enn ved sparing i bank. Grunnen til dette er delvis at bankinnskudd har høyere sikkerhet som følge av at bankinnskudd er garantert av staten. Videre kan man når

som helst kan ta ut et bankinnskudd, mens en obligasjon må selges eller innløses før man får pengene. Denne usikkerheten rundt prisen blir kompensert av en likviditetspremie. Risikoen forbundet med obligasjoner knytter seg til utsteders evne til å tilbakebetale lånet ved forfall, samt utviklingen i det generelle rentenivået. Denne høyere risikoen gir obligasjoner antatt høyere avkastning.

2. Det å investere i aksjemarkedet er relativt mer usikkert enn å investere i obligasjoner. Årsaken til dette er at avkastningen i en obligasjon er i stor grad gitt på forhånd, og at investert beløp har høyere prioritet enn aksjeinvestering ved en konkurs. Vanligvis vil obligasjoner utbetale renter halvårlig noe som gir en forutsigbar inntektsstrøm. Aksjeavkastning er mye mer volatil enn obligasjonsavkastningen, og er dermed mer risikofylt. Gitt høyere risikonivå er det derimot ikke overraskende at aksjer gir høyere avkastning enn obligasjoner.
3. Avkastningen på aksjer er korrelert med avkastningen på obligasjoner, men korrelasjonen har vist seg å være liten. Obligasjoner skiller seg fra aksjer i forhold til type risiko. Mens aksjer i høy grad har risiko knyttet til børssvingninger, har obligasjoner en større vekt av risiko knyttet til kredittrisiko og likviditetsrisiko. Ifølge finansteorien vil man ved å holde en portefølje diversifisert med lavt korrelerte aktiva redusere risikoen utover et vektet gjennomsnitt av risikoen, uten at dette går ut over avkastningen. Man kan på denne måten forbedre bytteforholdet mellom forventet avkastning og risiko (gitt at obligasjoner og aksjer gir tilnærmet lik avkastning) ved å fordele en investering på obligasjoner og aksjer. Et eksempel kan være de globale obligasjons- og aksjeporteføljene til Statens pensjonsfond – Utland.

2.4. Prising av obligasjoner

En obligasjonspris er lik summen av nåverdiene av kuongutbetalingene pluss nåverdien av hovedstol ved forfall. Man kan derfor finne prisen på en obligasjon ved å diskontere forventet kontantstrøm på en passende diskonteringsrente. Figuren under viser formelen for prisen på en fastrenteobligasjon:

Figur 1: Fastrenteobligasjon

$$P = \frac{K}{1+r} + \frac{K}{(1+r)^2} + \frac{K}{(1+r)^3} + \dots + \frac{K}{(1+r)^n} + \frac{H}{(1+r)^n}$$

Hvor:

P = pris

K = kuongutbetaling

r = diskonteringsrente

H = hovedstol (pålydende)

n = antall år

Prisen på en obligasjon er altså gitt ved en nåverdi, der nåverdien kan deles inn i to forhold:

1. Kontantstrøm der kuongutbetaling, kuongrente og hovedstol inngår. Kuongutbetalinger utbetales n ganger, og kuongrenten er kuongutbetalingen uttrykt som prosent av hovedstolen og er det utsteder skal betale innehaver i hver periode. Hovedstol utbetales ved obligasjonens forfall.
2. Diskonteringsrenten som er renten i en alternativ plassering med lignende vilkår og risiko.

Prisen på obligasjon kan sies å være den høyeste prisen man er villig til å betale gitt obligasjonens kuongrente i forhold til avkastning på tilsvarende obligasjoner. Et viktig moment med obligasjoner er at forholdet mellom rente og pris er inverst relatert. Dette går frem av nåtidsformelen ovenfor: Når diskonteringsrenten går opp blir nåverdien av obligasjonens kontantstrøm mindre og dermed går prisen ned. Det vil si at dersom rente på tilsvarende obligasjoner i markedet øker går prisen på eksisterende obligasjoner ned. Nyutstedte obligasjoner må da tilby en høyere rente for å holde tritt, mens eksisterende obligasjoner med en lavere kuongrente vil bli mindre konkurransedyktig. Siden investorer ikke vil kjøpe eksisterende obligasjoner som tilbyr en lavere rente, må følgelig prisen gå ned. Omvendt, når markedsrenter går ned, vil eksisterende obligasjoner som da vil ha en høyere rente fremtre som mer attraktive og prisen vil gå opp.

En obligasjon vil ha pris 100 (pariverdi) hvis kuongrenten er lik nødvendig avkastning³. Hvis nødvendig avkastning på obligasjonen er høyere enn kuongrenten vil obligasjonen ha en pris lavere enn 100. Og en obligasjon vil ha en pris høyere enn 100 hvis nødvendig avkastning er lavere enn kuongrenten.

³ Nødvendig avkastning er avkastningen som obligasjonen må ha for at investorer skal være villige til å kjøpe den.

2.5. Risikotyper ved obligasjoner

Renterisiko:

Renten på en obligasjon settes ut i fra markedsrentene, og disse beveger seg i samme retning. Derfor vil nåværende eiere av obligasjoner få et tap eller en gevinst ved endring i markedsrentene siden prisen blir påvirket. På denne måten vil alle obligasjonslån bli påvirket av en endring i markedsrenten, men graden av endring vil bli forskjellig ut i fra tre faktorer (Oslo Børs):

1. Løpetid: Vanligvis vil obligasjoner med lang løpetid bli påvirket mer ved endring renter enn kortsiktige obligasjoner
2. Kupongrenten: Dersom obligasjonen har en høy kupongrente vil den være mindre kurssensitiv enn en med lav kupongrente
3. Effektiv rente⁴: En obligasjon med en høy effektiv rente blir mindre påvirket av markedsrenteendringer enn obligasjoner som handles på lav effektiv rente.

Likviditetsrisiko:

Likviditetsrisiko er risikoen for at en motpart ikke klarer å realisere aktiva etter hvert som pliktene forfaller, eller at det oppstår vesentlige ekstraomkostninger i form av for eksempel prisfall på aktiva som må realiseres. Denne type risiko sier noe om hvor lett det er for en obligasjonseier å få solgt sine obligasjoner til en pris som reflekterer obligasjonens verdi. Ved lån der det er stor handel, for eksempel statsobligasjoner, vil det være forholdsvis lett for investor å selge seg ut. Differansen mellom obligasjonens kjøps- og salgskurs kan gi en indikasjon på hvor likvid obligasjonen er. Jo større denne differansen er, jo større vil likviditetsrisikoen være.

Kreditrisiko:

Når en investor kjøper obligasjoner har han en risiko forbundet med kredittverdigheten på utstederen av obligasjonene. Denne kredittrisikoen gjenspeiler den risiko investor har for at motparten ikke klarer sine betalingsforpliktelser. Investor må ta hensyn til sannsynligheten for at utsteder kan gå konkurs eller at det skjer en betalingsforsinkelse av kupong og/eller

⁴ Effektiv rente er avkastningen en investor oppnår dersom han kjøper obligasjonen til aktuell kurs og beholder den til forfall.

hovedstol. Derfor vil kontantstrømmen fra obligasjoner ofte være avhengig av utstederens finansielle styrke.

Kredittrisiko vil bli med i betraktingen ved prising av obligasjoner. Obligasjoner med en viss kredittrisiko vil få en lavere pris i markedet enn sammenliknbare risikofrie obligasjoner. Med andre ord vil obligasjoner med kredittrisiko handles til en høyere effektiv rente.

2.6. Høyrenteobligasjoner

Selskaper har forskjellig soliditet, og disse forskjellene blir gjenspeilet i prisingene av deres obligasjoner. Obligasjoner med høy risiko og med mulighet for høy avkastning blir kalt for høyrenteobligasjoner, ("high yield bonds" eller "junk bonds"). Denne type obligasjoner er utstedt av selskaper med høy gjeld og/eller liten og usikker kontantstrøm. De kalles altså høyrenteobligasjoner fordi investorene loves en høy løpende rente for å kompensere for risikoen for at renter og avdrag ikke blir betalt som avtalt (Van Horne 2001).

Høyrenteobligasjoner blir omsatt på obligasjonsmarkedet, men deres bevegelser i markedet er forskjellige fra obligasjoner med høyere sikkerhet. "Junk bonds" blir i mindre grad påvirket av korte renter enn andre typer obligasjoner. Dette fordi at de har høyere avkastning og ofte kortere løpetid. Høyrenteobligasjonene tenderer å følge utviklingen i aksjemarkedet i større grad enn sikrere obligasjoner, fordi deres verdi er tett knyttet opp til bedriften som utsteder dem. Slik at i for eksempel en resesjon vil høyrenteobligasjoner også falle i verdi fordi bedriftene som utsteder dem tjener mindre og i mindre grad klarer å betale gjeld.

Utstedere av høyrenteobligasjoner avviker med hensyn til kvalitet og risiko. Derfor blir obligasjoner vurdert og rangert av store ratingbyråer som Moody's og Standard & Poors (investinginbonds.com). Byråene rangerer obligasjoner basert på analyser av utstedernes finansielle betingelser, økonomiske karakteristika og inntektssikkerhet knyttet til obligasjonen. Den høyeste ratingen, med lavest risiko, er merket AAA eller Aaa. Obligasjoner med rating BBB/Baa eller høyere er såkalte "investment grade"-obligasjoner. Obligasjoner med lavere rating er ansett som høyrenteobligasjoner eller "junk bonds". En oversikt over de forskjellige rangeringer følger under:

Tabell 1: Kredittranger

KREDITTRATING		
INVESTMENT GRADE	MOODY'S	STANDARD & POORS
	Aaa	AAA
	Aa	AA
	A	A
	Baa	BBB
HØYRENTE- OBLIGASJONER / JUNK BONDS	Ba	BB
	B	B
	Caa	CCC
	Ca	CC
	C	C/D (konkurs)

Kilde: *Investing in Bonds (SIFMA)*.

Markedet for høyrenteobligasjoner er stort i USA, og har økt i stort tempo siden midten av 80-tallet. Denne type obligasjoner har vokst fram som følge av at selskaper har hatt utfordringer med å få tradisjonell bankfinansiering, og har derfor vært nødt til å henvende seg til investorer gjennom obligasjonsmarkedet. Denne tilgangen gir låntakere mulighet til å få tak i mer fleksibel finansiering. Og siden høyrenteobligasjonsfond har høyere avkastning enn obligasjoner med investment-grade, er de ut i fra teorien om renterisiko mindre sårbare for endringer i markedsrenter. Dette gjør de mindre korrelerte med andre verdipapirer og følgelig attraktive i en diversifisert portefølje.

2.7. Kredittspread

Obligasjoner utstedet av private foretak gir en effektiv rente over en statsobligasjon med samme løpetid. Denne rentedifferansen mellom usikre og sikre obligasjoner blir ofte kalt kredittspread, og er et mål på kompensasjon for risiko knyttet til den usikre obligasjonen. Kredittspread er stort sett kjent for å være en kompensasjon for kredittisiko som følge av forventet mislighold tilknyttet den underliggende obligasjonen. Empirisk sett vil misligholdsrisikoen øke i nedgangsperioder og synke i oppgangsperioder. En naturlig implikasjon av dette er at kredittspread varierer i takt med misligholdsraten, slik at kredittspread er lav i høykonjunkturer og høy i lavkonjunkturer.

Kredittspread er som nevnt den ekstra avkastning som en investor tilbys for kompensasjon for risiko over en sikker obligasjon, og kan bli dekomponert i ulike elementer (Huang og Kong 2003):

1. Forventet misligholdstap: Dette er risikoen for at investor ikke mottar avtalt kontantstrøm ved et eventuelt mislighold. Denne er direkte relatert til misligholdsraten ("default rate") og gjenvinningsraten ("recovery rate").
2. Kredittisiko/risikopremie: Avkastningen på usikre obligasjoner er mer risikabel enn avkastningen på en sikker obligasjon/statsobligasjon, og investorer vil derfor kreve en høyere premie for den høyere risikoen. Denne premien blir forlangt fordi risikoen er systematisk, og ikke diversifiserbar risiko (Elton et al. 2001).
3. Forskjeller i skattlegging: Rentebetalinger på selskapsobligasjoner i USA er skattelagt, mens rentebetalinger på statsobligasjoner er fritatt for skatt.

2.7.1. Kredittspread som indikator

Differansen mellom rentene på obligasjoner av forskjellig kvalitet er et av de viktigste målene på aggregert kredittisiko i økonomien, og blir brukt som en ledende indikator på samlet økonomisk aktivitet. (Guha, Hiris og Visviki 2001). Oppgaven tar for seg informasjonen som differansen mellom høyrenteobligasjoner og risikofrie obligasjoner har som mål på konjunktursyklus. Denne spreaden er en ledende indikator som følge av to faktorer:

1. Fordi den inkorporerer forventninger om fremtidig mislighold
2. Risikopremier knyttet til spreaden beveger seg prosyklisk, i tråd med teorien om den finansielle akselerator.

Empiri viser at av ved lav økonomisk aktivitet (resesjon) er misligholdsraten stor – og omvendt (Bruche og González-Aguado 2008). Men forskning viser at misligholdsraten kun kan forklare en liten del av differansen (Elton et al. 2001). Videre viser samme studie at forskjeller i skattlegging (statsobligasjoner er fritatt for skatt i USA, mens foretaksobligasjoner ikke er) forklarer en større del av differansen enn forventet mislighold. Men fremdeles er en stor del av differansen ikke forklart. Elton med flere (2001) forklarer at

sikre obligasjoner ikke svinger systematisk med andre tilsvarende aktiva som aksjer, mens usikre obligasjoner svinger systematisk. Risikoteori sier at en systematisk risiko må bli kompensert. Derfor vil investering i usikre obligasjoner kreve en risikopremie for å kompensere for mangel på diversifiserbarhet.

To grunner til at endringer i spread kan være systematisk:

1. Hvis forventet mislighold beveger seg sammen med kapitalpriser, slik at når aksjepriser går opp vil misligholdssannsynligheten gå ned – og omvendt, vil dette resultere i en systematisk faktor.
2. Kompensasjon for risiko som blir krevd i markedet endrer seg over tid. Hvis denne endringen i kompensasjon påvirker både obligasjons- og aksjemarkedet, så vil dette frembringe en systematisk påvirkning.

Markedets behov for risiko kan endre seg i takt med økonomiske sykler. Med andre ord kan risikopremien/kredittrisiko variere i takt med konjunktorene. I perioder med økonomisk nedgang, vil risikopremien forventes å øke, og i perioder med økonomisk oppgang, vil risikopremien forventes å minke. Dette mønsteret forklares ved hjelp av en investors preferanser knyttet til sikkerhet. I en resesjon, vil investorer være relativt mer opptatt av sikkerhet, og for å investere i usikre obligasjoner vil de måtte bli kompensert av en høyere risikopremie. På den andre siden, vil investorer i en høykonjunktur være mindre bekymret for sikkerhet og være mer villige til å bære risiko. I en slik periode vil flere og flere tendere mot å søke mot den investeringen med høyest avkastning. Hvis mange nok søker avkastning på denne måten vil risikopremier endre seg slik at de øker i en lavkonjunktur, og minker i en høykonjunktur (Van Horne 2001).

En relatert grunn for denne atferden kan relateres til likviditet. Hvis investorer verdsetter likviditet i større grad under lavkonjunkturer enn i høykonjunkturer vil de søke mot statsobligasjoner eller tilsvarende sikre obligasjoner (AAA). På denne måten vil de kunne skaffe seg en høyere grad av likviditet. Denne endringen i preferanser rundt likviditet avhengig av konjunkturer kan frembringe at risikopremier på usikre obligasjoner vil øke i perioder med lav økonomisk aktivitet. Atferd rundt likviditet på denne måten blir ofte kallet

”flight to quality”, og henspiller investorers søken mot de mest sikre og likvide investeringer når markedet er kaotisk og nedgående.

3. Konjunkturteori

3.1. Konjunktursykler

Konjunktursykler er svingninger – i forhold til trendmessig utvikling – i aktivitetsnivået i en økonomi. Med andre ord bevegelser i hvor mye som produseres og hvor stort press det er på økonomiens ressurser, primært målt ved fluktuasjoner i bruttonasjonalprodukt i realtermer. Konjunktursykler kan komme som resultat av, og innvirker på, flere forhold i økonomien som sysselsetting, produksjon og realinntekt. Disse fluktuasjonene inntreffer rundt en langsiktig veksttrend, og består av tilbakevendende hendelser av oppganger og nedganger i aktivitetsnivået i økonomien. En konjunktursykel kan bli utløst av stokastiske sjokk som utløser visse responser i økonomien. Effektene av disse sjokkene dør gradvis ut, mens nye sjokk med varierende lengde og styrke vil oppstå. Mitchells definisjon av konjunktursykler fra ”Business Cycles: The problem and its setting” (1927) er blitt en klassisk definisjon:

”Business cycles are a type of fluctuations found in the aggregate economic activity of nations that organize their work mainly in business enterprises: a cycle consists of expansions occurring at about the same time in many economic activities, followed by similarly general recessions, contractions, and revivals which merge into the expansion phase of the next cycle; the sequence of changes is recurrent but not periodic; in duration business cycles vary from more than one year to ten or twelve years; they are not divisible into shorter cycles of similar character with amplitudes approximating their own.”

Konjunktursykler er kjennetegnet ved korrelasjon i en rekke økonomiske aktiviteter som til sammen utgjør det samlede økonomiske aktivitetsnivået. Som definert forekommer ekspansjoner og etterfølgende kontraksjoner i økonomisk aktivitet gang på gang, men periodene varierer i både utslag og varighet. Mitchell definerer varigheten til en sykel til å være fra litt over ett år til 10-12 år.

Å vite hvordan de økonomiske variablene samvarierer med hverandre er viktig for å få en forståelse av sammenhengene i økonomiske sykler. Makroøkonomiske variabler kan påvirke økonomien med ulik tidsintervall og styrke, og en bedre innsikt i dette kan øke mulighetene til å kartlegge økonomiens virkemåte og predikere fremtidig økonomisk utvikling. Hvis man kan identifisere og påvirke disse forholdene, kan man til en viss grad styre de kortsiktige syklene og også den langsiktige veksten. Fluktuasjoner i økonomisk aktivitet er en naturlig

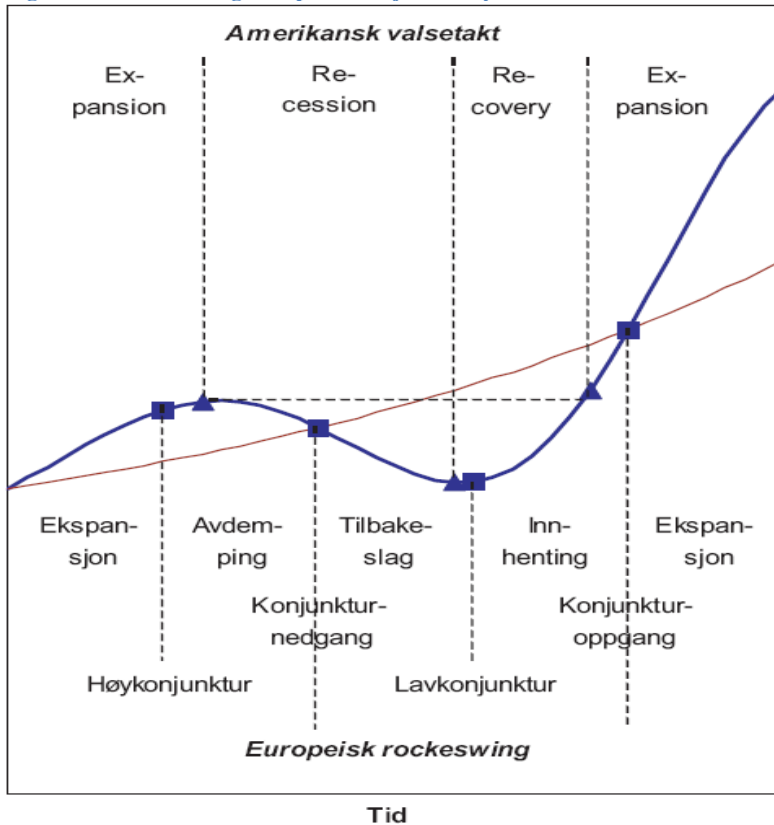
omstendighet i alle økonomier med fri pris- og produksjonsdannelse. Derfor kan en analyse av drivkreftene bak konjunkturforholdene hjelpe å tilpasse et lands økonomi slik at den blir mer stabil.

3.2. Hvordan måle konjunktursykler

Historisk sett ser man at alle land opplever konjunktursykler med samme karakteristika. Syklene er gjentakende, men periodene varierer i lengde. For å vurdere den samlede økonomiske aktiviteten er det vanlig å bruke estimat på produksjonsgapet som mål på konjunkturutviklingen. Produksjonsgapet er avviket mellom produksjonspotensialet i økonomien (den produksjonen som ville blitt realisert dersom alle lønninger og priser var fleksible) og økonomiens aktivitetsnivå (Bjørnland 2004). Under en lavkonjunktur vil produksjonen ligge under langsiktig trend, og man får negativt produksjonsgap. I en høykonjunktur er faktisk produksjon høyere enn potensiell produksjon, da er produksjonsgapet positivt. For et land vil det være et mål å ha et produksjonsgap nær null, da er ressursutnyttelsen mest effektiv og langsiktig vekst mest stabil.

Det finnes to forskjellige standarder for å måle konjunktursykler: Vekstsykler og klassiske sykler. Den europeiske standarden er å bruke vekstsykler for datering av konjunkturer. Her blir vendepunktene definert ut fra vekst relativt til trendvekst, der $\frac{\partial X}{\partial T} = a$, hvor a er trendvekst. Toppene og bunnene i konjunkturerne blir da der hvor avstanden mellom trend og sykel er størst (Benedictow og Johansen 2005). Klassiske sykler blir brukt i den amerikanske standarden, der vendepunktene defineres ut fra om veksten er positiv eller negativ. Dette blir gjort ved å finne lokale maksimums- og minimumsverdier, der $\frac{\partial X}{\partial T} = 0$. Klassiske sykler tar altså kun hensyn til absolutte endringer i veksten, mens vekstsykler tar hensyn til relative endringer. Disse to forskjellige standardene kan gi forskjellige resultat, noe som kommer frem i figuren under.

Figur 2 Amerikansk og europeisk konjunktursyklus



Kilde: Benedictow og Johansen 2008, side 2.

Av figuren ser man at ved en positiv trendvekst vil bunnpunktene komme tidligere og toppunktene senere i klassiske sykler enn i vekstsykler. Dette fører til at en amerikansk fase vil kortere kontraksjonsfasene og lengre ekspansjonsfaser enn den europeiske.

Som vist i figuren over, fremkommer konjunkturbevegelsene som svingninger i faktisk serie rundt en beregnet trend. Benedictow og Johansen (2005) definerer de ulike konjunkturfasene på følgende måte:

- Lavkonjunktur er periodene der faktisk serie under trenden, dvs. der avviket er negativt, mens høykonjunktur er det motsatte.
- Konjunkturbunnene og – toppene nås der tallverdien av avviket mellom faktisk serie og trend er størst. Her er faktisk vekst lik trendmessig vekst.
- Konjunkturedgang er periodene regner fra konjunkturtopp til konjunkturbunn. Tilsvarende regnes konjunkturoppgang som periodene fra bunn til topp

Ved en ekspansjon i økonomien vil produksjonen øke, ledigheten reduseres og sysselsettingen øke. I motsatt tilfelle, ved en resesjon, vil en derimot få redusert produksjon og sysselsetting, mens ledigheten øke (Husebø og Wilhelmsen 2005).

3.3. Økonomiske indikatorer

En økonomisk indikator er enkelt sagt en økonomisk statistikk, som for eksempel sysselsettingsvekst, BNP eller inflasjonsrate, som indikerer hvilken tilstand økonomien er i. Indikatorer for økonomien blir ofte brukt i konjunkturanalyser, og gir blant annet sentralbanker og investorer informasjon om økonomien i dag og i fremtiden (Conference Board 2001).

En økonomisk indikator kan deles inn i tre egenskaper:

1. Forbindelse med økonomien eller konjunktursyklusen
 - a. Medsyklisk: En medsyklisk indikator beveger seg i samme retning som økonomien. For eksempel BNP.
 - b. Motsyklisk: En motsyklisk indikator beveger seg i motsatt retning som økonomien. For eksempel arbeidsledighet.
2. Datafrekvens

BNP blir vanligvis offentliggjort kvartalsvis, mens data for sysselsetting blir sluppet månedlig.
3. Korrelasjon
 - a. Ledende indikator: En ledende indikator endrer seg i forkant av økonomien. Disse kan bidra til å predikere økonomien i fremtiden.
 - b. Etterslepende indikatorer: En etterslepende indikator endrer seg noen måneder eller kvartal etter at økonomien har endret seg.
 - c. Sammenfallende indikator: En sammenfallende indikator er en som beveger seg på samme tid som økonomien gjør.

4. Den finansielle akselerator og kredittspread

I denne delen vil jeg forklare hvorfor kredittspread inneholder informasjon som gir den forklaringskraft for konjunktursykler, og vise sammenhengene mellom premien for ekstern finans ("external finance premium") og den finansielle akselerator.

Som forklart senere, kan kredittspread (her rentedifferansen mellom høyrenteobligasjoner og sikre obligasjoner) være et godt mål på samlet finansiell tilstand. Med hensyn til dette kan den hjelpe å oppklare hvordan friksjoner i kredittmarkedet kan forsterke og forplante seg i konjunktursykler. Denne påvirkningskraften som markedsimperfeksjoner har for konjunktursykler kan forklares ved hjelp av teorien om den finansielle akselerator. Med dette som utgangspunkt vil jeg argumentere for at et relevant mål for finansiell tilstand er premien for ekstern finans, det vil si differansen mellom kostnaden ved å skaffe ekstern kapital og alternativkostnaden av intern finans. Videre blir det argumentert for at spreaden mellom høyrenteobligasjoner og sikre obligasjoner kan stå for et mål på denne premien.

De fleste økonomiske krisene som har kom de seneste tiårene, inkludert den nåværende økonomiske nedgangen, er alle tilknyttet den finansielle sektoren. Dette har fått forskere innen økonomi til å se nærmere på hvilken rolle finansielle markedsforhold har for konjunktursykler. Teoretiske makroøkonomiske rammeverk som forklarer hvordan finansielle faktorer kan forsterke og forlenge konjunkturer har blitt utviklet (se Bernanke et al.1996). Denne mekanismen er kjent som den finansielle akselerator. En annen sentral ide er at endringer i finansielle forhold kan forsterke effektene som pengepolitikk har på økonomien, kjent som kredittkanalen i transmisjonsmekanismen for pengepolitikken. Disse to ideene er i høy grad relatert og for å opplyse dette nærmere vil jeg først forklare premien for ekstern finans og kredittkanalen, for så å koble disse to begrepene opp mot den finansielle akselerator.

4.1. Ekstern finanspremie

Denne premien er basert på følgende premiss: Når friksjoner i det finansielle marked kommer i veien og påvirker, slik som ved asymmetrisk informasjon eller kontraktskostnader, vil det forårsake et skille mellom det å skaffe kapital eksternt (for eksempel utstedelse av

obligasjoner) og alternativkostnaden for intern kapital. Dette skillet, som vi kaller premie for ekstern finans, reflekterer kostnader tilknyttet dødvektstapet som oppstår mellom låntaker og långiver. Blant kostnader relatert til dette er långivers kostnader for evaluering og overvåkning, og det at låntaker har bedre informasjon om seg selv enn långiver, samt eventuelle betalingsforsinkelser eller unnlater. Det å skaffe kapital eksternt er i realiteten alltid mer kostnadskrevenne enn å bruke intern kapital, av den grunn er premien som regel positiv.

4.2. Kredittkanalen og pengepolitikk

Pengepolitikkenes påvirkning kan være større enn det som er forklart ved den tradisjonelle kapitalkostnadskanalen, som går ut på at låne-, investerings- og konsumbeslutninger blir påvirket kun av markedsrenter. Den ekstra effekten kan forklares ved hjelp av kredittkanalen, som sier at pengepolitikken har ekstra påvirkning fordi beslutninger rundt renten påvirker kostnader og tilgang til kreditt i større grad enn det som en endring i risikofri rente kan tilsvare (Bernanke 2007).

Kredittkanalen blir vanligvis delt inn i to kanaler: Balanseregnskapskanalen og utlånskanalen (Bernanke et al. 1996).

Balanseregnskapskanalen er basert på teorien om at den premien som en låntaker står ovenfor avhenger av låntakers finansielle styrke. Nærmere bestemt vil det si at dess sterkere finansiell posisjon dess lavere skal premien for ekstern finans være. Intuitivt vil en sterk långiver ha større muligheter for å oppfylle sine betalingsforpliktelser og derfor vil långiver kreve en lavere premie for utlån. Balanseregnskapskanalen er nært relatert til ideen om den finansielle akselerator, som sier at endringer i styringsrenter påvirker verdien av aktiva og kapitalstrøm til låntakere og på denne måte kredittverdigheten som følgelig påvirker den eksterne risikopremie som låntaker må betale.

Teorien om utlånskanalen sier at pengepolitikken vil påvirke tilbudet av lån som banker tilbyr. Dette fordi en innstramning vil redusere bankers balanseregnskap og lede kapital vekk i fra banksystemet. Nå er ikke lenger banker kun avhengig av innskudd for finansiering, men annen finansiering er som regel dyrere. Dessuten vil kostnader og tilgangen til annen

finansiering avhenge av kredittverdigheten til banken. Så usikkerhet rundt kredittkvaliteten til kapitalen vil skape en ekstern risikopremie.

4.3. Den finansielle akselerator

Premien for ekstern finans er et nøkkelbegrep også i denne teorien. Premien er en endogen variabel og avhenger som sagt omvendt av låntagers finansielle styrke. Samtidig er låntakers styrke positivt avhengig av den økonomiske aktiviteten. Med andre vil bedrifter i gode tider ha en bedre kontantstrøm og budsjettbalanse enn i dårlige tider (for eksempel vil en ekspansjon ha en økning i aktivapriser og kontantstrøm relativt til gjeld, og omvendt i en resesjon). Dette impliserer at låntakers styrke er prosyklisk, som i sin tur impliserer motsykliske endringer i premien (Gertler og Lown 1999). For eksempel vil en økning i kapitalprisene øke verdien av sikkerhet, og utlånere krever dermed en lavere finansieringspremie. Etterspørselen etter lån vil da øke grunnet lavere lånekostnad. Denne motsykliske adferden i låntakers finansielle posisjon sørger for å forsterke forbruk og følgelig samlet økonomisk aktivitet (Bernanke 2007).

Dette omvendte forholdet mellom premien for ekstern finans og den finansielle tilstanden til låntakere er med på å påvirke at i utgangspunktet kortvarige økonomiske sjokk kan ha langvarige effekter på økonomien. Den finansielle akselerator er et nyttig begrep fordi den kan hjelpe å forklare hvorfor fluktuasjoner i konjunktursykler er mer langvarige og større enn det som kan tilskrives ikke-finansielle forhold.

Variasjoner i låntakers finansielle styrke, om det kommer fra pengepolitikk eller andre virkninger, kan påvirke kortsiktige økonomiske dynamikk. Ideen bak dette er at kostnaden ved å skaffe kapital avhenger omvendt av låntakers kredittverdighet. Slik at endogene endringer i kredittverdighet kan øke varigheten og utslaget til konjunktursykler, og forsterke påvirkningen av pengepolitikk (Bernanke 2007).

4.4. Kredittspread som mål på premie

Som nevnt før er den finansielle akselerator som mekanisme vanskelig å måle og estimere. Det er gjort en rekke økonometriske studier som beviser at den eksisterer (Hubbard 1996), men et direkte mål på den er problematisk å finne. Den viktigste variabelen bak den sykliske mekanismen kan tilskrives premien for ekstern finans. Denne er derimot også vanskelig å finne og observere. Men Gertler og Lown argumenterer for at spreaden mellom høyrente- og risikofrie obligasjoner kan være en rimelig indikator for denne premien. Ideelt sett vil denne type indikator være bestemt av et marked, men før markedet for "high yield bonds" var utviklet var det stort sett kun låntakere av høy kvalitet som var i stand til å utstede gjeld. Slik at differansen de betaler over risikofri gjeld ikke kan hjelpe til å oppspore mekanismen i den finansielle akselerator. Høyrenteobligasjoner derimot står ovenfor den type friksjoner i kredittmarkedet som teorien om den finansielle akselerator beskriver. Og over tid vil spreaden til høyrenteobligasjoner være korrelert med premien for ekstern finans, og trolig inkorporere forstyrrelser i den finansielle sektor som vil påvirke realøkonomien. (Gertler og Lown 1999).

5. Gjennomgang av tidligere studier

Denne oppgaven tar utgangspunkt i tidligere studier som er av samme tema, og jeg vil derfor nå presentere andre artikler som er relevante for min oppgave. Jeg vil først kort introdusere sentrale studier som omfatter kredittmarkedet generelt og så se nærmere på studier som spesifikt omhandler obligasjonsspread og konjunktursyklus.

Ideen om at kredittmarkedet og økonomien har en sammenheng har lenge vært anerkjent blant forskere innenfor økonomi. Aggregert kredittforhold har blitt ansett som en viktig faktor for konjunktursyklus, og empiriske studier som går tilbake til Moore (1956) har vist at kredittmislighold og kredittrisiko varierer systematisk over konjunktursyklusene (Guha og Hiris). Endringer i forventninger og økonomiske forhold kan resultere i endringer i kredittspreader, og mange empiriske sammenhenger mellom kredittmarkedene og realøkonomien har blitt dokumentert (Chan-Lau, Jorge og Ivaschenko 2001). Et eksempel som er svært aktuelt i lys av dagens finanskriser blir understreket av Woinilover (1980). Han sier at hvis det oppstår alvorlige misligholdsproblemer i de finansielle markedene eller i store institusjoner kan dette få konsekvenser for tilgangen på kreditt, som igjen kan forplantes over til realøkonomien. Kredittmarkedenes innflytelse på realøkonomien har også blitt påvist i nyere studier av Bernanke og Gertler (1995) og Bernanke et al. (1996).

En rekke studier har blitt gjort for å undersøke om terminstrukturen i kredittmarkedet har forklaringskraft. Blant annet har Estrella og Hardouvelis (1991), Estrella og Mishkin (1998) og Stock og Watson (1989) alle konkludert med at terminstrukturen kan predikere fremtidig økonomisk aktivitet fordi den inneholder informasjon om inflasjonsforventninger og pengepolitikk. Men en svakhet med denne indikatoren er at de underliggende aktiva er basert på statsobligasjoner som blir ansett for å være omtrent risikofrie, og dermed vil ikke terminstrukturen fange opp informasjon tilknyttet kredittrisiko i særlig stor grad. Gertler og Lown (1999) argumenterer også at terminstrukturen er nært knyttet opp mot pengepolitikk og at denne indikatoren har hatt en nedgang i treffsikkerhet siden 90-tallet på grunn av regimeskifte i pengepolitikken.

Forskning som forsøker å forklare fremtidig produksjon relatert til kredittrisiko har tidligere fokusert på verdipapirspread (Bernanke og Blinder 1992; Stock og Watson 1989; Friedman

og Kuttner 1992, 1998). Som en ledende indikator, står imidlertid verdipapirspread overfor to problemer (Zhang 2002): For det første, er den bygd på to underliggende aktiva – pengemarkedssertifikat (commercial paper) og statskasseveksel (Treasury bills) – som er kortsiktige gjeldspapir som ikke er påvirket av langsiktig risiko. Siden de er kortsiktige kan de ikke reflektere forventninger som angår fremtidige konjunktursykler. Og for det andre, kan de to underliggende aktiva i praksis bli sett på som perfekte substitutter på grunn av de lave misligholdsratene i sertifikatmarkedet. På grunn av dette er prediksjonsevnen ikke særlig god.

Litteratur på forholdet mellom obligasjonsspread og konjunkturer er begrenset i omfang. En grunn til dette kan være at høyrenteobligasjonsmarkedet og teorien om den finansielle akselerator er relativt nye begreper. Jeg har i denne oppgaven fokusert på fire artikler som handler om dette emnet, og under følger en gjennomgang av hver artikkel.

Zhiwei Zhang (2002) - *Corporate Bond Spreads and the Business Cycle*

Zhang har i sin studie undersøkt prediksjonskraften for obligasjonsspread med hensyn på sysselsettingsvekst. Han skiller mellom høyrenteobligasjoner og obligasjoner med investeringsgrad. Selv om obligasjoner i begge markeder er utsatt for misligholdsrisiko, vil misligholdsprosenten være større og mer syklisk i høyrenteobligasjonsmarkedet. Noe som indikerer at en spread for høyrenteobligasjoner kan gi en mer presis prediksjon enn en spread for obligasjoner med investeringsgrad. Studiet viser en klar ledende-eterslepene relasjon mellom obligasjonsspread og sysselsettingsveksten, noe som tyder på at obligasjonsspread kan være gode ledende indikatorer. Videre i artikkelen viser han at obligasjonsspread har en bedre prediksjonskraft enn andre variabler som ”paper-bill spread” og terminspread⁵. Zhang poengterer at fra et teoretisk standpunkt er det ikke åpenbart at obligasjonsspread skal ha en sterkere prediksjonskraft enn de to foregående indikatorene. En obligasjonsspread inneholder informasjon om forventet kredittrisiko, noe som ikke gjelder for de to andre, mens informasjon om fremtidig inflasjon er ikke eksplisitt en del av en obligasjonsspread.

Zhangs oppgave prøver også å tolke selve obligasjonsspreaden og dens prediksjonskraft. Dette gjøres ved å kjøre en regresjon der obligasjonsspread er avhengig variabel, mens ”fed

⁵ Terminspread eller terminstruktur, er her definert som rentedifferansen mellom ti års *Treasury bonds* og tre måneders *Treasury bills*.

funds rate”⁶, ”term spread” og vekstraten til Standard & Poor’s-indeksen er de uavhengige variablene. Resultatet fra regresjonen viser at de tre variablene kun kan forklare 7 % av variasjonen i høyrenteobligasjonsspread. Og at ingen av variablene er signifikante. For obligasjoner med investeringsgrad er resultatet bedre: 41 % av variasjonen er forklart og ”federal funds rate” og ”term spread” er positive og signifikante. Men Zhang mener implikasjonene av resultatene er i strid med det som er intuitivt. Siden stram pengepolitikk som regel går forut for en økonomisk nedgang, vil man forvente at ”fed funds rate” har en større påvirkning på obligasjoner med lav kvalitet, siden deres risiko er mer sykliske. Men det som regresjonen viser er det motsatte. Risikopremien for obligasjoner med høy kvalitet reagerer som forventet, men risikopremien for høyrenteobligasjoner gjør ikke det.

En rimelig forklaring på dette kan være et de lineære modellene i regresjonen er feilspesifisert. Ifølge teorien om kredittkanalen i pengepolitikken vil det være en ikke-lineær sammenheng på grunn av det eksisterer en premie på ekstern finans som skyldes asymmetriske kostnader. Teorien om kredittkanalen har to implikasjoner for kredittspread: For det første vil obligasjoner med høy kvalitet vil reagere i lavere grad enn obligasjoner med lav kvalitet på en endring i pengepolitikken. Den andre implikasjonen impliserer en ikke-lineær modell for kredittspread, hvor parameteret til ”fed funds rate” er en funksjon av forventningene om kredittkvalitet til investorer. Ut i fra disse begrunnelsene estimerer Zhang denne modellen:

$$\text{Spread}_t = \alpha + \beta_1 \times \text{FFR}_t + \beta_2 \times \text{TSP}_t + \beta_3 \times \text{SP} + \beta_4 \times \text{FFR}_t \times I_{(\text{Spread}_{t-1} > K)} + \varepsilon_t$$

Der *FFR* er fed funds rate, *TSP* er term spread, *SP* er Standard & Poor’s index, *I* er en dummyvariabel, som tar verdien 1 hvis spreaden i forrige periode er større en gitt terskelverdi (se Zhang 2002 s. 10-11 for nærmere forklaring).

Zhang viser gjennom å sammenligne de to forskjellige modellene at den ikke-lineære modellen har en klart sterkere forklaringskraft. Dette tyder på at en stor del av kredittspreaden kan forklares gjennom en ikke-lineær respons på pengepolitikken. Dette resultatet mener han støtter teorien om kredittkanalen som en av grunnene til at kredittspread har så stor

⁶ Fed funds rate er den amerikanske styringsrenten.

prediksjonsevne. I tillegg nevner han at funnet har viktige implikasjoner for den monetære transmisjonsmekanismen.

Gertler og Lown (1999) - *The Information in the High-yield Bond Spread for the Business Cycle: Evidence and Some Implications*

Gertler og Lown legger i sin studie vekt på prediksjonskraften til høyrenteobligasjonsspread og sammenligner den med andre relevante indikatorer for konjunktursykler. De bruker produksjonsgapet (amerikanske data) på en kvartalsvis basis som mål på konjunktursyklene, og har valgt å bruke obligasjoner med AAA-rating fremfor statsobligasjoner som referansemål. Dette blir gjort fordi AAA-obligasjoner ikke blir påvirket av likviditetssvingninger i obligasjonsmarkedet i like stort omfang som statsobligasjoner.

Hovedresultatet i analysen er at høyrenteobligasjonsspread inneholder statistisk signifikant informasjon om aggregert økonomisk aktivitet (i perioden 1985 – 99), og at denne spreaden utkonkurrerer andre ledende indikatorer som ”paper-bill spread”, terminspread og ”fed funds rate”.

Et annet viktig poeng som forfatterne argumenterer for er at høyrentespreaden kan være et godt mål på premien for ekstern finans, en variabel som spiller en sentral rolle i teorien om den finansielle akselerator. Denne teorien tilsier at spreaden trolig har større prediksjonskraft for økonomisk aktivitet siden den inkorporerer forstyrrelser som oppstår i finanssektoren (i tillegg til forventninger om fremtidig mislighold og risiko).

Guha og Hiris (2002) - *The aggregate credit spread and the business cycle*

Guha og Hiris har i sin studie undersøkt det langsiktige forholdet mellom obligasjonsspread og konjunktursykler i USA. De konstruerer spreaden som differansen mellom obligasjoner med BAA-rating og statsobligasjoner. Disse dataene går helt tilbake til 1925 og frem til 1999. Den empiriske analysen bygger på konseptet om vendepunkter (definert av Burns og Mitchell i 1946), det vil si at økonomien går i sykler med topper og bunner, og varierer i faser mellom ekspansjon og resesjon. Guha og Hiris tester om endringen i spreaden er negativ under en ekspansjon og positiv under en resesjon, og om verdien av spreaden er høyere under en resesjon enn i en ekspansjon. Analysen viser klart at obligasjonsspreaden er motsyklisk i forhold til konjunktorene, med en tendens til nedgang i ekspansjoner og oppgang i resesjoner.

Forfatterne viser også at spreaden leder konjunktursyklusene, og er med andre ord en ledende indikator på aggregert økonomi.

Chan-Lau, Jorge og Ivaschenko (2001) - *Corporate Bond risk and Real Activity: An Empirical Analysis of Yield Spreads and Their Systematic Components*

Chan-Lau, Jorge og Ivaschenko (2001) har undersøkt om obligasjonsspread for obligasjoner med investeringsgrad har prediksjonsevne for industriell produksjon i USA. Dette blir gjennomført ved å bruke månedlige data for obligasjoner med forskjellige løpetider og kvalitet. Forfatterne bruker to metoder i sin oppgave: Den første går ut på om en økning (redusering) i de ulike obligasjonsspreadene signaliserer en nedgang (oppgang) i fremtidig vekst i industriell produksjon. Resultatene viser at dette stemmer for alle obligasjoner for en prediksjonshorisont opp til 12 måneder. I tillegg kommer det frem at obligasjonsspread har sterkere forklaringskraft enn tilsvarende forklaringsvariable som ”paper-bill spread”. Den andre metoden i artikkelen forsøker å fange den systematiske risikoen i obligasjonsspread og tester denne komponentens prediksjonsevne. Resultatene av denne metoden indikerer at den systematiske risikokomponenten har forklaringskraft i forhold til vekstrate i industriell produksjon opp til en 18 måneders horisont over alle løpetider.

Denne oppgaven avviker fra lignende oppgaver fordi den velger å se bort fra høyrenteobligasjoner, og ser heller kun på obligasjoner med investeringsgrad. Dette gjør forfatterne fordi de mener at sistnevnte reflekterer økonomiske forhold bedre enn obligasjoner av lavere kvalitet. Denne påstanden begrunner de med at høyrenteobligasjoner ofte er kjøpt med tanke på spekulative strategier, og at markedet for slike obligasjoner er lite og mindre likvid. Videre blir det argumentert at risikopremien for høyrenteobligasjoner reflekterer andre faktorer enn realøkonomiske og da særlig faktorer som oppstår på grunn av asymmetrisk informasjon i obligasjonsmarkedet. Og av denne grunn ikke kan forklare fremtidige endringer i økonomien i like stor grad. Dette står i kontrast med Gertler og Lowns argumentasjon om at høyrenteobligasjonsspread vil ha større forklaringskraft fordi den inkorporerer forstyrrelser i den finansielle sektor som påvirker realøkonomien, og dermed er en god indikator for premien for ekstern finans. Valget om å se bort fra høyrenteobligasjoner står også i motsetning til Zhangs artikkel som mener at høyrenteobligasjonsspread vil predikere bedre fordi den er mer syklisk.

6. Data

I denne delen av oppgaven presenter jeg detaljer om data som blir brukt i oppgaven. Jeg vil beskrive hver variabel som er blitt brukt, og ta for meg hvor jeg har hentet data fra, en forklaring av variabelen og om data er blitt redigert.

Høyrenteobligasjoner

Jeg har valgt å hente data om høyrenteobligasjoner fra *Merrill Lynch High-Yield Master II*, som er et indeksfond som består av 1966 obligasjoner med rating BB eller lavere. Dette fondet er det mest vanlige referansemålet på et bredt utvalg av høyrenteobligasjoner. Dataene har jeg hentet fra programmet *Thomson Datastream* som jeg har fått tilgang på via biblioteket på NHH. *Merrill Lynch High-Yield Master II*-indeksen⁷ begynte sine månedlige oppføringer i november 1986, så jeg har derfor valgt å begynne mine estimeringer fra denne dato. I tillegg var ikke høyrenteobligasjoner særlig stort i omfang før denne perioden. Datatype er såkalt ”redemption yield” eller ”yield to maturity”, som er et mål på avkastningsraten forutsatt at den blir holdt til forfallsdato. Datautvalget går fra november 1986 til juli 2009, og har 273 observasjoner.

Amerikanske foretaksobligasjoner med AAA-rating

Obligasjoner med AAA-rating er for foretak med aller høyeste kvalitet og er praktisk talt regnet som sikre. Disse dataene har jeg fått fra Federal Reserve Economic Data (FRED). De er tilgjengelig i daglig, ukentlig og månedlig format. Datautvalget får fra november 1986 til juli 2009, og har 273 observasjoner. Engelsk betegnelse: *Moody's Seasoned Aaa Corporate Bond Yield* (gjennomsnitt av daglig data).

Oppgaven bruker obligasjoner med høyeste kvalitet (AAA-rating) som utgangspunkt for et risikofritt mål. Dette blir valgt til fordel for statsobligasjoner, selv om amerikanske statsobligasjoner blir ansett som det sikreste verdipapiret, fordi statsobligasjonsmarkedet er utsatt for bevegelser i markedet som skyldes tekniske faktorer i markedet. Disse bevegelsene kan være et resultat av likviditetsproblemer, og kommer av at statsobligasjoner har en rolle som ”safe haven”. Slik at i perioder der finansmarkedene er påvirket av uroligheter kan statsobligasjoner bli utsatt for en ”flight to quality”. Denne flykten mot statsobligasjoner

⁷ Indeksen er nå oppført under navnet *Bank of America Merrill Lynch High-Yield Master II*.

skaper en fordreining bort fra foretaksobligasjoner, og er en følge av tekniske faktorer og likviditetssvingninger i markedet og ikke et resultat av realøkonomiske forhold (Gertler og Lown 1999).

Sysselsetting

For mål på output som oppgaven skal beregne, har jeg valgt å bruke sysselsettingsvekst. Jeg har valgt denne variabelen i stedet for reelt BNP fordi den er tilgjengelig i en månedlig frekvens. Dessuten er BNP og sysselsettingsvekst sterkt korrelert, og har en bred dekning av økonomien og høy stabilitet, og blir omtalt av NBER (*National Bureau of Economic Research*) som den mest pålitelige indikator for økonomien på en månedlig basis (*The NBER's Business-Cycle Dating Procedure* 2003). Sysselsetting er også kjent for å være en bedre indikator i USA enn andre land fordi konsum i USA står for to-tredjedeler av BNP. Data for sysselsetting er hentet fra *US Bureau of Labor Statistics'* database. Sysselsetting er her et estimat på antall jobber, ekskludert gårdsbruk, basert på 160 000 firmaer og byråer i USA. Datautvalget går her fra november 1985 (ett år tidligere på grunn av variabelkonstruksjon) til juli 2009. Og har 273 observasjoner. Engelsk betegnelse: *Total nonfarm employment (seasonally adjusted)*.

Amerikanske statsobligasjoner

Her skiller man mellom ulike typer statsobligasjoner basert på løpetid: *bills, notes og bonds*. I oppgaven blir det brukt ti års *Treasury bonds* og tre måneders *Treasury bills*. Disse dataene har jeg hentet fra Federal Reserve Economic Data (FRED). Datautvalget får fra november 1986 til juli 2009, og har 273 observasjoner. Engelsk betegnelse: *10-Year Treasury Constant Maturity Rate* og *3-Month Treasury Bill: Secondary Market Rate* (gjennomsnitt av daglige data).

7. Beskrivelse av variablene og tidsserieegenskaper

Denne delen vil beskrive hvilken rolle variablene har i den empiriske analysen og undersøke hvordan variablene påvirker hverandre. Dette innebærer at det foretas en korrelasjonsanalyse som undersøker styrken og retningen på den lineære avhengigheten mellom to variabler. En korrelasjonsanalyse tar ikke hensyn til at det kan finnes en tredje variabel som påvirker den estimerte korrelasjonen mellom to variable. En må følgelig være forsiktig når resultatene tolkes.

7.1. Sysselsettingsvekst

For å måle konjunktursykler må man ha en god indikator på realøkonomisk aktivitet. Denne indikatoren bør også være pålitelig og stabil over tid. Jeg har valgt å bruke sysselsettingsvekst som indikator fordi den er tilgjengelig på månedlig basis og har en bred dekning over økonomien. Denne indikatoren kan fortolkes som at en økning i sysselsetting vil føre til økt kjøpekraft til varer og tjenester, som vil øke samlet økonomisk aktivitet. En nedgang i sysselsetting antyder en nedgang i samlet økonomisk aktivitet. Herav vil vekst i sysselsettingen beskrive hvordan realøkonomien endrer seg over tid. I oppgaven er sysselsettingsvekst definert som:

$$\hat{E}_t = (\ln E_t - \ln E_{t-12}) \times 100 = \ln \left(\frac{E_t}{E_{t-12}} \right) \times 100$$

der fotskrift t angir måned, og E_t er sysselsetting i periode t .

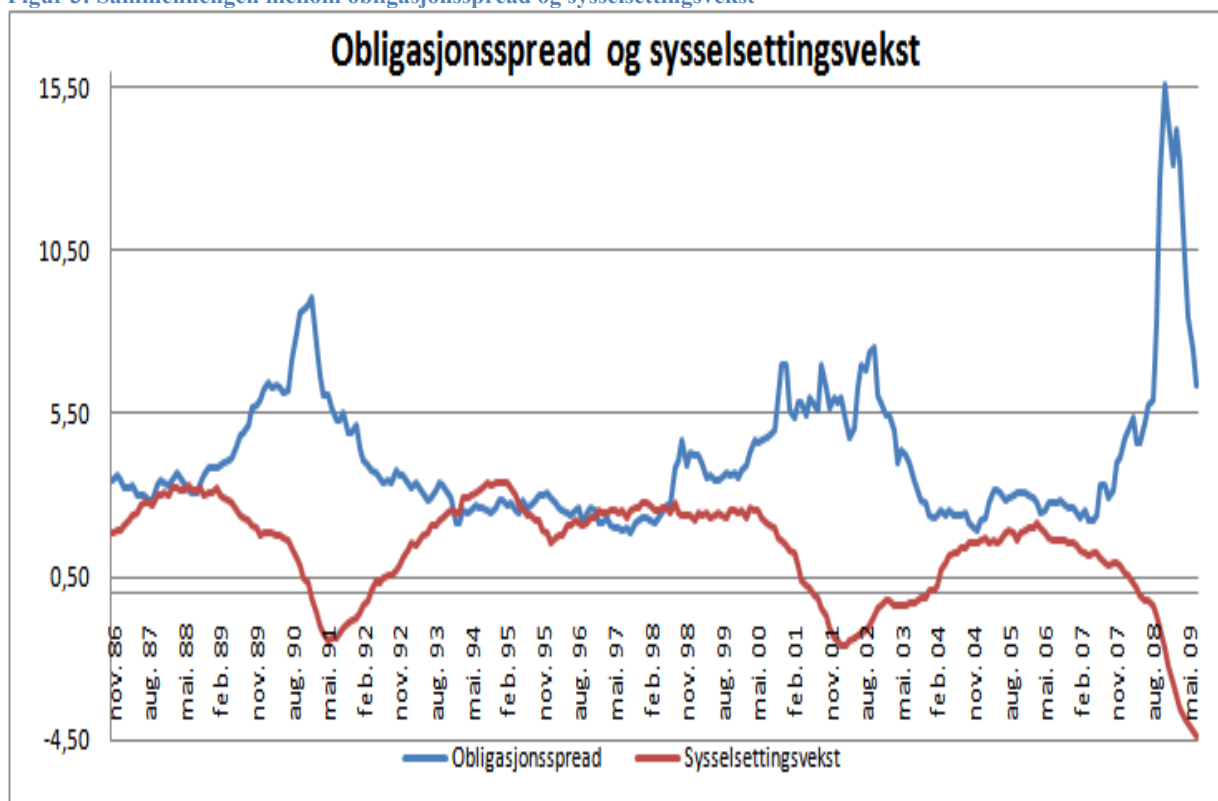
Sysselsettingsvekst er altså prosentvis endring i sysselsetting pro anno. Dataserien for sysselsetting er opprinnelig sesongjustert, slik at disse gir mer stabile estimat enn de ellers ville vært.

7.2. Obligasjonsspread

Obligasjonsspread er her forklart som differansen mellom avkastning på høyrenteobligasjon og avkastning på obligasjoner med AAA-rating. Denne spreaden er et mål på risikopremien

selskaper betaler investorer for å kompensere for risiko knyttet til obligasjonen. Risikopremien av denne typen er vist å være motsykliske i forhold til økonomiens tilstand, noe som impliserer at obligasjonsspread vil synke i gode tider og stige i dårlige tider. Variabelen for obligasjonsspread er basert på differansen i to underliggende obligasjonsrenter på ett tidspunkt. Disse dataene kan sammenlignes med avkastingsrater som er ansett for å være stasjonære. Til motsetning, er tidsserier basert på priser ansett for å være ikke-stasjonære prosesser (Lüders 2004).

Figur 3: Sammenhengen mellom obligasjonsspread og sysselsettingsvekst

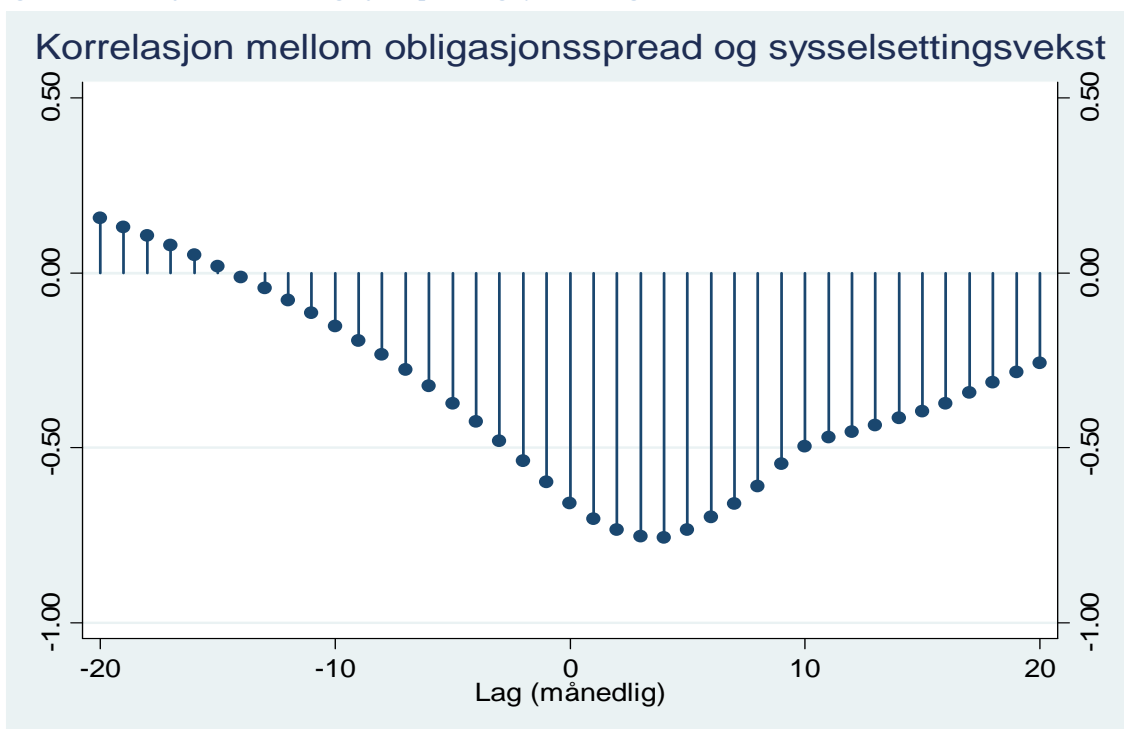


Ovenfor er forholdet mellom amerikansk sysselsettingsvekst og obligasjonsspread i tidsrommet november 1986 til juli 2009 vist grafisk. Det viser seg å være et klart invert forhold mellom disse to dataseriene. Perioder med stigende og høy obligasjonsspread er relatert med negativ sysselsettingsvekst, og perioder med synkende og lav obligasjonsspread er relatert med positiv sysselsettingsvekst. Differansen mellom avkastningen på usikre og sikre obligasjoner har her en sterk sammenheng med sysselsettingsvekst. Figuren viser altså en sammenheng som tilsier at obligasjonsspreaden er motsyklisk i forhold til konjunktorene.

I perioden som datasettet representer har det vært tre resesjoner ifølge NBER. Disse var fra juli 1990 til mars 1991, mars 2001 til november 2001 og desember 2007 til i dag. Man ser fra figuren ovenfor at i alle disse periodene var det svært høy obligasjonsspread, og at det i forkant av resesjonene også er en tendens til at spreaden tiltar. Dette vil med andre ord si at spreaden leder konjunktursyklusene.

En periode som skiller seg ut er tidsrommet fra høsten 2008 og til utvalgets slutt. Her er det den pågående finanskrisen som har satt sitt preg, med svært høy obligasjonsspread og negativ sysselsettingsvekst. Ser at obligasjonsspread når sitt høyeste nivå november 2008 på 15,5 %, dette er omtrent dobbelt så høyt som de forrige toppunktene i 1991 og 2001 – 02. Sysselsettingsveksten er i finanskrisen også svært negativ. Det kan stilles spørsmål ved om økningen i obligasjonsspread er for høy i forhold til dens forhold til sysselsetting, og om økningen skyldes andre forhold enn det som kan relateres til realøkonomien.

Figur 4: Korrelasjon mellom obligasjonsspread og sysselsettingsvekst



For å studere sammenhengen nøyere og hvilken retning de to variablene påvirker hverandre har jeg foretatt en korrelasjonsanalyse. Figuren ovenfor viser krysskorrelasjonen mellom

obligasjonsspread og sysselsettingsperioden med ulike tidsetterslep og tidsforskyvninger.⁸ Ut i fra figuren ser man at det er i hovedsak en negativ korrelasjon mellom variablene. Dette betyr at en høyere verdi av obligasjonsspread medfører en negativ verdi av sysselsettingsvekst. Denne samvariasjonen er ikke overraskende, og er i tråd med argumentene som ble gjort av forholdet før analysen ble tatt.

Særlig sterk er korrelasjonen i rommet mellom tidsforskyvning (lead) på 10 måneder og tidsetterslep (lag) på 3 måneder. Sterkest er korrelasjonen med tidsforskyvning på 1 til 7 måneder, der korrelasjon er omtrent $-0,7$. Dette impliserer at verdier for obligasjonsspread 1 - 7 måneder frem i tid har en sterk sammenheng med dagens verdi av sysselsettingsvekst. Betydningen av dette er spesielt interessant fordi sammenhengen er en bekreftelse på at obligasjonsspread leder an i retningen i forhold til sysselsettingsvekst. Dette innebærer at obligasjonsspread er en ledende indikator for sysselsettingsvekst og kan ha forklaringskraft ovenfor fremtidig realøkonomisk aktivitet.

Ved studie av korrelasjoner er det viktig å tenke på hvordan variablene er konstruert. Vekst i sysselsetting inneholder overlappende observasjoner siden den er basert på endring i tolv måneders mellomrom. Man må også være varsom i tolkningen av denne korrelasjonsanalysen fordi analysen antar at ingen tredje variabel påvirker den estimerte korrelasjon mellom de to variablene for å være en god beskrivelse av forholdet. Denne antagelsen er nok urealistisk i dette tilfellet, og derfor må korrelasjonen tolkes med forsiktighet. Dessuten vil korrelasjonskoeffisienten kun indikere det lineære forholdet mellom to variabler, og ikke det hele og fulle forholdet. Og sist, men ikke minst, vil ikke det at det eksisterer en korrelasjon bety at det er en kausal sammenheng.

7.3 Autokorrelasjon

Autokorrelasjon er et av hovedproblemene i tidsserieøkonometri, og innebærer at feilleddet er korrelert mellom ulike tidsperioder. Siden dataseriene er økonomiske tidsserier og data for sysselsettingsvekst består av overlappende observasjoner, er det naturlig å tro at de er påvirket

⁸ Korrelasjonskoeffisienten har et intervall fra -1 til 1 , og dess nærmere koeffisienten er -1 eller 1 , dess sterkere er korrelasjonen mellom variablene.

av autokorrelasjon. Dette vil sannsynligvis føre til forventningskjevne standardfeil i regresjoner og gjøre at koeffisientestimatene ikke er effisiente. For eksempel vil OLS predikere for små standardavvik ved positiv autokorrelasjon noe som kan føre til man kan forkaste nullhypotesen feilaktig.

Autokorrelasjon er definert som:

$$\rho_k = \frac{\text{cov}\{Y_t, Y_{t-k}\}}{\text{var}\{Y_t\}}, \text{ hvor } \rho_k \text{ er autokorrelasjon av } k\text{-orden for en variabel } Y.$$

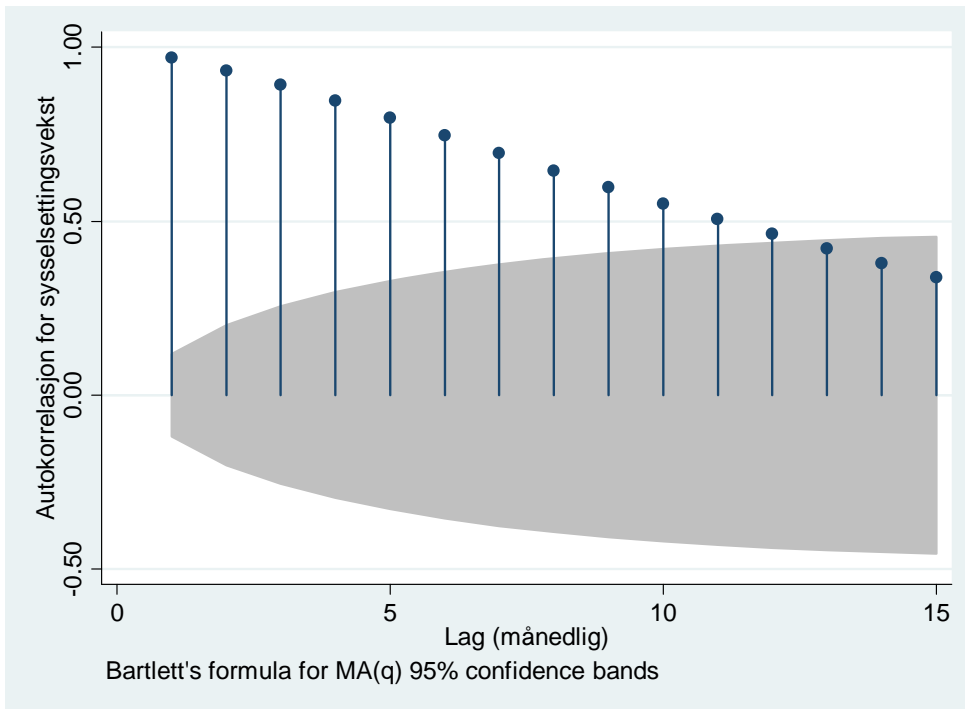
Autokorrelasjon som en funksjon av k refereres gjerne som autokorrelasjonsfunksjonen (ACF). ACF beskriver hvordan autokorrelasjon endres over tid, og indikerer hvor lenge et eventuelt sjokk i tidsserien påvirker verdier av variabelen Y_t (Verbeek 2004).

Ved å undersøke når autokorrelasjonsfunksjonen nærmer seg null, kan man beslutte i hvor mange perioder en tidsserie er påvirket av autokorrelasjon. Dette kan avgjøres ved hjelp av et konfidensintervall. Denne metoden er implementert i STATA, der testresultatene viser både autokorrelasjonsfunksjonen og konfidensintervallet i samme figur. Konfidensintervallene er her utledet som at tidsserien er en prosess med glidende gjennomsnitt⁹ (dette har ikke betydning for selve testen), og verdiene er basert på Bartletts formel (Bartlett 1946).

Diagrammene under viser en oversikt over autokorrelasjon for de to tidsseriene for obligasjonsspread og sysselsettingsvekst. Fremgangsmåten for å stadfeste autokorrelasjon er å observere hvor punktene nærmer seg konfidensintervallet, og ut i fra dette fastslå hvor mange perioder dataserien er autokorrelert.

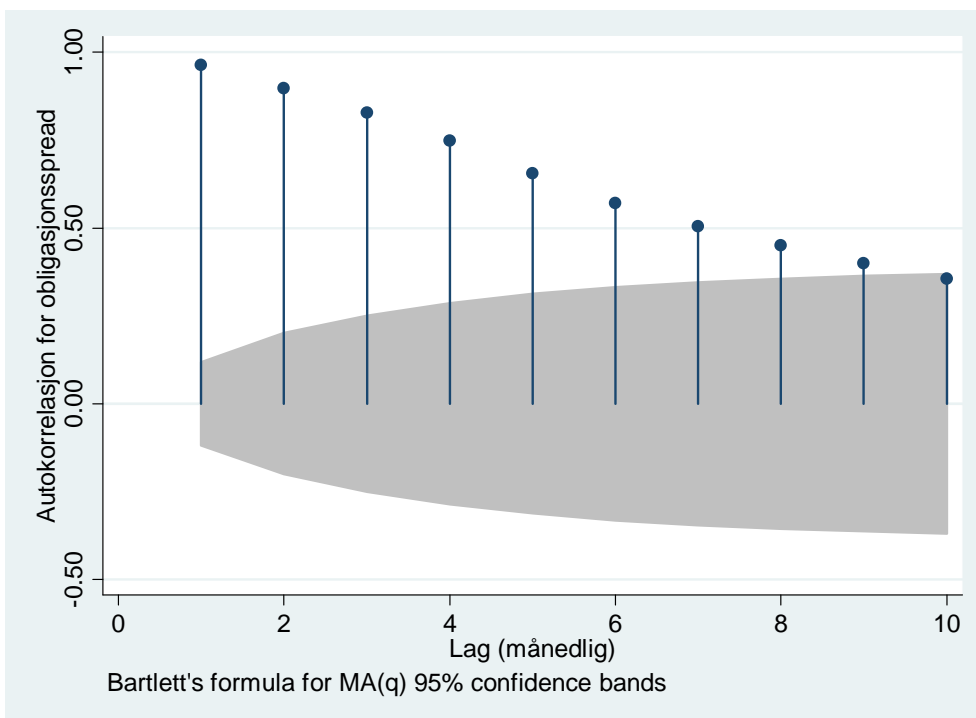
⁹ Et glidende gjennomsnitt (*moving average*) er et gjennomsnitt av kursen for en viss periode.

Figur 5: Autokorrelasjon for sysselsettingsvekst



Ut i fra testresultatene av figuren ovenfor konkluderer jeg at sysselsettingsvekst er autokorrelert med ca 12 tidsperioder. Dette vitner om ganske stor korrelasjon mellom variabelens feilledd, men er ikke særlig overraskende ut i fra hvordan den er konstruert.

Figur 6: Autokorrelasjon for obligasjonspread



Figuren ovenfor viser at tidsserien for obligasjonsspread er autokorrelert med ca 9 tidsperioder.

De to dataseriene er påvist å ha autokorrelasjon over flere tidsperioder, noe som ikke er uventet ut i fra hvordan sysselsettingsvekst er konstruert og dynamikken bak avkastningsrater på obligasjoner. Obligasjonsspread og sysselsettingsvekst har henholdsvis 9 og 12 perioder med korrelerte feilledd, noe som fører til brudd på OLS-betingelsen om at feilleddene skal være ukorrelerte og gjør at standardfeilene i en regresjon blir underestimert.

Problemet med autokorrelasjon i en regresjonsanalyse, kan korrigeres for ved å beregne standardfeil som er robuste for autokorrelasjon ved hjelp av en teknikk kalt Newey-West-standardfeil¹⁰ (Verbeek 2004). De estimerte standardfeilene vil ved denne teknikken bli robust både for autokorrelasjon og heteroskedastisitet (Verbeek 2004). Heteroskedastisitet vil si at det er forstyrrelser i dataserien som kan føre til at variansen til feilleddet ikke er konstant, men avhenger av variablene i regresjonen.

7.4 Stasjonaritet og tidsserieegenskaper

I oppgaven tar jeg for meg økonomiske data som går over tid. I denne type data kan det ofte forekomme problemer fordi fortiden kan påvirke fremtiden, slik at observasjonene inneholder en trend og/eller et sesongmønster. Det reiser spørsmålet om tidsseriene er stasjonære eller ikke. Når begrepet stasjonaritet brukes i denne oppgaven, er det *svak* stasjonaritet som menes. En *streng* stasjonær prosess defineres som en prosess der sannsynlighetsfordelingen er konstant over tid, følgelig er varians og gjennomsnitt også konstant over tid. Svak stasjonaritet begrenser stasjonaritetsbetingelsen til å gjelde for 1. og 2. moment av en serie. Med andre ord, en tidsserie $\{y_t\}$ er svakt stasjonær hvis:

1. Gjennomsnittsverdien, $E[y_t]$, er konstant over tid.
2. Variansen, $var(y_t)$, er konstant over tid.
3. Kovariansen, $cov(y_t, y_{t+k})$, er konstant over tid.

¹⁰ Teknikken bak Newey-West-standardfeil er matematisk utfordrende, og tar følgelig ikke med denne her. For en nærmere gjennomgang se artikkelen til Newey og West (1987).

På den andre siden er en serie ikke-stasjonær hvis varians og gjennomsnittsverdi er tidsavhengig og ikke konstant, noe som betyr at dagens utfall er sterkt avhengig av utfall for mange perioder siden. En ikke-stasjonær variabel vil dermed bryte med OLS-betingelser, da den er avhengig av tid. OLS-estimatoren vil ikke være effisient og feilleddet vil ikke være konstant over tid. Et eksempel på en ikke-stasjonær variabel er $X_t = X_{t-n} + \sum_{j=0}^{n-1} \mu_{t-j}$, her avhenger nåværende X av tidligere verdier av X og alle restledd akkumulert mellom periode $t-n-1$ og t . Et eventuelt sjokk i en ikke-stasjonær tidsserie vil dermed vedvare i stedet for å gradvis dø ut slik som ville vært tilfelle i en stasjonær tidsserie (Wooldridge 2006).

Makroøkonomiske data er ofte kjennetegnet ved å inneholde trender. En trend er en vedvarende endring i en serie over tid. Dette kan føre til at de ikke oppfyller kravet om stasjonaritet. Det blir skilt mellom to typer trender, stokastisk og deterministisk trend. En serie med deterministisk trend vokser periodevis med en viss rate. Dermed er den ikke stasjonær fordi den ikke har konstant gjennomsnittsverdi. I en prosess med stokastisk trend, er det tidligere tilfeldige komponenter som påvirker prosessen. Et sjokk i en slik serie vil ha en varig, men tilfeldig effekt over tid.

Hvis man gjør analyser på ikke-stasjonære tidsserier kan det føre til at man får spuriøse resultater, det vil si man finner en statistisk sammenheng uten at det egentlig er noen kausal sammenheng mellom variablene. Dermed er det lett å trekke feil konklusjoner basert på en regresjon på ikke-stasjonære dataserier fordi slike regresjoner ofte har høyt signifikante koeffisienter og høy forklaringskraft. Ikke-stasjonaritet er altså problematisk fordi estimatene og testresultatene blir upålitelige (Brooks 2002).

Tidsserier er ofte preget av sykler og trender. Dette gjør at relativt få økonomiske tidsserier er stasjonære. Et vanlig eksempel på en ikke-stasjonær tidsserie er en random walk-prosess med og uten drift:

- ”Ren” random walk: $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$

Random walk predikerer at verdien på tidspunkt t vil være lik forrige periodes verdi pluss et stokastisk feilledd som er ”hvit støy”. (ε_t er uavhengig og identisk fordelt med gjennomsnitt lik null og varians σ^2 .) Random walk kan også bli kalt en prosess med

enhetsrot eller en stokastisk trend. En serie med random walk vil ikke vende tilbake til et gjennomsnitt og kan bevege seg vekk fra seriens gjennomsnitt i både positiv og negativ retning. En random walk vil ha en varians som utvikler seg over tid, og går til uendelig når tid går mot uendelig:

$$E[Y_t|Y_0] = Y_0, \quad \text{var}[Y_t|Y_0] = t \times \sigma^2$$

- Random walk med drift: $Y_t = Y_{t-1} + \mu + \varepsilon_t$

Hvis verdien ved tidspunkt t er lik forrige periodes verdi pluss verdien av et vilkårlig drift-parameter, μ og et feilledd som er "hvit støy", så vil prosessen være en random walk med drift (langsom, men stabil endring). Prosessen vil ikke vende tilbake til et langsiktig gjennomsnitt og har en varians som er avhengig av tid:

$$E[Y_t|Y_0] = Y_0 + t\mu, \quad \text{var}[Y_t|Y_0] = t \times \sigma^2$$

I et effisient marked vil typisk aksje og obligasjonspriser ha en utvikling som ligner en random walk-prosesser. Hvis ikke det er tilfelle ville prisendringer kunne bli predikert og det ville være en mulighet for profitt. I obligasjonsprising er det likevel et visst mønster på avkastningsraten til obligasjonen. Dette kommer av at obligasjoner blant annet er påvirket av renter og inflasjon, slik at hvis renter og/eller inflasjon stiger vil nye obligasjoner ha en høyere avkastning for å motsvare stigningen. Denne dynamikken kan føre til at obligasjoner ikke følger en ren random walk, men kan være utsatt for en viss trend eller drift.

En tidsserie som er preget av drift eller trend kan lede til at feilleddet ikke er uavhengig av de forklarende variablene, noe som er brudd på OLS-forutsetningen om homoskedastisitet. Når variansen til feilleddet ikke er konstant, men avhenger av variablene i regresjonen har vi med heteroskedastisitet å gjøre. Heteroskedastisitet medfører til gale standardavvik og gir derfor upålitelige t-verdier¹¹ (Wooldridge 2006).

I denne oppgaven blir det brukt to forskjellige tidsserievariable: obligasjonsspread og vekst i sysselsetting. Om disse variablene blir funnet til å være ikke-stasjonære prosesser vil bruddet på OLS-betingelsene medføre spuriøse resultater. Det vil derfor være nødvendig å teste om tidsseriene i oppgaven er stasjonære før videre analyser gjennomføres.

¹¹ T-verdi er et uttrykk for statistisk signifikans til en estimert koeffisient En absolutt t-verdi høyere enn 1,96 gir uttrykk for at koeffisienten er signifikant på 95 prosentnivå.

7.5. Dickey-Fuller-testen

For å teste om vi har med stasjonaritet å gjøre eller ikke, brukes blant annet Dickey-Fuller-testen som undersøker om serien har en enhetsrot. Denne testen fins i flere versjoner, der den enkleste baserer seg på en autoregressiv modell (AR1) på følgende form:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

Her avhenger dagens verdi lineært av forrige periodes verdi pluss et feilledd ε , og en korrelasjonskoeffisient ρ . Parameteret ρ bestemmer om dette er en stasjonær prosess eller ikke. Dersom absoluttverdien til ρ er mindre enn 1 vil Y_t konvergere og man har en stasjonær prosess. Er absoluttverdien lik 1 eller større, er tidsserien ikke-stasjonær. Testen blir gjort ved å sette modellen på formen:

$$\Delta Y_t = \varphi Y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

der $\varphi = (\rho - 1)$ og feilleddet antas å være uavhengig av tid, identisk fordelt med konstant varians og forventning lik null

Hypotesene i Dickey-Fuller testen:

$$H_0: \varphi = 0 \text{ eller } \rho = 1 \text{ (enhetsrot dvs. ikke-stasjonær)}, \quad H_A = \varphi < 0 \text{ eller } \rho < 1 \text{ (stasjonær)}$$

Nullhypotesen er at serien har en enhetsrot, med andre ord at den er ikke-stasjonær. I tilfellet med $\varphi = 0$ er prosessen en random walk. Alternativhypotesen er at φ er mindre enn null, da er serien stasjonær og vil konvergere mot en konstant forventning over tid.

Siden tidsserier ofte er preget av trender, kan det være hensiktsmessig å utvide testen med de deterministiske komponentene drift, μ , tidstrend βt og/eller sesongvariasjoner, δS_t :

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta S_t + \varphi Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Ved gjennomføring av en Dickey-Fuller-test vil nullhypotesen forkastes dersom verdien på estimatet til ρ ligger utenfor konfidensintervallet, det vil si at ρ må være tilstrekkelig negativ

siden det er en en-halet test. Men fordi utvalget ikke er normalfordelt under nullhypotesen, blir det ikke brukt vanlige t-verdier. I stedet finnes det egne kritiske verdier som tar hensyn til dette. Vanligvis er disse verdiene høyere enn standard t-verdier, og avhenger av om det inkluderes konstantledd og trend, og også av utvalgsstørrelsen (Brooks 2002).

7.5.1. ADF-testen

Testen ovenfor er kun gyldig dersom feilleddet er såkalt "hvit støy" (white noise), det vil si at feilleddet ikke er autokorrelert. Tidsserier vil ofte ha autokorrelasjon i feilleddet, og i den vanlige DF-testen blir ikke dette tatt hensyn til. En løsning på dette kan være å utvide testen ved å legge til flere tidsforskjøvnede verdier av den avhengige variabelen som forklaringsvariabel. Dette blir gjort ved hjelp av *augmented Dickey-Fuller test* som kan uttrykkes følgende:

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta S_t + \varphi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

De tidsforskyvende verdiene i uttrykket over vil nå fange opp en eventuell autokorrelasjon. Testens utførelse er fremdeles den samme, sånn at hypotesen og de kritiske verdiene er som før. Det er derimot viktig å bestemme riktig antall lags, fordi de kritiske verdienes gyldighet avhenger av at modellen er dynamisk korrekt formulert. Inkluderer man for få lags vil ikke autokorrelasjon forsvinne, og inkluderer man for mange vil det øke koeffisientenes standardfeil. Det er ikke et formelt korrekt svar på hvor mange lags som er optimalt, men ifølge Brooks (2002) kan man velge lags ut i fra tidsseriens frekvens, for eksempel ved månedlig data 12 lags, kvartalsdata 4 lags osv. En annen måte er å velge korrekt antall lags ved hjelp av Akaikes- eller Schwarz's informasjonskriterier; som veier "residual sum of squares" (RSS) mot antall frihetsgrader.

En ikke-stasjonær variabel kan korrigeres for ved å fjerne trenden hvis den har deterministisk trend eller ved å differensiere variabelen hvis trenden er stokastisk. Man kan da benytte vanlig OLS-regresjon til estimering. Men en stor ulempe ved differensiering er at det kan fjerne den langsiktige informasjonen i variabelen, slik at modellen man bygger variablene på mister forklaringskraft.

7.5.2. Svakheter ved Dickey-Fuller og alternativ test

En svakhet ved Dickey-Fuller-testen er at den har lav styrke. Styrken til en test er lik sannsynligheten for at man forkaster en nullhypotese som er feil. Også kalt en type II-feil. Hvis styrken til en test er lav, vil det i dette tilfelle si at det er en stor sjans for at nullhypotesen om at serien har enhetsrot ikke forkastes for en serie som i sannheten er stasjonær. Campbell og Perron viser i sin studie at for tidsserier med treg justeringshastighet og kort tidsrom er sjansen for type II-feil i Dickey-Fuller-tester betydelig.

Dickey-Fuller Generalized Least Squares (DF-GLS) er en modifisert versjon av ADF-testen som har blitt utviklet for å bøte på problemet knyttet til testens lave styrke. DF-GLS er en metode hvor deterministisk trend og konstant i serien fjernes ved å bruke "generalized least squares detrending" før testen utføres¹². Fordelen med denne testen er at forklaringsvariabelen i modellen isoleres fra andre forstyrrelser slik at testen får økt styrke (Elliott, Rothenberg og Stock 1996). Metoden vil også kunne korrigere for heteroskedastisitet. DF-GLS-testen følger samme prosedyre som en ADF-test og har samme type fordeling. Ifølge Baum (2001) vil konklusjoner fra en DF-GLS-test være mer robuste enn konklusjoner fra en vanlig Dickey-Fuller-test.

7.6. Analyse av tidsserieegenskapene og testing for stasjonaritet

7.6.1. ADF-test

Som forklart tidligere i oppgaven er det viktig å undersøke om tidsseriene i analysen er stasjonære eller ikke. Det første jeg vil gjøre er å teste om dataseriene har enhetsrøtter ved hjelp av ADF-testen. For at testen skal kunne justere for autokorrelasjon i feilledet, må antall lags velges slik at feilledet kun blir *hvit støy*. Antall lags bestemmes ut i fra *Akaike*

Information Criterion (AIC) som blir beregnet ut i fra formelen: $AIC = \ln \sigma_u^2 + \frac{2}{T}n$

¹² Generalisert minste kvadraters metode (GLS) blir i økonometrien brukt til fordel for ordinær minste kvadraters metode (OLS) når man har med heteroskedastisitet og autokorrelasjon å gjøre. Prosedyren bak GLS er å transformere variablene vha. vektning slik at residualene blir homoskedastiske.

Ifølge tester basert på AIC-kriteriumet skal det brukes 15 lags på variabelen for sysselsettingsvekst og 5 lags på variabelen for obligasjonsspread. I den empiriske analysen vil jeg predikere for 3, 6, 9 og 12 måneder frem i tid. Så jeg finner det hensiktsmessig å også teste forklaringsvariablene for antall lags som samsvarer med disse horisontene.

Som jeg har understreket fins det ikke et korrekt antall lags, og siden testens gyldighet avhenger av antall lags er det viktig å ha dette i bakhodet når man drar konklusjoner fra testen. Testene er rapportert med to ulike alternativer: med og uten et driftledd. Siden ingen av variablene synes å ha en deterministisk trend ifølge grafisk tolkning, er følgelig ikke trend inkludert i testen. Jeg har valgt å ha med konstantledd i begge alternativ, da det ikke er trolig at noen har et gjennomsnitt lik null.

Tabell 2: Resultater fra ADF-testing av variablene

Variabel	lags	Med konstant (uten drift)	Med konstant og drift
Sysselsettingsvekst	15	-2,668*	-2,688***
	3	-1,610	-1,610*
	6	-2,109	-2,109**
	9	-2,130	-2,130**
	12	-1,025	-1,025
	Obligasjonsspread	5	-2,974**
3		-3,801***	-3,801***
6		-2,319	-2,319**
9		-2,282	-2,282**
12		-2,797*	-2,797***

*, ** og *** angir signifikansnivå på henholdsvis 10 %, 5 % og 1 %.

Resultatene fra test om enhetsrot for de to variablene er gitt i tabellen ovenfor. Nullhypotesen i en *augmented Dickey-Fuller*-test er at dataserien har en enhetsrot, med andre ord at den er ikke-stasjonær. Hvis man ikke kan forkaste nullhypotesen om at serien har enhetsrot impliserer det at dataserien ikke oppfyller kravet om stasjonaritet.

For sysselsettingsvekst uten drift viser testresultatene at nullhypotesen om at serien er ikke-stasjonær ikke kan forkastes. For obligasjonsspread er det kun støtte for stasjonaritet ved 3 og 5 lags. Disse testresultatene er altså ikke særlig gode med tanke på at dataseriene bør være stasjonære for å kunne gi pålitelige resultat i en regresjonsanalyse.

De to tidsseriene kan ut i fra deres tidsserieegenskaper og dynamikk sies å ha en viss drift. Derfor har jeg også testet seriene for et alternativ med et driftparameter. Tabellen ovenfor viser at for alternativet med drift har testresultatene i de fleste perioder t-verdier som gjør at nullhypotesen forkastes og dermed gir støtte for stasjonaritet. Men noen få t-verdier for sysselsettingsvekst ligger utenfor forkastningsområdet og nullhypotesen blir derfor ikke forkastet.

Konklusjonen jeg vil trekke fra denne testen er at hvis de to dataseriene i realiteten er en prosess uten drift vil de være ikke-stasjonære prosesser. Men hvis dataseriene har en viss drift som kan korrigeres for, vil dataseriene være stasjonære. Før jeg trekker videre konklusjoner vil jeg påpeke at et problem ved ADF-testen er dens lave styrke. Den har altså en tendens til å forkaste nullhypotesen når den faktisk er sann, og ikke forkaste nullhypotesen når den bør bli forkastes. Jeg vil derfor nå foreta en annen test for stasjonaritet som kalles DF-GLS.

7.6.2. DF-GLS-test

Dickey-Fuller Generalized Least Squares (DF-GLS) er en modifisert versjon av ADF-testen. Som forklart tidligere er fordelene med denne testen at forklaringsvariabelen i modellen isoleres fra andre forstyrrelser slik at testen får økt styrke. DF-GLS er implementert som en rutine i STATA. I STATA velger man om alternativhypotesen er at dataserien er stasjonær rundt et gjennomsnitt eller rundt en lineær tidstrend. Siden ingen av dataseriene synes å ha en tidstrend, har jeg valgt å utelukke dette. DF-GLS har ikke en metode for å fjerne drift i serien. Testresultatene for denne testen er fremstilt i tabellen under.

Tabell 3: Resultater fra DF-GLS-testing av variablene

Variabel	lags	Test-estimat (ingen trend)
Sysselsettingsvekst	15	-2,439**
	3	-1,763*
	6	-1,996**
	9	-1,997**
	11	-1,718*
Obligasjonsspread	5	-2,771***
	3	-3,576***
	6	-2,102**
	9	2,104**
	12	-2,624***

*, ** og *** angir signifikansnivå på henholdsvis 10 %, 5 % og 1 %.

Denne testen for stasjonaritet viser støtte for at dataseriene er stasjonære. Testestimatene for obligasjonsspread forkaster nullhypotesen om at serien er en ikke-stasjonær prosess for alle de ulike horisontene. Sysselsettingsgrad har ikke i like stor grad støtte for at serien er stasjonær. Resultatene viser her at testen forkaster nullhypotesen med 5 % signifikansnivå ved 6, 9 og 15 lags, og med 10 % signifikansnivå ved 3 og 11 lags.

Testresultatene for ADF-test med drift og DF-GLS tyder på at dataseriene er stasjonære prosesser. Basert på resultater fra ADF-testen kan dataseriene være utsatt for drift. På den andre siden justerer ikke DF-GLS for trend eller drift, slik at konklusjonen fra disse testresultatene er at dataseriene er stasjonære uten å måtte korrigere for trend eller drift. DF-GLS er ansett som en mer robust og pålitelig test (Elliott et al. 1996 og Baum 2001), så derfor legger jeg mer vekt på testresultatene til DF-GLS. Jeg konkluderer dermed med at dataseriene for obligasjonsspread og sysselsettingsvekst er stasjonære prosesser.¹³

¹³ Variablene på differanseform er testet og funnet å være stasjonære prosesser. Se appendiks for testresultat.

8. Empirisk metode og analyse

8.1. Økonometrisk metode

I denne delen vil jeg vise hvordan forholdet mellom obligasjonsspread og konjunktursykler kan estimeres, og hvilke økonometriske utfordringer dette bringer. Den empiriske analysen vil basere seg på data presentert tidligere i oppgaven. Hypotesen er at spreaden mellom høyrenteobligasjoner og obligasjoner med AAA-rating inneholder informasjon som kan forutse sysselsettingsvekst. Sysselsettingsvekst er her et mål på realøkonomiens tilstand eller konjunktursykel. Denne variabelen blir estimert ved å ta den logaritmiske differansen mellom sysselsetting i måned t og måned $t-12$.

Regresjonsmodellene som er brukt er en dynamisk modell med minste kvadraters metode (OLS), der de uavhengige variablene bruker gjeldende verdi for å predikere fremtidig verdi av den avhengige variabelen¹⁴. Utvalgsperioden for regresjonsmodellene går fra november 1986 til juli 2009, og er på månedlig basis.

Den empiriske metoden omfatter to ulike økonometriske analyser. Den første analysen går ut på å undersøke om obligasjonsspread har forklaringskraft på sysselsettingsvekst i fremtiden. Den andre analysen innebærer å sammenligne forklaringskraften til høyrenteobligasjonsspread mot terminstruktur. Det blir til slutt foretatt en grafisk analyse av obligasjonsspread som ledende indikator.

For å teste obligasjonsspreadens forklaringskraft estimerer jeg først en regresjonsmodell som har fremtidig sysselsettingsvekst med ulike horisonter som avhengig variabel og dagens verdi av sysselsettingsvekst og obligasjonsspread som uavhengige variabel (bivariat modell). Videre vil jeg sammenligne disse estimatene med en modell som kun har dagens verdi av

¹⁴ Analysene er gjort under antagelsen om at standard OLS-forutsetninger er oppfylt (se Wooldrodge s. 347-354). I oppgaven er det kun forutsetningene om at feilleddene har konstant varians og er ukorrelerte som er justert for.

sysselsettingsvekst som forklaringsvariabel (univariat modell¹⁵). Og på denne måten få frem den marginale forklaringskraften.

For å sammenligne og avgjøre hvor godt høyrenteobligasjonsspread og terminstruktur kan forklare fremtidig sysselsettingsvekst blir det estimert en modell der fremtidig sysselsettingsvekst blir forklart av enten høyrenteobligasjonsspread eller terminstruktur. Her er ikke sysselsettingsvekst med som forklaringsvariabel, fordi målet er å se om det er forskjell i forklaringskraft for de to indikatorene og hvor godt de kan forklare hver for seg.

For å sammenligne ulike prediksjoner, både med hensyn på horisont og andre indikatorer, vil jeg basere meg på estimering in-sample og out-of-sample. Metoden innebærer at man deler opp utvalget i to deler, der en større del blir brukt for å estimere modellen og ser hvor godt denne forklarer. Dette er såkalt in-sample estimering. Out-of-sample vil si å estimere en modell basert på første del av utvalget, for så å bruke de estimerte koeffisientene på den siste delen av utvalget for å lage en prognose frem i tid. Her bruker man kun den informasjonen som er tilgjengelig i nåtid til å predikere fremtidig sysselsetting (Chatfield 2000).

Utvalget for in-sample er november 1986 til desember 2006, mens utvalget for out-of-sample er januar 2007 til juli 2009. Utvalgene er delt slik for å få mest mulig datagrunnlag for estimeringen og likevel få med en periode av endring i sysselsetting som er stor nok for å måle prediksjon. Datagrunnlaget for out-of-sample dekker den nåværende finanskrisen, noe som byr på utfordringer siden denne perioden er kjennetegnet med svært høy vekst i obligasjonsspread og negativ sysselsettingsvekst. De svært store endringene i variablene kan føre til at modellen vil feilpredikere, dette må derfor tas hensyn til i en analyse av resultatene. Men hvis modellen faktisk predikerer denne perioden rett, vil dette være en bekreftelse på styrken til modellen og obligasjonsspread som indikator.

Regresjonsanalysene blir estimert for ulike horisonter: 3, 6, 9 og 12 måneder. Kriteriene jeg bruker for å evaluere regresjonsestimatene for in-sample er t-statistikk for de estimerte koeffisientene (basert på Newey-West standardfeil) og justert determinasjonskoeffisient (R^2).

¹⁵ Univariat henviser til en modell med kun en forklaringsvariabel.

For å måle hvor godt modellen forklarer frem i tid ved out-of-sample, blir det brukt et mål kalt "root mean squared forecast error" (MSFE). Dette målet er det samme som standardavviket til feilledet som blir predikert. MSFE er basert på differansen mellom den faktiske verdien på resesjonsvariabelen og den predikerte verdien. Hvis modellen treffer perfekt vil differansen mellom disse være lik null og følgelig vil MSFE være null. Når man sammenligner ulike modeller vil man derfor foretrekke den modellen med lavest mulig out-of-sample MSFE. MSFE kan man finne ved hjelp av *predict*-kommandoen i STATA.

8.2. Økonometrisk analyse

8.2.1. Forklaringskraften for høyrenteobligasjonsspread

For å undersøke om høyrenteobligasjonsspread kan forklare fremtidig sysselsettingsvekst blir det estimert en modell på følgende form:

$$Y_{t+k} = c + \alpha Y_t + \beta X_t + \varepsilon_{t,k}$$

Der Y_{t+k} er sysselsettingsvekst k mnd frem i tid, Y_t er sysselsettingsvekst i mnd t , X_t er høyrenteobligasjonsspread i mnd t . Estimeringen blir gjort for hver enkelt horisont for å holde metoden mest mulig robust, så modellen blir predikert for $k = 3, 6, 9$ og 12 enkeltvis.

Det blir så estimert en univariat modell med sysselsettingsvekst, Y_t , men ikke obligasjonsspread, X_t , som forklaringsvariabel. Her er det altså kun variabelen for dagens sysselsettingsvekst som er forklaringsvariabel. Metoden følger samme fremgangsmåte som ovenfor og har følgende form:

$$Y_{t+k} = c + \alpha Y_t + \varepsilon_{t,k}$$

Dette blir gjort for å kunne sammenligne de to metodene mot hverandre for å finne ut i hvor stor grad høyrenteobligasjonsspread forklarer bedre enn en regresjon kun basert på

sysselsettingsvekst. Ved å sammenligne disse to modellene kan man altså få frem den marginale forklaringskraften til obligasjonsspread.

Ved tidsserier er seriekorrelasjon et potensielt problem som bør korrigeres for. Dette problemet er her justert for via en teknikk kalt Newey West, som beregner robuste standardfeil justert for autokorrelasjon og heteroskedastisitet. Ved prediksjon frem i tid vil en estimering være basert på overlappende observasjoner. Disse overlappende observasjonene skaper et feilledd ("moving average error term") av orden $k-1$ hvor k er horisonten frem i tid. Dette vil ikke påvirke regresjonskoeffisientenes konsistens, men vil gjøre standardfeilene i en OLS-regresjon inkonsistente. Gitt at de ikke-overlappende observasjonene har autokorrelasjon, kan man justere for dette ved hjelp av Newey-West. Denne metoden er implementert i STATA ved å kjøre en *newey*-regresjon, hvor man angir hvor mange tidsforskjøvne verdier som skal bli korrigert for. Man velger antall lag for hver Newey-West-korreksjon etter å ha observert autokorrelasjon for residualene. Jeg har valgt å justere for 9 lags for horisontene 3, 6 og 9 måneder frem i tid, og 12 lags for 12 måneder frem i tid. Valgene er tatt både med hensyn på autokorrelasjon og tap av frihetsgrader i modellen. Dog er ikke de korrigerede standardfeilene særlig sensitive for valget av lag.

Tabell 4 under viser resultatene fra estimeringer utført ved hjelp av STATA. Tallene i parentes er t-statistikk basert på Newey-West standardfeil ved estimeringer *in-sample*. MSFE er standardavviket til prognosens feilledd og angir i hvor høy grad modellen forklarer feil *out-of-sample*.

Tabell 4: Marginal forklaringskraft for obligasjonsspread

Prediksjons- horisont, k mnd.	Modelltype	c	α	β	R ²	Out-of- sample MSFE
k = 3	Høyrenteobligasjon	0,93 (6,74)	0,84 (27,70)	-0,18 (-5,50)	0,94	0,30
	Univariat	0,05 (0,56)	0,96 (23,4)		0,92	0,38
k = 6	Høyrenteobligasjon	1,93 (8,11)	0,634 (11,97)	-0,35 (-6,7)	0,87	0,49
	Univariat	0,19 (1,09)	0,86 (12,84)		0,747	0,67
k = 9	Høyrenteobligasjon	2,76 (8,40)	0,41 (5,83)	-0,49 (-6,92)	0,77	0,65
	Univariat	0,37 (1,75)	0,733 (9,16)		0,54	0,90
k = 12	Høyrenteobligasjon	3,44 (7,56)	0,20 (-2,20)	-0,59 (-6,10)	0,67	0,76
	Univariat	0,59 (2,06)	0,58 (5,99)		0,34	1,08

Testresultatene viser at koeffisientestimatene for variabelen høyrenteobligasjon er statistisk signifikant og nullhypotesen om at variabelen ikke inneholder informasjon blir forkastet for alle horisonter¹⁶. Som forventet er variabelen negativ for alle horisonter, noe som betyr at en høyere verdi av obligasjonsspread impliserer en lavere sysselsettingsvekst i fremtiden.

Sammenlignet med den univariate modellen, har modellen med obligasjonsspread bedre forklaringskraft både in-sample og out-of-sample. For eksempel så forklarer modellen med obligasjonsspread 67 % av variasjonen in-sample i sysselsettingsvekst 12 måneder frem tid, mens den univariate modellen kun forklarer 34 % av variasjonen. For prognoser 12 måneder

¹⁶ Alle regresjonsmodellene i oppgaven har signifikant forklaringskraft. Alle F-testene er signifikante på 1 % signifikansnivå.

frem i tid for out-of-sample, så har obligasjonsmodellen en prognosefeil (RMSE) på 0,76, mens den univariate modellen har en prognosefeil på 1,08. Dette tilsvarer en feilreduksjon på 26 % til fordel modellen med obligasjonsspread. Testresultatene forteller også at modellene har høyere prognosefeil dess lengre prediksjonshorisont. Noe som ikke er overraskende fordi en modell med kort prediksjonshorisont vil kunne forklares av dagens verdi av sysselsettingsvekst i større grad enn ved en lengre horisont.

Det må nevnes at modellens høye forklaringskraft kan være noe skjev fordi det er en mulighet for at modellen har en utelatt variabel som er korrelert med den eksisterende forklaringsvariabelen (Wooldridge 2006).

8.2.2. Sammenligning mot terminstruktur som ledende indikator

Her vil jeg først grunngi hvorfor jeg har valgt å sammenligne terminstruktur mot høyrenteobligasjonsspread, og så gi en kort forklaring på hvorfor terminstruktur kan være en ledende indikator.

Forholdet mellom terminstruktur og realøkonomien er empirisk anerkjent, og terminstruktur har lenge vært kjent for å være en ledende indikator for økonomien. Terminstruktur, eller terminspread, er her definert som rentedifferansen mellom ti års *Treasury bonds* og tre måneders *Treasury bills*. Disse to kan sammen utgjøre en forenklet rentekurve. En rentekurve er et plott av forskjellige renter med hensyn på løpetid som typisk vil ha en stigende helning, og kan være en ledende indikator på økonomien. Denne indikatoren er således ganske lik obligasjonsspread, noe som gjør den relevant for en sammenligning.

Den teoretiske begrunnelsen for at terminstruktur er en ledende indikator kan deles inn i tre argumenter (Estrella og Trubin 2006). For det første, vil terminstrukturen ha en forbindelse med pengepolitikk. Siden en sentralbank påvirker de korte rentene i større grad enn de langsiktige rentene¹⁷, vil dette komme til syne i en rentekurve. For eksempel hvis markedet forventer sentralbanken skal øke renten for å dempe presset i økonomien, vil dette føre til økt rente på papirer med kort løpetid. Mens papirer med lang løpetid øker i mindre grad på grunn

¹⁷ De langsiktige rentene reflekter her et gjennomsnitt av forventede kortsiktige renter.

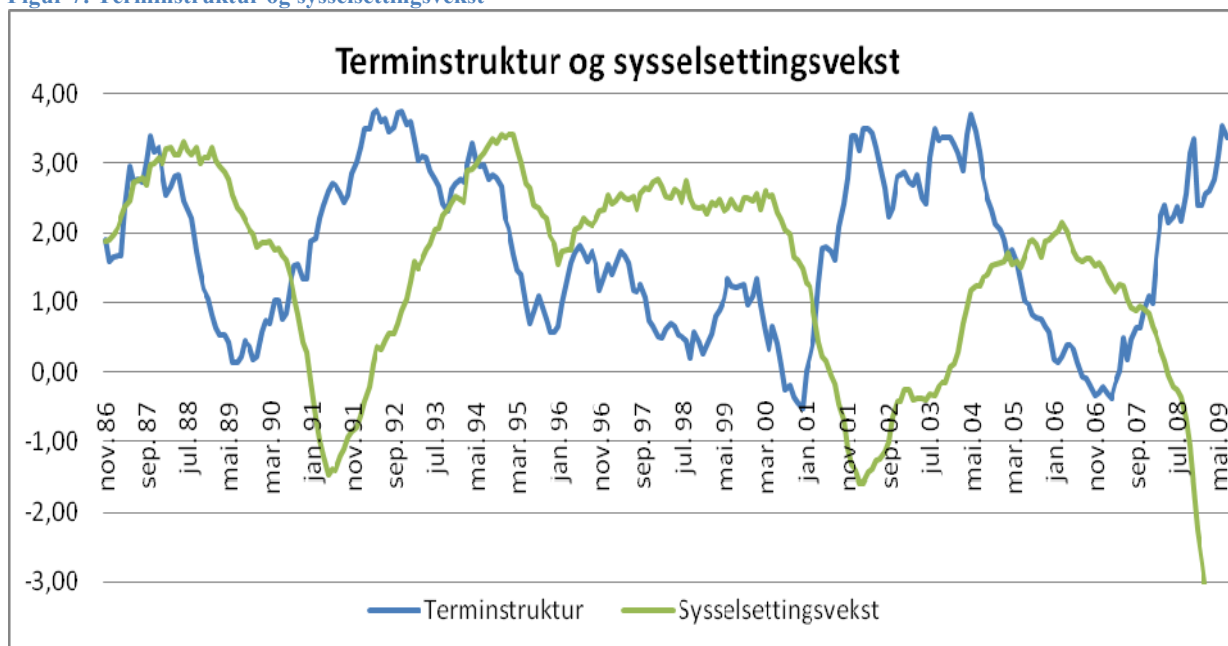
av forventninger om at presset i økonomien vil avta. Dette påvirkningsforholdet kan resultere i en invertert rentekurve. En invertert kurve oppstår når de lange rentene faller under de korte rentene.

For det andre, kan terminstrukturen reflektere forventninger om fremtidig økonomisk aktivitet. Disse forventningene vil typisk påvirke de langsiktige rentene mer enn de kortsiktige. Slik at i en situasjon hvor markedet forventer en nedgangsperiode i fremtiden, vil rentekurven bli invertert fordi inflasjonsforventningene vil bli redusert.

For det tredje, vil selskaper utsette sine investeringer hvis de forventer en lav økonomisk aktivitet i fremtiden. Dette vil redusere etterspørselen etter langsiktig kreditt og følgelig senke renten på obligasjonen med lang løpetid. En stor nok økning i investeringsutsettelse impliserer derfor en invertert rentekurve.

Jeg vil nå undersøke hvor godt terminstruktur sammenfaller med sysselsettingsvekst og om den kan predikere fremtidig vekst. Dette blir gjort ved å først observere sammenhengen grafisk og utføre en korrelasjonsanalyse. For så å teste forklaringskraften økonometrisk med samme metode som brukt tidligere i oppgaven.

Figur 7: Terminstruktur og sysselsettingsvekst

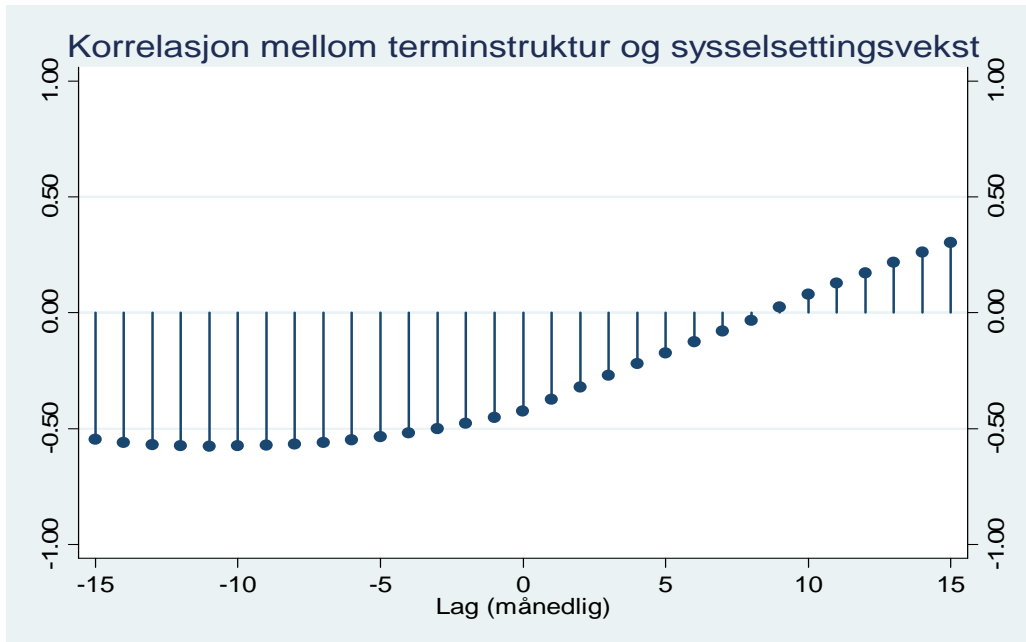


Ovenfor er sammenhengen mellom terminstruktur og sysselsettingsvekst illustrert grafisk. Med tanke på hvordan terminstrukturen er konstruert er det rimelig å anta at det finnes en positiv sammenheng mellom denne og realøkonomien. Denne positive sammenhengen kommer til syne av figuren ovenfor om man ser på perioden frem til 2007. Resesjonene fra juli 1990 til mars 1991 og mars 2001 til november 2001 er begge kjennetegnet med en lav og negativ terminstruktur i forkant. Men ser man på den siste resesjonen som starter i november 2007, er terminstrukturen her positiv og stigende. Her har det tydeligvis skjedd et skifte i sammenhengen, noe som er et interessant funn fordi dette har konsekvenser for dens egenskaper som indikator. Den svært høye terminspreaden i nyere tid er kommentert av Paul Krugman (2010). Han sier at siden sentralbankens rente allerede er tilnærmet null går det ikke an å sette de korte rentene ned. Dette impliserer at det er nødt å være en positiv terminspread. Denne terminspreaden kunne likevel vært tilnærmet null om den langsiktige renten, her ti års Treasury Bonds, også var null. Men fra desember 2006 og senere er denne renten stigende. Dette kan komme av at markedet forventer at økonomien skal bedres ganske snart (noe som ikke er tilfelle enda) og/eller at markedet synes å være bekymret over USAs risiko som motpart.

Uansett grunn til at terminspreaden er null, er det rimelig å konkludere at den som indikator de siste tre årene ikke har vært god. Fra 2007 har terminstrukturen vært stigende, mens realøkonomien har vært i en dyp nedgangsperiode. Dette strider mot dens sammenheng med realøkonomien som har gjort den til en god indikator.

Figur 8 under viser korrelasjonen mellom terminstruktur og sysselsettingsvekst. Man ser at det er en negativ sammenheng fra 0 til 5 tidsforskyvede perioder frem i tid, for så å ha en positiv sammenheng fra 10 perioder frem og utover. Dette vil si at korrelasjonen skifter fortegn avhengig av hvilken horisont man ser på. Empirisk sett har terminstruktur vært en god indikator de siste tiårene, og sammenhengen kunne nok vært klarere om datautvalget hadde vært større. Men denne uklare sammenhengen er et bevis på at den empiriske sammenhengen i nyere tid ikke er like stabil som den teoretiske begrunnelsen hevder den skal være.

Figur 8: Korrelasjon mellom terminstruktur og sysselsettingsvekst



8.2.3. Økonometrisk analyse av obligasjons-spread og terminstruktur som indikatorer

For å sammenligne og avgjøre hvor godt høyrenteobligasjons-spread og terminstruktur kan forklare fremtidig sysselsettingsvekst blir det estimert en modell på følgende form:

$$Y_{t+k} = c + \beta X_{i,t} + \varepsilon_{t,k}$$

Der Y_{t+k} er sysselsettingsvekst k mnd frem i tid, og $X_{i,t}$ er høyrenteobligasjons-spread *eller* terminstruktur¹⁸ i mnd t .

Her er ikke sysselsettingsvekst med som forklaringsvariabel, fordi målet er å se om det er forskjell i forklaringskraft i de to forklaringsvariablene X_i . Denne metoden er tatt fra Estrella og Hardouvelis (1991); og Zhang (2002). Estimeringene blir gjort for hver enkelt horisont for å holde metoden mest mulig robust, slik at modellen blir predikert for $k = 3, 6, 9$ og 12

¹⁸ Terminstruktur er funnet å være en stasjonær prosess ved hjelp av DF-GLS. Se appendiks for testresultat.

enkeltvis. Utvalget for in-sample er november 1986 til desember 2006, mens utvalget for out-of-sample er januar 2007 til juli 2009.

Tabell 5: Sammenligning av forklaringskraft for obligasjonsspread og terminstruktur

Prediksjons- horisont, k mnd.	Forklaringsvariabel X_i	c	β	R^2	Out-of- sample MSFE
k = 3	Høyrenteobligasjon	3,88 (10,98)	-0,57 (-6,33)	0,45	1,00
	Terminstruktur	2,20 (7,60)	-0,34 (-1,86)	0,07	1,31
k = 6	Høyrenteobligasjon	4,21 (12,32)	-0,65 (-8,14)	0,59	0,87
	Terminstruktur	1,82 (5,17)	-0,14 (-0,77)	0,013	1,36
k = 9	Høyrenteobligasjon	4,34 (13,86)	-0,68 (-10,03)	0,65	0,80
	Terminstruktur	1,45 (3,43)	0,04 (0,24)	-0,003	1,36
k = 12	Høyrenteobligasjon	4,32 (12,59)	-0,68 (-8,83)	0,65	0,79
	Terminstruktur	1,13 (2,13)	0,21 (0,94)	0,03	1,33

Tabellen viser resultatene fra estimeringer utført i STATA for de to modellene med terminstruktur og høyrenteobligasjonsspread som forklaringsvariabel. Estimeringsgrunnlag er lik som i den forrige analysen. Før en tolkning av regresjonsresultatene blir gjort, må det påpekes at modellens høye forklaringskraft kan være noe skjev fordi det er en viss sannsynlighet for at de estimerte modellene har en utelatt variabel som er korrelert med den eksisterende forklaringsvariabelen.

Det første jeg legger merke til er at koeffisientestimatene for variabelen terminstruktur ikke er statistisk signifikante. t-verdiene for terminstruktur er alle lavere enn de kritiske verdiene som trengs for at koeffisienten skal være signifikant. Dessuten er determinasjonskoeffisientene, R^2 ,

svært lave. MSFE for denne modellen er relativt høye og høyere enn modellen for obligasjonsspread for alle horisonter. MSFE kan ikke tillegges mye vekt for denne variabelen, da den predikerte modellen in-sample ikke har statistisk signifikante koeffisienter.

Teorien om terminstruktur som indikator impliserer at koeffisientverdien skal være positiv, men her er koeffisientverdien negativ for de tre første horisontene, mens den kun er positiv for horisonten 12 mnd frem i tid. Denne tosidige sammenhengen mellom uavhengig og avhengig variabel, kan følge av at det i den siste perioden i utvalget skjer et skifte fra positiv til negativ sammenheng mellom de to variablene. Terminstruktur er anerkjent for å være en relativt god indikator. Men som jeg har vist har det skjedd et skifte i dens sammenheng med økonomien siden 2006. Fra høsten 2006 har terminstruktur vært stigende, mens økonomien har vært fallende. Dette er i strid med dens egenskaper som indikator, og er en interessant observasjon fordi dette sår tvil om terminstruktur sin forklaringskraft på realøkonomien.

På den andre siden har modellen med obligasjonsspread statistisk signifikante koeffisienter og har høy forklaringskraft for alle horisonter. Ser at koeffisientverdiene er negative. Dette er som forventet, og betyr at en høyere verdi av obligasjonsspread impliserer en lavere sysselsettingsvekst i fremtiden noe.

Estimatene for determinasjonskoeffisienten, R^2 , er relativt høye og øker med prediksjonshorisonten. De går fra 0,45 ved 3 mnd til 0,67 ved 12 mnd. Dette vil si at obligasjonsspread forklarer sysselsettingsvekst bedre 12 måneder frem i tid enn 3 måneder frem i tid. Testresultatene viser altså at høyrenteobligasjonsspread har signifikant forklaringskraft for fremtidig sysselsettingsvekst in-sample. Denne forklaringskraften er høy og impliserer at rentedifferansen mellom høyrenteobligasjoner og sikre obligasjoner er en ledende indikator på realøkonomien.

Forklaringskraften ved out-of-sample er her anslått ved hjelp av MSFE. Dette estimatet synker med horisontene, noe som er omvendt av det modellen som inkluderte sysselsettingsvekst som uavhengig variabel viste. Disse verdiene går fra 1,00 ved 3 mnd horisont til 0,79 ved 12 mnd horisont. Noe som betyr at modellen har mindre forklaringsfeil dess lengre horisont. Dette er også i tråd med den predikerte modellen in-sample. Det at modellen har lavere forklaringsfeil 12 måneder frem i tid enn 3 måneder frem, må sies å være

gode resultater for en ledende indikator. Men estimatene som angir feilprediksjon er relativt høye og er med andre ord dårlige prognoser.

Evnen til å predikere fremtidig sysselsetting i realtid etter at modellen er estimert er altså ikke særlig tilfredsstillende. Utvalgets siste del er preget av finanskrisen og har svært høy obligasjonsspread. I sånne turbulente tider er det grunn til å tro at stressede finansmarkeder kan overvurdere risiko, som fører til at obligasjonsspread påvirkes mer enn det fundamentale forhold tilsier. Denne konklusjonen kan sees i sammenheng med den grafiske analysen som blir presentert senere i oppgaven. Der vil jeg diskutere analysens dårlige prognose på den siste perioden av utvalget nærmere

8.3. Grafisk analyse av obligasjonsspread

8.3.1. Predikert og faktisk sysselsettingsvekst

I denne analysen vil jeg undersøke forklaringskraften til høyrenteobligasjonsspread grafisk. For å vise hvor godt den estimerte modellen predikerer, har jeg nedenfor fremstilt sysselsetting og predikert sysselsetting grafisk. Dette er gjort ved predikere sysselsettingsvekst med *kun* obligasjonsspread som forklaringsvariabel. Det blir brukt samme metode som modellen over, så den estimerte modellen har følgende form:

$$Y_{t+k} = c + \beta X_t + \varepsilon_{t,k}$$

Den grafiske analysen blir gjort ved å sammenligne den estimerte modellen med faktisk sysselsettingsvekst over hele perioden. I denne prediksjonen deler jeg ikke opp utvalget, men bruker *hele* utvalget som grunnlag for modellen. Jeg har valgt å vise prediksjonen for to horisonter, tre og tolv måneder, for å se om det er en forskjell på kort og mellomlang sikt. Nedenfor følger det to figurer som illustrerer predikert sysselsettingsvekst og faktisk sysselsettingsvekst for de to horisontene.

Figur 9: Predikert og faktisk sysselsettingsvekst 3 mnd frem



Figuren ovenfor viser hvordan obligasjonsspread predikerer sysselsettingsvekst 3 mnd frem i tid sammenlignet med faktisk sysselsettingsvekst. Man ser at prediksjonen følger faktisk sysselsettingsvekst ganske bra over hele perioden, noe som er i tråd med korrelasjonsanalysen som er foretatt tidligere i oppgaven. Men prediksjonen har en tendens til å overdrive store opp- og nedturer. Dette kan komme av at høyrenteobligasjoner er svært sensitive for informasjon, og kan av den grunn overvurdere risikoen i markedet som ofte endres markant ved stor nedgang og oppgang i økonomien (Amato og Remolona 2003).

Figur 10: Predikert og faktisk sysselsettingsvekst 12 mnd frem



Denne figuren viser predikert sysselsettingsvekst 12 mnd frem i tid sammenlignet med faktisk sysselsettingsvekst. Også her følger den estimerte modellen den faktiske veksten i sysselsetting ganske bra. Den har derimot samme tendens som modellen med 3 mnd horisont, da den også over- og undervurderer i perioder med stor endring. Likevel vil jeg påstå at den estimerte modellen predikerer overraskende bra med tanke på at modellen kun har obligasjonsspread som forklaringsvariabel.

Jeg legger merke til at de predikerte modellene predikerer feil spesielt i den siste tiden i utvalget, nærmere bestemt årene 2007 til 2009. I denne perioden er det beregnet en bunn i sysselsettingsveksten på minus 7 % og minus 5 % for modellene med 12 og 3 mnd horisont. Denne perioden er da finanskrisen gjorde sitt inntreff med høye kredittspreader, lav økonomisk aktivitet og negativ sysselsettingsvekst. Den særdeles høye obligasjonsspreaden høsten 2008 kan tilskrives konkursen av Lehman Brothers og generelt høy risiko i de finansielle markedet.

Siste delen av utvalget kan fremstilles bedre i en tabell med verdiene for obligasjonsspread og sysselsettingsvekst i perioden januar 2008 til juli 2009:

Tabell 6: Obligasjonsspread og sysselsettingvekst i 2008 og 2009

Periode	Obligasjonsspread	Sysselsettingsvekst
januar 2008	4,74	0,65
februar 2008	5,00	0,52
mars 2008	5,41	0,30
april 2008	4,59	0,16
mai 2008	4,58	-0,05
juni 2008	5,19	-0,21
juli 2008	5,75	-0,26
august 2008	5,94	-0,36
september 2008	8,28	-0,67
oktober 2008	12,68	-1,07
november 2008	15,59	-1,66
desember 2008	14,49	-2,25
januar 2009	13,12	-2,75
februar 2009	14,23	-3,16
mars 2009	13,19	-3,56
april 2009	10,21	-3,83
mai 2009	8,46	-3,96
juni 2009	7,47	-4,19
juli 2009	6,35	-4,33

Tabellen viser at obligasjonsspread var på sitt høyeste i perioden oktober 2008 til april 2009. Mens sysselsettingsvekst henger noe etter, med sin høyeste nedgang i perioden februar 2009 til juli 2009. Dette tyder på at obligasjonsspread reagerer på endringer i økonomien før det får effekt på sysselsettingen.

Duca (1999) forklarer at spread mellom høyrenteobligasjoner og risikofrie obligasjoner er mye mer sensitiv for misligholdsrisiko enn tilsvarende spread for obligasjoner med investeringsgrad, og at dette kommer klart til syne i resesjoner. Men i en resesjon vil også variasjoner i likviditetsrisiko påvirke høyrenteobligasjoner i større grad enn sikrere obligasjoner. Denne type variasjon i risiko kan være et resultat av at det er lite likviditet i markedet for høyrenteobligasjoner i turbulente tider og ikke nødvendigvis være et resultat av fundamentale faktorer i økonomien.

Tabell 7: Determinasjonskoeffisienter, med og uten finanskrisen

	1986 - 2006	1986 - 2009
Prediksjon 3 mnd: Determinasjonskoeffisient	0,45	0,58
Prediksjon 12 mnd: Determinasjonskoeffisient	0,65	0,46

Av tabell 6 ovenfor ser man at modellene med ulike horisont forklarer noe forskjellig hvis man tar med eller utelukker finanskrisen i utvalget. Før den nåværende finanskrisen inntraff (her gitt som perioden til og med år 2006), kunne modellen som predikerer 12 måneder frem tid forklare 65 % av variasjonen i sysselsettingsvekst. For samme utvalg kunne modellen som predikerer 3 måneder frem tid kun forklare 45 % av variasjonen i sysselsettingsvekst. I det fulle utvalget derimot er forholdet omvendt. Her forklarer modellene med 3 og 12 måneders horisont henholdsvis 58 % og 46 %.

Forskjellene i de to modellene kan forklares ved at den pågående finanskrisen hadde en meget stor påvirkning på både kredittspread og sysselsetting. Zhang (2002) viser at ut i fra teorien om kredittkanalen vil påvirkningen av pengepolitikk på obligasjonsspread være avhengig av tid, fordi kredittbetingelsene til obligasjonsutstedere endrer seg over tid. Så en del av spreaden kan forklares gjennom en ikke-lineær respons på pengepolitikken og kredittforhold. Denne tidsavhengige effekten kan forklare hvordan denne store påvirkningen har ulike effekter på kort og mellomlang sikt.

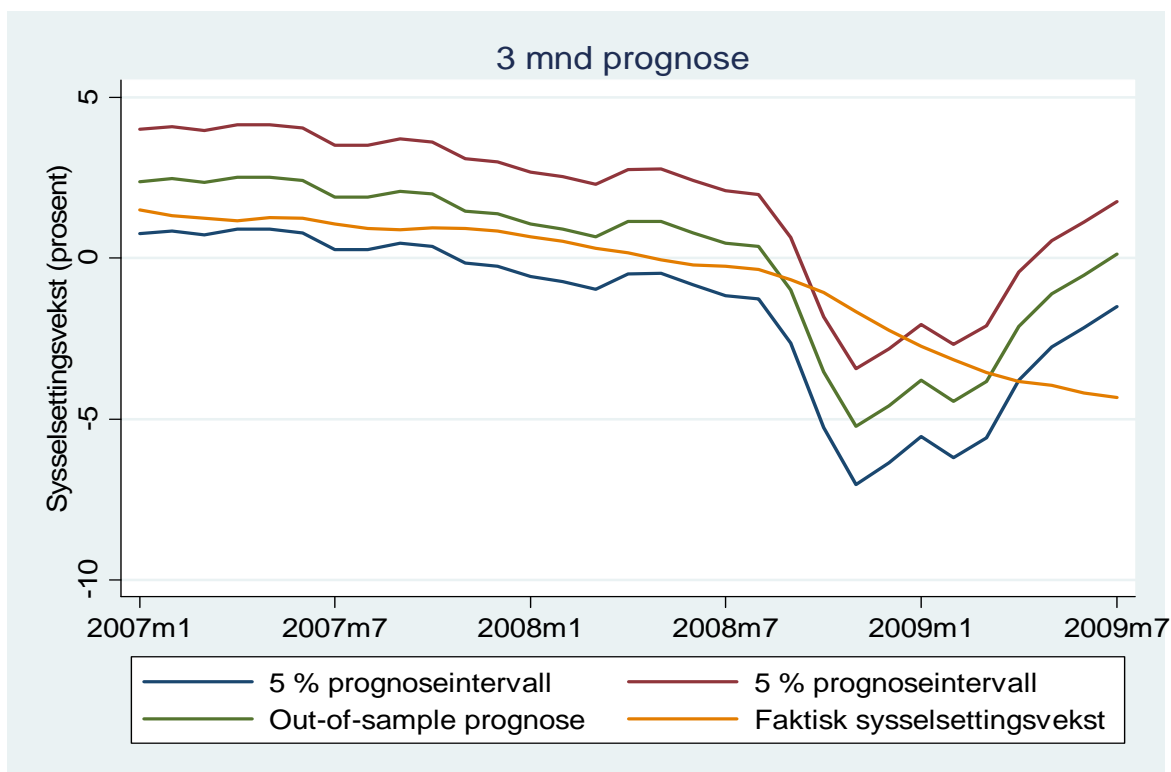
8.3.2. Prognoser basert på estimering out-of-sample

Her vil jeg presentere prognoser utført ved hjelp av estimering out-of-sample. I denne prognosen har jeg valgt å bruke den samme modellen og de samme horisontene som over som sammenligningsgrunnlag. Utvalget for in-sample estimering er november 1986 til desember 2006, mens utvalget for out-of-sample estimering er januar 2007 til juli 2009.

Fremgangsmåten for denne prognosen er at jeg først kjører en regresjon på det store utvalget, for så å foreta en prediksjon på den resterende utvalgsperioden. Denne prediksjonen er i de følgende figurene betegnet som *out-of-sample prognose*. Prognoseintervallene er basert på MSFE og verdier for 5 % signifikansnivå.

Ved hjelp av denne metoden har jeg estimert to grafer som viser prognose ved out-of-sample for perioden januar 2007 til juli 2009. Denne perioden omfatter finanskrisen som jeg har kommentert i den grafiske analysen ovenfor. Og jeg vil nå kommentere hvor godt de to modellene har predikert sysselsettingsvekst i denne perioden.

Figur 11: Out-of-sample prognose 3 mnd

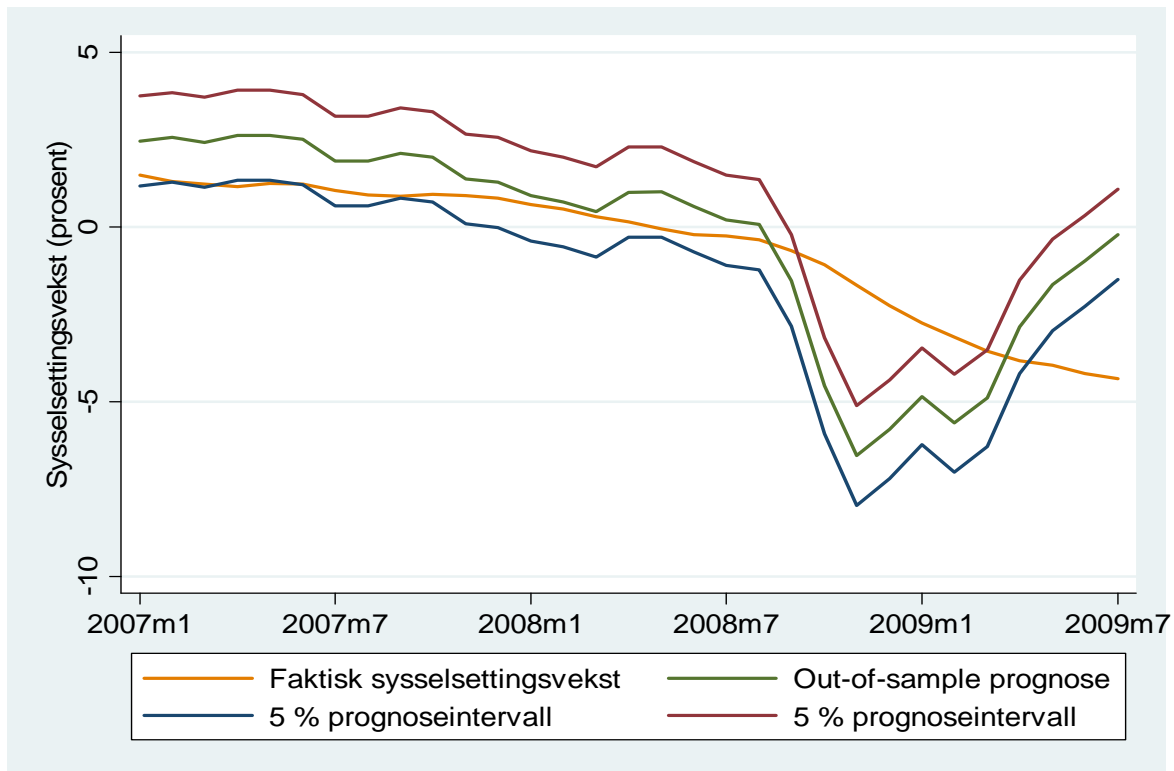


Figuren ovenfor illustrerer hvor godt modellen klarer å gi en prognose på sysselsettingsvekst 3 måneder frem basert på out-of-sample. Ser at prognosen samsvarer med faktisk sysselsettingsvekst ganske bra fra januar 2007 til august 2008. Den siste delen av prognosen er derimot ikke så treffsikker. Prognosen sier her at sysselsettingsvekst vil falle fra ca 0 prosent til en bunn på minus 5 % høsten 2008, for så å stige til 0 % igjen i periodens slutt. Mens i realiteten synker den faktiske veksten gradvis i hele perioden til - 4,5 % i juli 2009.

Her predikerer modellen feil både med tanke på nivå og endringstakt. Feilprediksjonen er mest sannsynlig et resultat av at obligasjonsspread var svært høy høsten 2008. Denne økningen følger av problemene i de finansielle markedene i mye større grad enn fundamentale forhold i økonomien. Denne observasjonen er støttet av Duca (1999), som viser at når markedet er utsatt for stress kan kredittspreader sende ut falske signal. Dette er en interessant

og viktig betraktning fordi det viser at obligasjonsspread som indikator ikke er særlig presis når de finansielle markedene er turbulente.

Figur 12: Out-of-sample prognose 12 mnd



Figur 12 illustrerer at denne prognosen med 12 måneders horisont har omtrent samme utvikling som prognosen med 3 mnd horisont. Den predikerte endringen er den samme, men det predikerte nivået er noe annerledes. Også her overvurderer prognosen nedgangen ganske mye. Dette kan være, som nevnt tidligere, på grunn av overreaksjon i de finansielle markedene som følge av finanskrisen.

I tillegg har man det faktum at sysselsetningsvekst ikke er et perfekt mål for realøkonomien. Sysselsetting er regnet for å være en sammenfallende indikator med sterk korrelasjon til BNP. Men en svakhet ved sysselsetting som indikator er at den kan være utsatt for sesongforstyrrelser, og at den kun fanger tilstanden i arbeidsmarkedet og ikke økonomien som helhet. Siden obligasjonsspread fanger opp risiko knyttet til finansmarkedet i tillegg til økonomien generelt, er det grunn til å tro at sysselsetningsvekst ikke kan forklares helt presist av obligasjonsspread. Dette er viktig å ta med i betraktningen når man vurderer obligasjonsspreadens egenskaper som ledende indikator. Man kan av dette tenke at det

spesielt i perioder når de finansielle markeder er utsatt for stress og økonomien er synkende, at en prediksjon med hensyn på sysselsettingsvekst blir unøyaktig.

9. Oppsummering og avsluttende diskusjon

I oppgaven har jeg først presentert teori om obligasjoner og konjunktursykler. Disse har en sammenheng ved at rentedifferansen mellom høyrenteobligasjoner og risikofrie obligasjoner har informasjon om konjunktursykler. Høyrenteobligasjonsspread kan være en ledende indikator fordi den inkorporerer forventninger om fremtidig mislighold og risikopremier knyttet til spreaden er motsykliske. Det sistnevnte argumentet bygger på teorien om den finansielle akselerator, som sier at den motsykliske adferden i låntakeres finansielle posisjon sørger for å forsterke forbruk og følgelig samlet økonomisk aktivitet. Den finansielle akselerator kan bidra til å forklare hvorfor fluktuasjoner i konjunktursykler er mer langvarige og større enn det som kan tilskrives ikke-finansielle forhold.

Tidligere studier har påvist at obligasjonsspread har forklaringskraft på realøkonomien i fremtiden. Men siden høyrenteobligasjonsmarkedet først ble aktiv på midten av 80-tallet og studiene er foretatt rundt år 2000, er datautvalget kort og konklusjonene har av den grunn liten empirisk styrke. Denne oppgaven er basert på et utvalg som strekker seg fra 1986 til 2009 og som inkluderer tre resesjoner. Følgelig vil analysene i oppgaven ha større datagrunnlag og dermed ha mer presise estimat.

Som mål på realøkonomien har jeg valgt å bruke sysselsettingsvekst. Korrelasjonsanalysen viser at obligasjonsspread har et klart inverst forhold til sysselsettingsvekst og sammenhengen bekrefter at obligasjonsspread leder an i retningen i forhold til sysselsettingsvekst. Siste delen av utvalget, som omfatter finanskrisen, er spesielt fordi her er obligasjonsspread svært høy og sysselsettingsvekst betydelig negativ. Samvariasjonen er fortsatt negativ, men obligasjonsspread kan sies å være overdimensjonert og påvirket av urolige finansmarkeder.

Tidsserieegenskaper og betydningen av stasjonaritet blir så kommentert. Dataseriene for obligasjonsspread, terminstruktur og sysselsettingsvekst blir testet for stasjonaritet ved hjelp av to metoder. Testresultatene er noe delt, men jeg konkluderer med at dataene er stasjonære prosesser.

Det blir foretatt to økonometriske analyser for å undersøke hvor godt høyrenteobligasjonsspread kan forklare fremtidig sysselsettingsvekst. Den første analysen går

utpå å sammenligne en regresjonsmodell med både sysselsettingsvekst og obligasjonsspread som forklaringsvariabel mot en modell som kun har obligasjonsspread som forklaringsvariabel. Testresultatene viser at koeffisientestimatene for høyrenteobligasjon er statistisk signifikant og sammenlignet med den univariate modellen, har modellen med obligasjonsspread bedre forklaringskraft både in-sample og out-of-sample. Som forventet er variabelen for obligasjonsspread negativ for alle horisonter, noe som betyr at en høyere verdi av obligasjonsspread impliserer en lavere sysselsettingsvekst i fremtiden.

Den andre analysen blir gjort ved å sammenligne forklaringskraften til obligasjonsspread mot terminstruktur. Her viser testresultatene fra regresjonsmodellene at terminstruktur ikke er statistisk signifikant, og har lave forklaringsverdier både in-sample og out-of-sample. Modellen med obligasjonsspread derimot, har statistisk signifikante koeffisienter og har høy forklaringskraft in-sample. Prognoseestimatene for out-of-sample er ikke like gode, og har høy forklaringsfeil. Dette kan skyldes at den perioden som blir predikert feil er en del av finanskrisen. Og denne perioden bærer preg av turbulente finansmarkeder som kan ha påvirket obligasjonsspread mer enn det fundamentale forhold tilsier.

Et interessant funn som ble gjort i analysen av terminstruktur, er at det har skjedd et skifte i dens sammenheng med realøkonomien siden 2006. Fra høsten 2006 har terminstruktur vært positiv stigende, mens økonomien har vært fallende. Vanligvis vil denne indikatoren ha en positiv korrelasjon med realøkonomien, så dette skiftet er i strid med dens egenskaper som indikator.

Det blir også gjort en grafisk analyse av obligasjonsspread som ledende indikator for horisonter på 3 og 12 måneder frem. Estimering in-sample, basert på hele datautvalget, viser at den predikerte sysselsettingsveksten følger den faktiske veksten ganske godt for hele utvalget. Det er derimot en viss feilprediksjon for slutten av utvalget. Dette kan komme av at høyrenteobligasjoner er svært sensitive for informasjon og kan av den grunn overvurdere risikoen i markedet i perioder med mye risiko og usikkerhet.

Den grafiske analysen inneholder også en prognose out-of-sample. Prognosen samsvarer med faktisk sysselsettingsvekst ganske bra fra januar 2007 til august 2008. Dog er den siste delen

av prognosen ikke så treffsikker. Den siste delen omfatter som nevnt den nåværende finanskrisen, og er preget av ekstreme risikopåslag og nedgang i realøkonomisk aktivitet.

Siden høyrenteobligasjonsspread er meget sensitiv for risiko, vil den være påvirket av mange ulike faktorer som influerer økonomien. Det kan oppstå situasjoner hvor obligasjonsspread ikke klarer å måle og fange opp disse faktorer på en tilstrekkelig måte. Dette vil typisk skje i perioder der markedet er under stress. Da kan høyrenteobligasjoner bli påvirket av usystematisk risiko som ikke er korrelert med forholdene i kredittmarkedet generelt. Dette kan få konsekvenser for forklaringskraften til obligasjonsspread.

Sysselsettingsvekst er regnet for å være en sammenfallende indikator med sterk korrelasjon til BNP, men er derimot ikke et perfekt mål for realøkonomisk aktivitet. En svakhet ved sysselsettingsvekst som indikator er at den kan være utsatt for sesongforstyrrelser, og at den kun fanger tilstanden i arbeidsmarkedet og ikke økonomien som helhet. Siden obligasjonsspread fanger opp risiko knyttet til finansmarkedet i tillegg til andre faktorer relatert til økonomien, er det grunn til å tro at sysselsettingsvekst ikke kan forklares helt presist av obligasjonsspread.

Likevel er den forklaringskraften som obligasjonsspread har interessant, fordi den til vanlig er en god ledende indikator på realøkonomien, og fordi den er tilgjengelig i sanntid på daglig basis. Obligasjonsspread har dessuten konkret informasjon om langsiktig kredittrisiko, og dette er noe som ikke er tilgjengelig i andre ledende indikatorer¹⁹. Denne unike informasjonen tilsier at obligasjonsspread bør tas hensyn til i en prognose av fremtidig økonomisk aktivitet.

¹⁹ Kredittrisiko er den risiko investor har for at motparten ikke klarer sine betalingsforpliktelser. For terminstruktur er denne tilnærmet null da statsobligasjoner har liten risiko.

10. Referanseliste

Amato og Remolona. 2003. The credit spread puzzle. *BIS Quarterly Review*.

Bartlett, M.S.. 1946. On the theoretical specification and sampling properties of autocorrelated time series. *Supplement to the Journal of the Royal Statistical Society* 8. s. 27-41.

Baum, Christopher. 2001. STATA: The language of choice for time series analysis? *The STATA Journal*, s. 9.

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

Bernanke, B. og A. Blinder. 1992. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *American Economic Review*. s. 901–21.

Bernanke, Ben og Mark Gertler. 1995. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, *American Economic Association*, vol. 9(4), s. 27-48.

Bernanke, Ben, Mark Gertler og Simon Gilchrist. 1996. The Financial Accelerator and the Flight to Quality. *The Review of Economics and Statistics*, *The MIT Press*.

Bernanke, Ben. 2007. The financial accelerator and the credit channel: a speech at a conference on The Credit Channel of Monetary Policy in the Twenty-first Century. *Federal Reserve Bank of Atlanta*, Georgia.

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

Brooks, Chris. 2002. *Introductory econometrics for finance*. Cambridge University press.

Bruche, Max og Carlos González-Aguado. 2008. Recovery Rates, Default Probabilities and the Credit Cycle. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 34, No. 4, 2010.

Burns, Arthur F. og Wesley Clair Mitchell. 1946. Measuring business cycles. *NBER Book Series Studies in Business Cycles*.

Campell, J. og P. Perron. 1991. Pitfalls and Opportunities: What macroeconomists should know about unit roots. Technical working paper No.100. *National Bureau of Economic Research*.

Chan-Lau, Jorge og Ivaschenko. 2001. Corporate Bond Risk and Real Activity: An Empirical Analysis of Yield Spreads and their Systematic Components. No 01/158, *IMF Working Papers, International Monetary Fund*.

Chatfield, Chris. 2000. *Time-series forecasting*. Chapman and Hall. 1. utgave.

Conference Board. 2001. Business Cycles Indicators Handbook, Indicator Approach to Business Cycle Analysis. *Conference Board BCI*. s. 12–21. http://www.conference-board.org/pdf_free/economics/bci/BCI-Handbook.pdf. [lest 20.4.2010].

Duca, J. V. 1999. What Credit Market Indicators Tell Us. *Federal Reserve Bank of Dallas Economic and Financial Review Q3*: s. 2–13.

Elton, Edwin J., Martin J. Gruber, Deepak Agrawal og Christopher Mann. 2001. Explaining the Rate Spread on Corporate Bonds. *Journal of Finance* 56 (1).

Elliott, G., T. J. Rothenberg og J. H. Stock. 1996. Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, Vol. 64, No. 4., s. 813–836.

Estrella, A. og Hardouvelis. 1991. The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity. *Journal of Finance* 46, s. 555–76.

- Estrella, A. og F.S. Mishkin. 1998. Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators. *Review of Economics and Statistics* 80, s. 45–61.
- Estrella, Arturo og Mary R. Trubin. 2006. The Yield Curve as a leading Indicator: Some Practical Issues. *Federal Reserve Bank of New York. Current Issues in Economics and Finance*. July/August 2006.
- Friedman, B.M. og K.N. Kuttner. 1992. Money, Income, Prices, and Interest Rates. *American Economic Review* 82. s. 472–92.
- Friedman, B.M. og K.N. Kuttner. 1998. Indicator Properties of the Paper-Bill Spread: Lessons from Recent Experience. *Review of Economics and Statistics*. S. 34–44.
- Gertler og Lown. 1999. The Information in the High-yield Bond Spread for the Business Cycle: Evidence and Some Implications. *Oxford University Press*.
- Guha, Debashis og Lorene Hiris. 2002. The aggregate credit spread and the business cycle. *International Review of Financial Analysis*.
- Guha, Debashis, Lorene Hiris og Dimitra. Visviki. 2001. Forecasting the Quality Spread Using Business Cycle Indicators. *EFMA 2001 Lugano Meetings*.
- Huang, Jing-Zhi og Weipeng Kong. 2003. Explaining Credit Spread Changes: Some New Evidence from Option-Adjusted Spreads of Bond Indices. New York University, *Stern School of Business Finance Paper* No. 03-013.
- Hubbard, R. Glenn. 1995. Is there a credit channel for monetary policy? *Proceedings, Federal Reserve Bank of St. Louis*, Issue May, s. 63-77.
- Husebø, Tore Anders og Bjørn-Roger Wilhelmsen. 2005. Norwegian business cycles 1982–2003. *Staff Memo* 2005/2, Norges Bank.

Investing in Bonds (SIFMA). *Key Bond Investment Considerations, part 2.*

<http://www.investinginbonds.com/learnmore.asp?catid=46&id=8>. [lest 29.5.2010]

Krugman, Paul. 2010. *A note on the term spread. Kommentar i The New York Times 31. Mars 2010.* <http://krugman.blogs.nytimes.com/2010/03/31/a-note-on-the-term-spread/> [lest 18.5.2010].

Lüders, Erik. 2004. *Economic Foundation of Asset Price Processes.* Physica-Verlag Heidelberg.

NBER. 2003. *The NBER's Recession Dating Procedure. Business Cycle Dating Committee.* <http://www.nber.org/cycles/recessions.pdf>. [lest 19.3.2010].

Moore, G.H. 1956. *The Quality of Credit in Booms and Depressions. Journal of Finance.* S. 288-300.

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

Oslo Børs Publikasjoner (udatert). *Obligasjoner – et sikkert, men spennende alternativ.* <http://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Produkter-og-tjenester/Publikasjoner/Obligasjonsbrosjyrer>. [lest 15.11.2009].

Stock, J. og M. Watson. 1989. *New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators. NBER Macroeconomics Annual 1989.* s. 352–94.

Van Horne, James C. 2001. *Financial market rates and flows.* Upper Saddle River, 6 utgave. Prentice-Hall.

Verbeek, Marno. 2004. *A guide to modern econometrics.* John Wiley & Sons Ltd., 2. utgave.

Wojnilover, Albert W. 1980. *The Central Role of Credit Crunches in Recent Financial History. Brookings Paper on Economic Activity,* s 277-339.

Wooldridge, J. M. 2006. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 2e. Thomson, South- Western.

Zhang, Zhiwei. 2002. Corporate Bond Spreads and the Business Cycle. *Bank of Canada, Working Paper*.

10.1 Datakilder

Bloomberg World Market Cap Index.

<http://www.bloomberg.com/apps/quote?ticker=WCAUWORLD%3AIND>. [lest 27.5.2010].

Bureau of Labor Statistics, US Department of Labors database.

<http://www.bls.gov/ces/data.htm>. [lest 20.2.2010].

CIA The World Factbook. <https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/geos/us.html>. [lest 27.5.2010]

Federal Reserve Economic Data (FRED). <http://research.stlouisfed.org/fred2/>. [lest 20.2.2010].

SIFMA - The Securities Industry and Financial Markets Association.

<http://www.sifma.org/research/research.aspx?ID=10806>. [lest 27.5.2010].

Thomson Datastream: *Merrill Lynch High-Yield Master II*. (tilgang via biblioteket på NHH). [lest 01.12.2009].

11. Appendiks

Oversikt over de mest vanlige statistiske egenskapene til hver av forklaringsvariablene:

Tabell 8: Oversikt over de mest vanlige statistiske egenskapene til hver av forklaringsvariablene

	Sysselsettingsvekst	Obligasjonsspread	Terminstruktur
Antall observasjoner	273	273	273
Gjennomsnitt	1,32	4,14	1,75
Standardavvik	1,56	2,18	1,15
Minimumsverdi	-4,33	1,87	-0,53
Maksimumsverdi	3,41	15,59	3,76

Korrelasjonsmatrise for variablene:

Tabell 9: Korrelasjonsmatrise for variablene

	Sysselsettingsvekst	Obligasjonsspread	Terminstruktur
Sysselsettingsvekst	1		
Obligasjonsspread	-0,65	1	
Terminstruktur	-0,42	0,12	1

DF-GLS-test for terminstruktur:

Tabell 10: DF-GLS-test for terminstruktur

DF-GLS-test	lags	Test-estimat (ingen trend)
Terminstruktur	3	-2,36**
	6	-2,77***
	9	-3,40***
	12	-3,19***

*, ** og *** angir signifikansnivå på henholdsvis 10 %, 5 % og 1 %.

DF-GLS-test for variablene på differanseform:

Tabell 11: DF-GLS-test for variablene på differanseform

DF-GLS-test	lags	Test-estimat (ingen trend)
Diff.sysselsettingsvekst	3	-4,045***
	6	-0,346***
	9	-3,575***
	13	-2,957**
Diff.obligasjonsspead	3	-5,190***
	6	-5,707***
	9	-3,895***
	12	-3,059**
Diff.terminstruktur	3	-4,853***
	6	-3,215**
	9	-2,966**
	12	-2,934**

*, ** og *** angir signifikansnivå på henholdsvis 10 %, 5 % og 1 %.

Antall observasjoner 256.