



NHH

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Bergen, 20.6.2010

Rentedifferanser på Statsobligasjoner i Euroområdet: Hva er Drivkreftene?

Av

Hanne Broe Østvold og Malin Aakernes

Veileder: Jan Tore Klovland

Selvstendig arbeid innen masterstudiet i økonomi og administrasjon, hovedprofil Finansiell
økonomi Norges Handelshøyskole

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

Sammendrag

I denne oppgaven har vi gjort en empirisk analyse av hvilke faktorer som påvirker forskjeller mellom statsobligasjonsrenter i eurosonen. Vi har valgt å ta utgangspunkt i rentene på tiårige statsobligasjoner for en gruppe euroland, hvor renteforskjellene er målt i forhold til Tyskland.

Resultatene våre viser at rentedifferansene i stor grad er drevet av investorenes kredittrisiko, samt deres generelle nivå av risikoaversjon. De estimerte effektene av kredittrisikoen er små, men viser seg likevel å ha betydning for investorenes ønske om rentepåslag. Det generelle nivået på risikoaversjonen i markedet viser seg å ha en større effekt på renteforskjellene. Videre har vi funnet at makroøkonomiske ubalanser i driftsbalanse, fiskalbalanse og gjeld har innvirkning på rentedifferansene, hvor effekten er størst for landene i periferien av eurosonen, de såkalte PIIGS-landene. Avslutningsvis har vi sett på hvilke fremtidsutsikter eurolandene står overfor. Der konkluderer vi med at så lenge de strukturelle problemene i eurosonen vedvarer, vil renteforskjellene til Tyskland trolig ikke reduseres i betydelig grad.

Forord

Denne utredningen er skrevet som det avsluttende leddet i våre mastergrader med fordypning i finansiell økonomi ved Norges Handelshøyskole.

Vi har begge en stor interesse for det makroøkonomiske fagområdet, og det følte derfor naturlig at oppgaven skulle falle innenfor dette feltet. Da makroøkonomi omfavner så mange forskjellige emner, viste det seg å være en utfordring å velge kun ett tema. Etter en samtale med veileder Jan Tore Klovland falt imidlertid valget raskt på renteforskjeller i euroområdet. At temaet skulle komme så sterkt i mediens fokus, hadde vi ikke sett for oss på forhånd. Daglig har det strømmet inn med ny informasjon, og det har nesten vært på grensen til å være for mye. Riktignok er det også det som er med på å gjøre makroøkonomi så spennende; at det konstant skjer endringer i markedene.

Selve arbeidsprosessen har til tider vært krevende, men svært lærerik. Vi har i tillegg følt at vi har fått bruk for kunnskaper som vi har tilegnet oss fra flere fag i løpet av studietiden ved NHH.

Vi vil rette en stor takk til vår veileder, Jan Tore Klovland, som ledet oss inn på dette spennende temaet. Han har kommet med konstruktiv kritikk, samt rask og verdifull veiledning underveis i arbeidet.

I tillegg takker vi Gunnar Stensland for god informasjon i forbindelse med prinsipalkomponentanalysen, samt kollegaer av Malin i DnB NOR Markets, spesielt Morten Madsen, for nyttige diskusjoner rundt euroområdets fremtidsutsikter.

Bergen, 20.6.2010

Hanne Broe Østvold

Malin Aakernes

Innholdsfortegnelse

Sammendrag	2
Forord	3
Liste over figurer, grafer og tabeller:	6
Modeller:	7
1. Innledning og motivasjon	8
2. Teori om obligasjoner og statsobligasjoner	10
2.1 Definisjon.....	10
2.2. Karakteristikker	10
2.3. Statsobligasjonsmarkedet: handel med statsobligasjoner	11
2.3.1 Markedets oppbygning.....	11
2.3.2. Det europeiske statsobligasjonsmarkedet	13
2.3.3. Det europeiske primær- og sekundæmarkedet	15
2.3.4 Verdssetting av obligasjoner.....	16
2.4 Renteteori.....	17
2.4.1 Effektiv rente (Yield).....	17
2.4.2 Internrenten (Yield to maturity).....	17
2.4.3 Rentens terminstruktur	18
2.4.4 Dekomponering av den langsiktige renten	19
3. Data og deskriptiv statistikk	22
3.1 Renten på tiårige statsobligasjoner i euroområdet	22
3.2 Driverne av rentedifferanser på mikroøkonomisk nivå	24
3.2.1 Kredittrisiko	25
3.2.2 Likviditetsrisiko	28
3.2.3 Risikoaversjon.....	28
3.3 Drivere av rentedifferanser på makroøkonomisk nivå	31
3.3.1 Driftsbalansen.....	32
3.3.2 Fiskalbalansen	33
3.3.3 Gjeld og kvadrert gjeld	34
3.3.4 Inflasjon	35
3.3.5 Arbeidsledighet	36
3.3.6 Rentens andel av inntekt.....	37

4. Metode og modeller.....	40
4.1 Prinsipalkomponentanalyse	40
4.2 Vanlig Ordinary Least Squares.....	45
4.2.1 Stasjonære og ikke-stasjonære tidsserier	45
4.2.2 Antagelsene bak Ordinary Least Squares	48
4.3 Dynamiske modeller.....	52
4.4 Dummyvariabler	53
4.5 Paneldata.....	54
4.5.1 Fordeler ved bruk av paneldata	54
4.5.2 Begrensninger ved bruk av paneldata.....	55
4.5.3 Fixed eller Random effekt	56
4.5.4 Antagelser ved bruk av paneldata.....	59
5. Analyser og resultater	62
5.1 Analyse av rentedifferansen på mikroøkonomisk nivå	62
5.1.1. Delperiode 1: Januar 2004 til og med juli 2007.....	68
5.1.2. Delperiode 2: august 2007 til og med april 2009	70
5.1.3. Delperiode 3: mai 2009 til og med april 2010	72
5.2 Analyse av rentedifferansen på makroøkonomisk nivå	76
5.2.1 Analyse av rentedifferansen samlet for eurolandene.....	76
5.2.2. Analyse av rentedifferansen for PIIGS- landene.....	84
5.3 Oppsummering av analysene	90
6. En vurdering av nåværende situasjon og fremtidsutsikter	93
6.1 Nåværende utvikling i rentedifferanser i eurosonen	93
6.2. Økt risikoopfatning som forklaring på økende rentedifferanser	96
6.3 Endringer i makroøkonomiske størrelser som forklaring på rentedifferanser	99
6.4 Fremtidsutsikter til statlige rentedifferanser i eurosonen	100
7. Oppsummering og konklusjon.....	104
8. Kilder.....	105
9. Appendiks 1 – Hypoteser rundt rentens terminstruktur.....	110
10. Appendiks 2 – Prinsipalkomponentanalyse	113

Liste over figurer, grafer og tabeller:

Figurer:

FIGUR 1 OBLIGASJONSMARKEDET	12
FIGUR 2: UTESTÅENDE GJELD I EUROSONEN	14
FIGUR 3: UTESTÅENDE GJELD FORDELT PÅ MARKEDER	16

Grafer:

GRAF 1: UKENTLIGE RENTEDIFFERANSER TIL TYSKLAND FOR EUROLANDENE UTEN PIIGS- LANDENE, JANUAR 2000 TIL APRIL 2010	23
GRAF 2: UKENTLIGE RENTEDIFFERANSER TIL TYSKLAND FOR PIIGS- LANDENE, JANUAR 2000 TIL APRIL 2010 ...	23
GRAF 3: UTVIKLING UKENTLIGE CDS- DIFFERANSER TIL TYSKLAND, JANUAR 2004 TIL APRIL 2010	27
GRAF 4: UTVIKLING I UKENTLIG GENERELL RISIKOOVERSØJNING, JANUAR 2003 TIL APRIL 2010	30
GRAF 5: UTVIKLING KVARTALSVIS DRIFTSBALANSE I PROSENT AV BNP, 1.KVARTAL 2000 TIL 1.KVARTAL 2010 .	32
GRAF 6: UTVIKLING I KVARTALSVIS FISKALBALANSE I PROSENT AV BNP, 1.KVARTAL 2000 TIL 1.KVARTAL 2010	33
GRAF 7: UTVIKLING I KVARTALSVIS GJELD I PROSENT AV BNP, 1.KVARTAL 2000 TIL 1.KVARTAL 2010.....	35
GRAF 8: UTVIKLING I KVARTALSVIS INFLASJON, 1.KVARTAL 2000 TIL 1.KVARTAL 2010.....	36
GRAF 9: UTVIKLING KVARTALSVIS ARBEIDSLØSHEIT, 1.KVARTAL 2000 TIL 1.KVARTAL 2010.....	37
GRAF 10: UTVIKLING RENTENS ANDEL AV INNTÆKTENE SAMLET FOR EUROLANDENE, ÅR 2000 TIL ÅR 2009.....	38
GRAF 11: SCREE PLOT OVER PRINSIPALKOMPONENTENES EIGENVALUE.....	43
GRAF 12: UTVIKLING I DEN GENERELLE RISIKOOVERSØJNINGEN OG RISIKOFAKTOREN FOR LANDENE I EUROSAMARBEIDET, JANUAR 2003 TIL APRIL 2010.....	44
GRAF 13: 10 ÅRS RENTEDIFFERANSE TIL TYSKLAND FOR PIIGS- LANDENE, MARS 2010 TIL JUNI 2010.....	94
GRAF 14: 10 ÅRS RENTEDIFFERANSE EUROLANDENE UTEN PIIGS- LANDENE, MARS 2010 TIL JUNI 2010	94
GRAF 15: 5 ÅRS CDS- DIFFERANSE TIL TYSKLAND FOR PIIGS- LANDENE, MARS 2010 TIL JUNI 2010.....	96
GRAF 16: 5 ÅRS CDS- DIFFERANSE TIL TYSKLAND FOR EUROLANDENE UTEN PIIGS-LANDENE, MARS 2010 TIL JUNI 2010	97
GRAF 17: VSTOXX - INDEKSEN, JUNI 2009 TIL MAI 2010	98
GRAF 18: ITRAXX - INDEKSEN, JUNI 2007 TIL JUNI 2010	99

Tabeller:

TABELL 1: OPPSUMMERENDE STATISTIKK FOR CDS OG GENERELL RISIKOOVERSØJNING	31
TABELL 2: KORRELASJONSMATRISE MELLOM RENTEDIFFERANSEN OG DE MAKROØKONOMISKE VARIABLENE	38
TABELL 3: OPPSUMMERENDE STATISTIKK FOR MAKROØKONOMISKE VARIABLER	39
TABELL 4: PRINSIPALKOMPONENTER OG DETS ANDEL AV TOTALVARIANS	42
TABELL 5: PRINSIPALKOMPONENTENES EIGENVEKTOR	42
TABELL 6: KRITISKE VERDIER FOR DURBIN WATSON OBSERVATOREN	50
TABELL 7: RESULTATER DRIVERE AV RENTEDIFFERANSER MÅLT MOT TYSKLAND MIKRONIVÅ, UKENTLIGE OBSERVASJONER JANUAR 2004 TIL APRIL 2010	64
TABELL 8: RESULTATER DRIVERE AV RENTEDIFFERANSER MÅLT MOT TYSKLAND MIKRONIVÅ, UKENTLIGE OBSERVASJONER JANUAR 2004 TIL JULI 2007	69
TABELL 9: RESULTATER DRIVERE AV RENTEDIFFERANSER MÅLT MOT TYSKLAND MIKRONIVÅ, UKENTLIGE OBSERVASJONER AUGUST 2007 TIL APRIL 2009	71
TABELL 10: RESULTATER DRIVERE AV RENTEDIFFERANSER MÅLT MOT TYSKLAND MIKRONIVÅ, UKENTLIGE OBSERVASJONER MAI 2009 TIL APRIL 2010	74
TABELL 11: DRIVERE AV RENTEDIFFERANSER MELLOM EUROLAND OG TYSKLAND, KVARTALSVIS DATA FRA 1.KVARTAL 2000 TIL 1.KVARTAL 2010	80

TABELL 12: DRIVERE AV RENTEDIFFERANSER MELLOM PIIGS- LANDENE OG TYSKLAND, KVARTALSVISE OBSERVASJONER FRA 1.KVARTAL 2000 TIL 1.KVARTAL 2010	84
---	----

Modeller:

OLS MODELL 1: MODELLEN FOR ANALYSE AV RENTEDIFFERANSER FOR DE INDIVIDUELLE LANDENE	54
PANELDATA MODELL 2	58
PANELDATA MODELL 3	58
PANELDATA MODELL 4	58
PANELDATA MODELL 5	59

1. Innledning og motivasjon

Bakgrunn

I de tidlige periodene av eurosamarbeidet tenderte statsobligasjonsrentene for de ulike landene i eurosone å utvikle seg noenlunde likt. Innføringen av den felles valutaen kunne dermed synes å ha redusert ulikheter mellom landene og ha ført de nærmere hverandre. De senere årene har vi derimot sett antydninger til økende rentedifferanser. Spesielt har de siste seks månedene vært preget av en turbulent utvikling med stadig større renteforskjeller mellom euroland sett i forhold til Tyskland.

I en monetær union, hvor man har en felles valuta og lik pengepolitikk, vil også styringsrenten være den samme. Av den grunn skulle man i prinsippet forvente at de ulike medlemslandene har nokså like statsrenter. Slik er imidlertid ikke situasjonen i eurosone i dag. Hva skyldes det at statsobligasjonsrentene har utviklet seg ulikt, og hvilke faktorer er det som bestemmer rentedifferansene mellom eurolandene? Siden investorer forlanger en meravkastning for å investere i et lands statsgjeld fremfor et annet lands, så tyder det på at det må eksistere forskjeller mellom landene som gjør at noen lands statsobligasjoner oppfattes som mindre sikre.

I forbindelse med innhenting av relevant informasjon til utredningen vår, kom vi over artikkelen til Barrios et al.(2009). Artikkelen analyserer eurolandenes rentedifferanser til Tyskland frem til april 2009. Sett i lys av den voldsomme utviklingen de seneste månedene, tenkte vi det kunne være interessant å videreføre analysen på et oppdatert datasett.

Problemstilling

I denne masterutredningen har vi som hovedformål å analysere hvilke variabler som har drevet rentedifferansene mellom eurolandenes statsobligasjoner i forhold til Tyskland. Med utgangspunkt i perioden april 2004 til april 2010 undersøker vi hvilke faktorer som har spilt en rolle for de individuelle landene, og om betydningen deres har endret seg over tid. I tillegg ser vi om ulike makroøkonomiske variabler har hatt ulik betydning for statsrentene i eurolandene, og hvorvidt PIIGS-landene¹ skiller seg ut i forhold til de øvrige eurolandene. Dessuten vil vi på bakgrunn av analysene å si noe om den fremtidige utviklingen.

¹ PIIGS-landene består av Portugal, Irland, Italia, Hellas og Spania

Oppgavens struktur

I kapittel to av utredningen vil vi presentere teori om obligasjoner og statsobligasjoner. Her omtaler vi hva en statsobligasjon er, forteller kort om oppbyggingen av markedene og hvordan statsobligasjoner handles. Vi vil i tillegg presentere renteteori og vise hvilke komponenter en langsiktig rente består av. I det påfølgende kapitlet, kapittel tre, analyserer vi utviklingen i rentedifferansene for de forskjellige landene vi har valgt å ta for oss. Deretter presenterer vi de faktorene vi mener har innvirkning på rentedifferansene.

I det fjerde kapitlet forklarer og begrunner vi hvilke metoder vi har benyttet oss av og hvilke problemer vi har måtte ta høyde for i oppsettet av modellene våre. Vi presenterer så resultatene fra analysen vår i kapittel fem, hvor vi også tolker resultatenes betydning.

Videre, i kapittel seks, ønsker vi å se på hva som har skjedd med rentedifferansene siden vi avsluttet vår datainnsamling. Vi vil også prøve å gi en formening om hva som kan skje i fremtiden, samt hvilke utfordringer eurolandene står overfor. Til sist i kapittel sju oppsummerer vi kort våre funn.

2. Teori om obligasjoner og statsobligasjoner

2.1 Definisjon

En obligasjon er et rentebærende gjeldsbrev med løpetid på mer enn ett år fra utstedelse til forfall (Norges Bank, 2003). Obligasjoner kan karakteriseres som lån som er verdipapirisert og kan omsettes i et annenhåndsmarked, noe som medfører at gjelden fordeles på flere investorer. (DnB NOR Markets, 2010).

Når et land utsteder en obligasjon kalles den for en *statsobligasjon*. Offentlige prosjekter og investeringer i eksempelvis helse, skole, veier og øvrig infrastruktur krever store mengder kapital. I enkelte perioder kan det derfor hende at et lands offentlige skatteinntekter ikke er tilstrekkelige til å dekke offentlige utgifter og gjeld til forfall. Ved å utstede obligasjoner kan myndighetene få lån fra investorer til å refinansiere utestående gjeld eller til å hente inn ny kapital. (Investing in Bonds Europe, 2010)

2.2. Karakteristikk

Innehaveren av en obligasjon mottar en kontantstrøm av utsteder ved fastsatte fremtidige betalingsdatoer i løpet av obligasjonens løpetid. Med kontantstrøm menes påløpte renter på lånet, samt obligasjonens pålydende verdi, beløpet som betales tilbake til obligasjonseieren ved forfall (Fabozzi, 2007). En obligasjons pålydende verdi og pris er ikke nødvendigvis den samme, da obligasjoner kan selges over eller under pålydende verdi (Fabozzi, 2007)

Obligasjonens nominelle rente, kalt kupongrenten, er den årlige lånerenten som utsteder betaler av obligasjonens pålydende verdi. Selve rentebetalingen betales ved fastsatte intervaller, gjerne én eller to ganger årlig. Når obligasjonen forfaller utbetales den siste kupongen, samt hele det nominelle pålydende beløpet. (Norges Bank, 2003) For statsobligasjoner avhenger kupongen som regel av forfallsdato, samt landets kredittvurdering foretatt av kredittvurderingsbyråer som Moody's, Standard & Poor's og Fitch (Investing in Bonds Europe, 2010).

Obligasjoner klassifiseres ofte etter løpetid, hvor gjenværende løpetid er relevant (Fabozzi, 2007). I de innenlandske statsobligasjonsmarkedene er typiske løpetider 10, 5 og 2-3 år. Det har hendt at noen land har utstedt obligasjoner med 30 års løpetid (World Bank, 2001). I markedet for statsobligasjoner omsettes det flest obligasjoner med kort løpetid. Årsaken er at statsobligasjonenes likviditet er en faktor som påvirker utstedernes finansieringskostnader. En lavere likviditet representerer høyere risiko for investorer, og de forlanger dermed høyere rentepåslag. Obligasjoner med kort løpetid anses som mer likvide enn de med lang løpetid, og myndighetene tjener derfor på å utstede et lite antall med likvide standardobligasjoner i stedet for et stort antall mindre likvide obligasjoner (Gitman & Joehnk, 2008)

Den største fordelene ved å investere i statsobligasjoner sammenlignet med andre investeringsalternativer, er at statsobligasjoner gir investor en lav risikoeksponering, samt en forutsigbar investering i henhold til tilbakebetaling av renter og investert beløp til avtalt tid. Investeringer i statsobligasjoner, sett bort ifra utviklingsland, regnes vanligvis som svært sikre hvor mislighold anses som usannsynlig. (Investing in Bonds Europe, 2010)

2.3. Statsobligasjonsmarkedet: handel med statsobligasjoner

2.3.1 Markedets oppbygning

For helheten og oversiktens skyld ønsker vi å gi en kort og generell gjennomgang av markedets oppbygning for å vise hvordan statsobligasjoner handles.

I obligasjonsmarkedet kan man skille mellom selskapsobligasjoner og statsobligasjoner.

Generelt sett utgjør et lands statsobligasjonsmarked en mye større andel av det totale obligasjonsmarkedet enn markedet for selskapsobligasjoner. (Howells & Bain, 2007)

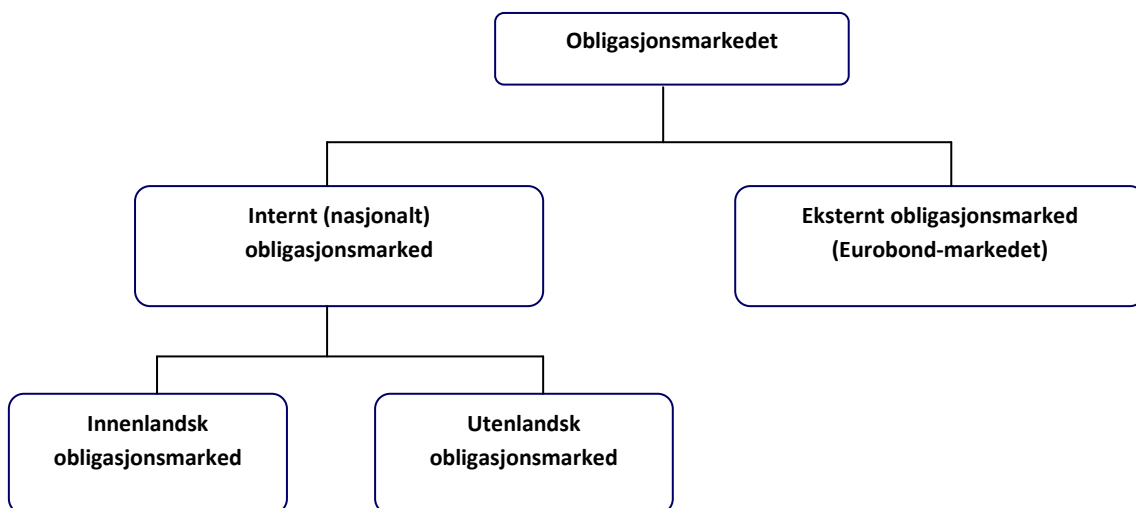
Statsobligasjonsmarkedene består av ulike markedssegmenter. Man kan dele et gitt lands statsobligasjonsmarked i et *internt* og et *eksternt* marked, avhengig av om handelen med statsobligasjoner foregår henholdsvis *innenfor* eller *utenfor* landets geografiske landegrenser. I tillegg kan man også skille mellom hvilket stadie handelen foregår på ved et

primær- og sekundærmarked som representerer henholdsvis et *første-* og *annenhandsmarked* for statsobligasjoner.

i) *Internt- og eksternt statsobligasjonsmarked*

For et gitt land kan statsobligasjonsmarkedet deles inn i et *internt* og et *eksternt* marked, se figur (1). Landets *interne* obligasjonsmarked kalles også gjerne det *nasjonale* obligasjonsmarkedet, og det består igjen av to ulike deler: det *innenlandske-* og det *utenlandske* obligasjonsmarkedet. I det innenlandske markedet handles statsobligasjoner utstedt av landet selv, mens i det utenlandske markedet handles statsobligasjoner hvor utstederne har utenlandsk opprinnelse. Det eksterne obligasjonsmarkedet kalles også det *internasjonale* markedet, eller gjerne for *Eurobond-markedet*. Obligasjoner i Eurobond-markedet utstedes utenfor et gitt lands landegrenser i en annen valuta enn det gitte landets valuta. Obligasjonene klassifiseres med hensyn til valutaen de utstedes i, for eksempel vil obligasjoner utstedt i dollar i et annet land enn USA kalles eurodollarobligasjoner (Fabozzi, 2007).

Figur 1 Obligasjonsmarkedet



Som det fremkommer av figur (1) ovenfor kan et lands myndigheter enten utstede statsobligasjoner i det nasjonale markedet, i Eurobond-markedet eller i den utenlandske

sektoren av et annet lands obligasjonsmarked. En statsobligasjon utstedes typisk i hjemlandets valuta, men kan i prinsippet utstedes i enhver valuta.

ii) Primær- og sekundærmarked

Det er viktig å skille mellom *primær-* og *sekundærmarkedene* i statsobligasjonsmarkedet, og begge markedene påvirker prisutviklingen til statsobligasjoner. Primærmarkedet er markedet hvor statsobligasjonene opprinnelig utstedes, og som tilbyr kapital knyttet til myndighetenes finansieringsbehov. Når obligasjonene først er utstedt, kan de selges videre og handles av markedsaktører i annenhåndsmarkedet (Howells & Bain, 2007).

For å selge og fordele statsobligasjoner mellom investorer på en effektiv måte er valg av metoder for utstedelse (blant annet auksjoner og syndikering), samt valg av primærmeglere viktige. I de fleste innenlandske markeder selges vanligvis statsobligasjoner ved auksjoner. Når utstedelsesmetode skal velges er det viktigste politiske målet vanligvis å maksimere den mulige konkurransen i primærmarkedet (World Bank, 2001).

I primærmarkedet velges meglere av landets myndigheter til å kjøpe og distribuere statsobligasjoner. Landene som utsteder statsobligasjoner er avhengige av at slike finansielle mellommenn, gjerne store banker, påtar seg risikable posisjoner i primærauksjoner. Mellommennene er påkrevd å opprettholde en sterk tilstedeværelse i et sekundærmarked som ofte er lite likvid. Den direkte avkastningen for meglerne er lav og kan til og med være negativ i auksjoner. For å overholde forpliktelsene sine får meglerne til gjengjeld goder, som tilgang til nylig utstedte statsobligasjoner til fordelaktige priser og ledende posisjoner i syndikeringer. Store banker opplever generelt at de ikke har råd til å la være å delta i statsobligasjonsmarkedene, siden de er politisk og økonomisk viktige (Dunne et al., 2006).

2.3.2. Det europeiske statsobligasjonsmarkedet

I eurosonen utgjør statsobligasjoner den største andelen av det totale obligasjonsmarkedet.

Graf (), hentet fra Fit for Banking (2009) viser denne fordelingen:

Figur 2: Utestående gjeld i eurosonen



Kilde: Fit for Banking

Da de nasjonale europeiske statsobligasjonsmarkedene ble utviklet fantes det mange ulike valutaer i Europa, i motsetning til dagens situasjon hvor euroen har blitt innført. På den tiden ble statsobligasjoner etterspurt av private aktører som en standard de kunne sammenligne avkastningen til de andre investeringene sine opp mot, en såkalt benchmark-avkastning. I tillegg representerte de risikofrie investeringer for optimal porteføljevaltning. Med en felles valuta og et felles obligasjonsmarked er det ikke lenger like åpenlyst at investorer i eurosonen trenger statsobligasjoner fra hvert enkelt medlemsland for å ivareta funksjonene nevnt over (Dunne et al., 2006). De tyske statsobligasjonene blir regnet for å være de mest likvide, siden Tyskland er det eneste landet i Europa med et velfungerende futuresmarked for statsobligasjoner (Brandner et al., 2007). Når man sammenligner avkastningen til eurolandenes statsobligasjoner opp mot hverandre bruker man derfor de tyske statsobligasjonene som standard. Likevel eksisterer det i dag nasjonale obligasjonsmarkeder hvor det utstedes statsobligasjoner. Riktignok er de fleste nasjonale statsobligasjonsmarkedene i dag veldig små i målestokk, og det kan dermed virke merkelig at de mindre eurolandenes myndigheter tiltrekker seg likviditet ved salg av statsobligasjoner. Årsaken er trolig at de mindre utstederne gir meglere incentiver til å delta i primærmarkedet, for eksempel at de blir invitert til å delta i lønnsomme syndikeringer i en senere fase (Dunne et al., 2006).

Til tross for at nasjonale obligasjonsmarkeder eksisterer, fungerer det euronominerte statsobligasjonsmarkedet i stadig større grad som ett felles marked, hvor investorer kan investere i ulike obligasjoner som utstedes i eller utenfor deres eget hjemland. Innføringen

av den felles valutaen, euroen, i 1999 skulle være med på å danne et mer integrert marked for europeiske statsobligasjoner. Innen den Europeiske Union har 16 medlemsstater per dags dato euroen som felles valutaenhet. Investorer innad i Eurosonen kan dermed kjøpe og selge statsobligasjoner fra ulike eurosoneland uten å pådra seg ekstra valutarisiko, forutsatt at statsobligasjonene handles i samme valuta (Investing in Bonds Europe, 2010).

En studie gjort av Brandner et al.(2007) viser imidlertid at et fullstendig homogent europeisk statsobligasjonsmarked fortsatt ikke er oppnådd, og at Eurosonens statsobligasjoner ikke har klart å bli perfekte substitutter som handles på den samme rentekurven (Brandner et al., 2007). I etterkant av innføringen av euroen, så det ut til at statsobligasjonsrentene i Eurosonen nettopp utviklet seg i lik retning og at landenes statsobligasjoner kunne komme til å bli likeverdige blant investorer. I de senere årene har man imidlertid kunnet observere økende rentedifferanser (Bernhardsen & Åmås, 2009).

2.3.3. Det europeiske primær- og sekundæmarkedet

Innenfor Eurosonen bestemmer hvert enkelt land selv hvordan statsobligasjoner skal utstedes i primærmarkedene, og det er fortsatt forskjeller mellom de ulike eurolandene. Blant annet har de ulik praksis når det kommer til forpliktelsene de pålegger meglere i sekundæmarkedet. Landene i eurosonen er derfor ikke homogene utstedere og de konkurrerer om investorenes interesse. De er ulike både når det kommer til fundamentale forhold som kreditvurdering, samt markedsstørrelse. Ifølge Dunne et al.(2006) er obligasjonsmarkedet for euroområdet derfor mer heterogent sammenlignet med euroområdets pengemarked, hvor den Europeiske Sentralbank er den eneste som tilbyr likviditet.

Det meste av handelen med statsobligasjoner i sekundæmarkedet skjer på de nasjonale, elektroniske MTS handelsplattformene. I tillegg til de nasjonale MTS plattformene ble en paneuropeisk elektronisk handelsplattform innført i 1999, EuroMTS systemet. Fra den gang av har det i det europeiske statsobligasjonsmarkedet skjedd en stadig økning fra "over-the-counter" (OTC) handel til handel over EuroMTS.

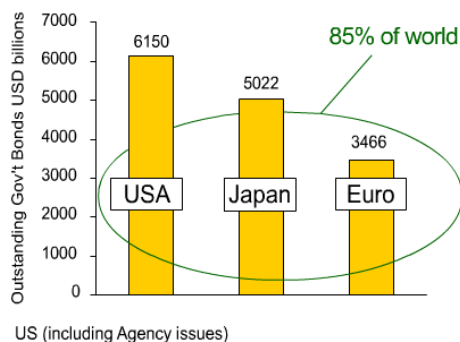
Standard statsobligasjoner i euro, hovedsakelig med 5- og 10-års løpetid, handles som regel på EuroMTS. Andre statsobligasjoner som ikke er standardobligasjoner handles på

eurolandenes innenlandske MTS plattformer, og de er integrert med benchmark-plattformen. Både kvoteringer og transaksjonsdata for MTS-systemet går direkte til Bloomberg og Reuters og er øyeblikkelig tilgjengelig for enhver markedsaktør som betaler for slik informasjon. MTS systemet er dermed svært transparent.

Det er store forskjeller når det kommer til handelsaktiviteten på de ulike nasjonale MTS-plattformene for eurolandene. Handelsintensiteten avhenger av utstedelsesmetodene og primærmeglerens forpliktelser i forbindelse med sekundærmarkedet. Er forpliktelsene strengere vil et høyere volum handles på den nasjonale MTS plattformen (Dunne et al., 2006).

Målt i utestående gjeld, er det europeiske statsobligasjonsmarkedet det tredje største i verden, se figur (3). Sammen med det japanske og det amerikanske markedet, utgjør de 85 % av verden utestående statlig gjeld.

Figur 3: Utestående gjeld fordelt på markeder



2.3.4 Verdsetting av obligasjoner

Teoretisk sett bestemmes verdien av en obligasjon av kupongen, effektiv rente (yield) og gjenværende løpetid (DnB NOR Markets). Det illustrert av følgende ligning hvor P_0 er dagens pris, M er antall år til forfall, C er kupong (% av pariverdi) og i er den effektive renten (Bodie et al., 2009):

Formel 1: Verdsettelse obligasjoner

$$P_0 = \sum_{t=1}^M \frac{C}{(1+i)^t} + \frac{100}{(1+i)^M}$$

Det er flere ulike årsaker til at obligasjonsprisene varierer. Hovedårsaken er endringer i markedsrenter, men inflasjonsforventinger og risiko spiller også en rolle. Dette er variabler som er irregulære og vanskelige og predikere (Howells & Bain, 2007). Det er dermed tydelig ut i fra formelen over at det eksisterer et inverst forhold mellom obligasjonens pris og dens effektive rente.

2.4 Renteteori

2.4.1 Effektiv rente (Yield)

Obligasjonens effektive rente er den avkastningsraten en får ved å investere i obligasjonen. I motsetning til obligasjonens oppgitte kupongrente, er ikke den effektive renten låst fast over obligasjonens løpetid (Investing In Bonds Europe, 2010). Den effektive renten endrer seg i stedet, for å reflektere prisbevegelser i obligasjonen som følge av endringer i tilbud og etterspørsel blant markedsaktører.

2.4.2 Internrenten (Yield to maturity)

Den vanligste måten å måle den forventede avkastningsraten til en obligasjon er gjennom internrenten. Her måles den totale avkastningen obligasjonen gir hvis man holder den til forfall. Formelt er internrenten (i) renten som gjør at nåverdien av obligasjonens kontantstrøm blir lik null, og den fremkommer av formel (1) over. Internrenten er dermed et veid gjennomsnitt av de forskjellige effektive rentene brukt til å diskontere de ulike kontantstrømmene (Levy & Post, 2005).

Internrenten inkluderer kupongutbetalingene, samt all gevinst og tap på kapitalen investor får ved å holde obligasjonen til forfall. I tillegg tar den hensyn til reinvesteringmulighetene. Det antas da at kupongutbetalingene kan reinvesteres til en rente tilsvarende internrenten. (Investing In Bonds Europe, 2010).

2.4.3 Rentens terminstruktur

Rentens terminstruktur viser forholdet mellom markedsrenten og tiden til forfall. Den refererer som regel til avkastningen på statsobligasjoner fordi de ses på som risikofrie verdipapirer. Det er vanlig å ta utgangspunkt i statsobligasjoner uten kupongutbetaling, fordi det gjør det enkelt å bruke rentekurven til å diskontere andre obligasjoners fremtidige kontantstrømmer, uavhengig av kupongrente og tid til forfall (Levy & Post, 2005).

I en verden med full sikkerhet vil alle obligasjoner måtte gi den samme avkastningen. Hvis ikke, ville investorer bydd opp prisen for den obligasjonen som gir høyest avkastning. Som følge av det inverse forholdet mellom pris og rente på obligasjoner, vil den økte prisen redusere renten helt til en eventuell meravkastning er borte. En investering i en obligasjon med to år til forfall, må dermed gi samme avkastning (y_2) som en obligasjon med ett år til forfall (r_1) som reinvesteres i en ny ettårig obligasjon til r_2 . Neste periodes korte rente kan dermed utledes fra avkastningen på den toårige obligasjonen og avkastningen på den ettårige obligasjonen (Bodie et al., 2009):

Formel 2: Sammenheng korte renter og lange renter

$$(1 + r_1) * (1 + r_2) = (1 + y_2)^2$$

Hvis neste års korte rente er høyere enn i inneværende år, vil det gi en stigende rentekurve. En stigende terminkurve indikerer gjerne at investorene forventer at økonomien kommer til å vokse raskere i fremtiden, og det blir sett på som et tegn på en begynnende økonomisk ekspansjon. Observeres en flat terminstruktur, har obligasjoner med ulik tid til forfall den samme avkastningen. Dette signaliserer ofte usikkerhet i markedet. Til slutt kan obligasjoner med kort løpetid ha en høyere avkastning enn obligasjoner med mellomlang og lang løpetid. En slik invertert rentekurve er gjerne en indikasjon på at veksten i økonomien vil avta eller bli negativ (Bodie et al., 2009).

I den virkelige verden vil ikke den fremtidige kortsiktige renten være sikker. Avkastningen på en toårig investering vil være avhengig av den ukjente kortsiktige renten i periode 2. Investorene vil dermed kreve en risikopremie for å investere i den usikre obligasjonen med lengre løpetid (Bodie et al., 2009).

Det finnes flere teorier som forsøker å forklare formen på rentens terminstruktur. Den første er forventningshypotesen, hvor terminrenten er lik markedets forventninger om den kortsiktige renten. Markedets forventning til den fremtidige renten er gjerne drevet av dets forventninger til fremtidig inflasjon. Likviditetspreferansehypotesen sier at på grunn av risikoen involvert i å holde obligasjoner med lang løpetid, burde investorer få en kompensasjon for dette i form av en høyere rente. Det begrunnes med at investorer foretrekker obligasjoner med kort løpetid da de blir betraktet som mer likvide og mindre sensitive til endringer i markedsrenten. Til slutt sier markedssegmenteringshypotesen at markedet for obligasjoner er segmentert i forhold til investorers og finansinstitusjoners løpetidspreferanser. Tilbud og etterspørsel av obligasjoner i de forskjellige segmentene vil derfor bestemme rentens terminstruktur. En mer utfyllende forklaring av hypotesene ligger i appendiks 1.

Ut i fra de gitte hypotesene konkluderer Gitman & Joehnk (2008) med at helningen på rentens terminstruktur er påvirket av inflasjonsforventningene, likviditetspreferanser og tilbud og etterspørsel i segmentene for obligasjoner med kort og lang løpetid (Gitman & Joehnk, 2008). En stigende kurve kommer av høyere inflasjonsforventninger, långivers preferanse for kortere løpetid, samt et større tilbud av obligasjoner med kort løpetid i forhold til lang løpetid, sammenliknet med etterspørselen i hvert markedssegment.

2.4.4 Dekomponering av den langsiktige renten

Det ser dermed ut til at de lange obligasjonsrentene bestemmes som summen av investorenes forventninger om fremtidige renter og inflasjon, samt en løpetidspremie (Klovland, 2009). Tom Bernhardsen og Terje Åmås (2009) bruker en alternativ måte for å dekomponere renten på statsobligasjoner. Ifølge deres kommentar publisert av Norges Bank, dekomponeres renten på statsobligasjoner som summen av forventet realrente, inflasjon og løpetidspremie. I tillegg mener de at investorer krever en kredittpremie og likviditetspremie for å holde statsobligasjonen (Bernhardsen & Åmås, 2009);

Formel 3: Dekomponering av lange renter

$$i = r_e + \pi_e + \text{risikopremie}_\pi + \text{risikopremie}_{\text{kred}} + \text{risikopremie}_{\text{løpetid}} + \text{risikopremie}_{\text{likviditet}}$$

Nominelle renter bestemmes av kravet til realavkastning r_e , investorenes inflasjonsforventninger π_e , samt summen av risikopremier. Den forventede realrenten i pengemarkedet avhenger av den forventede fremtidige styringsrenten. Styringsrenten påvirkes igjen av økonomiens inflasjonsnivå og fremtidsutsikter. Ved økt økonomisk aktivitet og økte priser, vil sentralbanken sette opp styringsrenten for å forhindre at inflasjonen vokser, og for å kjøle ned økonomien. Investorenes inflasjonsforventninger knytter seg til den fremtidige utviklingen i inflasjonen. Hvis investorene har tillitt til sentralbanken og pengepolitikken den fører, kan sentralbanken styre renten slik at inflasjonen treffer målet sitt. Investorenes forventninger til inflasjonen vil dermed være lik den faktiske inflasjonen, og den forventede realrenten vil drive den nominelle renten.

Inflasjonsrisikopremien er ment å kompensere investorene for usikkerheten som ligger i den fremtidige inflasjonen. Når fremtidig inflasjon er usikker, vil også realavkastningen til fremtidige utbetalinger være usikker. Selv om sentralbankene generelt er flinke til å styre inflasjonen, ligger det en viss risiko i at de ikke treffer helt på målet. Når myndighetene klarer å holde inflasjonen lav med stabil utvikling, vil trolig denne premien være minimal. Kredittrisikopremien er den kompensasjonen investorene krever for å dekke risikoen knyttet til at obligasjonsutstederen kan misligholde sine betalingsforpliktelser. Likviditetspremien skal kompensere investor for å investere pengene sine i mindre likvide markeder, samt at investor selv kan påvirke prisen på aktiva ved å kjøpe og selge større kvanta. Til slutt kompenserer løpetidspremien investor for å investere i obligasjoner med lang løpetid.

I vår analyse skal vi se på grunner til at det er oppstått rentedifferanser på tiårige statsobligasjoner innenfor eurosamarbeidet. Medlemskap i pengeunionen betyr at man overlater styringen av pengepolitikken til den Europeiske Sentralbanken (ESB). Styringsrenten vil dermed være den samme for alle landene. I vår analyse vil vi derfor gjøre den antagelse at inflasjonsforventningene og realrentene i alle landene er den samme (Bernhardsen & Åmås, 2009). Vi ser også på statsobligasjoner med lik løpetid, og vi antar dermed at løpetidspremien er lik for alle landene. De observerte rentedifferansene til Tyskland må derfor komme som følge av at investorer oppfatter risikoen knyttet til de ulike landene som ulik.

Vi mener i tillegg at investorenes risikoaversjon hører med under risikovariablene som påvirker obligasjonsrenten. Siden investorenes risikoaversjon måler til hvilken grad investorene er villige til å putte penger inn i markedet, vil det kunne påvirke renten, uavhengig av den faktiske risikoen knyttet til papiret (Barrios, 2009). For å finne årsaken til rentedifferansene mellom eurolandene og Tyskland, tar vi utgangspunkt i faktorer vi tror kan tenkes å drive statsrentene. I det følgende vil vi presentere slike mulige drivere.

3. Data og deskriptiv statistikk

3.1 Renten på tiårige statsobligasjoner i euroområdet

I det følgende skal vi se på hvordan rentene i eurolandene har utviklet seg over perioden januar 2000² til april 2010, sett i forhold til Tyskland. Rentene vi har valgt å fokusere på er de tiårige statsobligasjonsrentene for landene³ i eurosamarbeidet. Alle rentene er nominert i euro og har en konstant tid til forfall. Dataene er hentet ut fra Thompson Reuters Datastream. I grafene (1) og (2) presenteres de ukentlige beregnede renteforskjellene, henholdsvis for eurolandene uten PIIGS-landene og for PIIGS-landene.

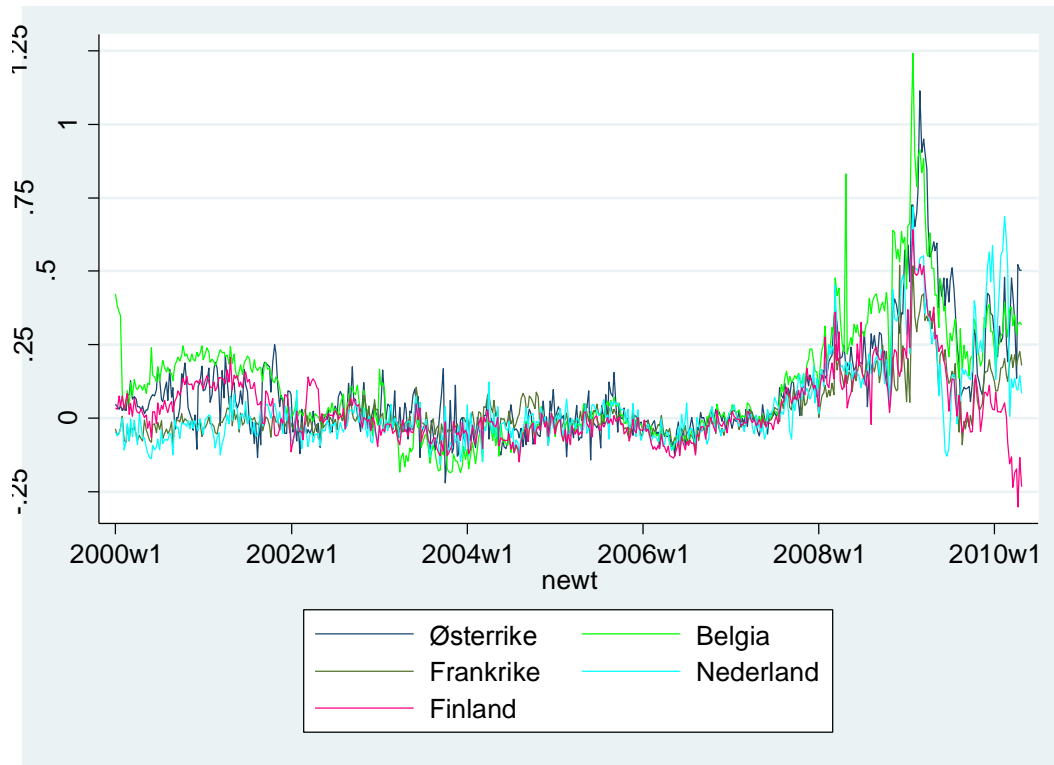
I grafene(1) og (2) ser vi at rentedifferansene for alle landene gradvis ble redusert fra begynnelsen av eurosamarbeidet. Før opprettelsen av EUs Økonomiske og Monetære Union (ØMU) var det flere av landene som opplevde store renteforskjeller til Tyskland. Ifølge en artikkel skrevet av Sebastian Becker (2009) for Deutsche Bank, var disse renteforskjellene drevet av endringer i valutakursen og inflasjonsforskjeller til lavinflasjonslandet Tyskland. I tillegg kom risikoen knyttet til at myndighetene i de forskjellige landene kunne overraske markedene med høy inflasjon eller devaluering av valutaen for å få bukt med gjeldsproblemer. Dette utgjorde en trussel mot verdien på obligasjonene og førte til at investorene krevde en økt rente i forhold til Tyskland. Ved å bli medlem i ØMU forsvant disse ekstra premiene, og rentedifferansene smalnet betraktelig (Becker, 2009).

Videre så betydde et medlemskap i ØMU at landene i forkant måtte imøtekomme konvergeringskriteriene nedskrevet i Maastricht avtalen, samt at de har måtte holde kravene i stabiliseringspakten (Lipinska, 2008) (European Central Bank, 2010). Stabiliseringspakten sier at medlemslandene skal ha som mål på mellomlang sikt å ha stabile offentlige finanser. (Sveriges Riksdag, 2010). Det innebærer blant annet at medlemslandenes budsjetterte og faktiske underskudd ikke kan overstige 3 % av BNP i et enkeltstående år og at landets gjeld må være lavere enn 60 % av BNP.

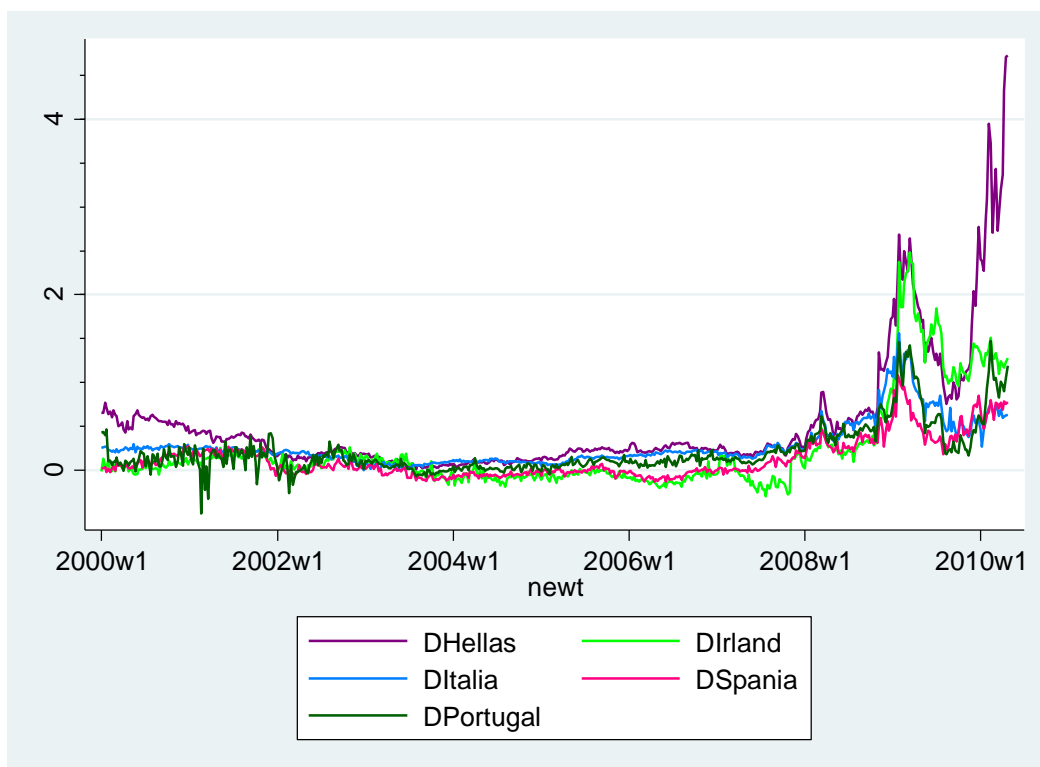
² Analysen for hvert enkelt land starter tidligst i januar 2004, som følge av at CDS – prisene for Tyskland ikke har vært tilgjengelige for tidligere data.

³ Vi har valgt å se på landene Belgia, Finland, Frankrike, Hellas, Irland, Italia, Nederland, Portugal, Spania og Østerrike. Luxembourg ser vi bort i fra på grunn av landets størrelse.

Graf 1: Ukentlige rentedifferanser til Tyskland for eurolandene uten PIIGS- landene, januar 2000 til april 2010



Graf 2: Ukentlige rentedifferanser til Tyskland for PIIGS- landene, januar 2000 til april 2010



Fra 2006 ser vi antydninger til at rentedifferansene begynner å øke. Mest tydelig er det kanskje for landene med lavere kredittvurdering som Portugal, Italia og Hellas, graf (2). Becker fremhever i sin artikkel en stadig økende finansiell ubalanse mellom medlemmene i unionen som en av grunnene (Becker, 2009). Land som Finland og Nederland har hatt en sterk positiv utvikling i sin driftsbalanse, til forskjell fra Hellas og Portugal som har fått en stadig mer svekket utvikling. Landene med en svak utvikling på driftsbalansen ser også ut til å ha et høyt gjeldsnivå, som har oversteget kravet om et gjeldsnivå på høyst 60 % av BNP. Dette fremkommer tydelig i grafene (5) og (7). Rentedifferansen for landene med bedre kredittvurdering holdt seg relativt stabilt rundt null frem til slutten av 2007 før også disse begynte å stige, som man kan se i graf (1).

I den påfølgende tiden med kraftig turbulens i finansmarkedene steg rentedifferansene til Tyskland markant, hvor Irland og Hellas opplevde de største differansene. Som følge av den kraftige uroen i bank- og finanssektoren så de forskjellige regjeringene seg nødt til å sette sammen redningspakker for å unngå at hele denne sektoren skulle falle over ende. Vi mener at man kan se denne effekten ved at rentedifferansene i forhold til Tyskland falt i starten av 2009. Mot slutten av 2009 økte imidlertid differansene, og med store svingninger. Det tror vi blant annet kan skyldes investorenes frykt for at redningspakkene førte til at landene påtok seg for mye gjeld, og dermed kunne få problemer med å betjene gjelden sin. Dette kunne sette begrensninger for den videre vekst i landene. Unntaket er Finland, hvor rente fortsatte å synke, slik at rentedifferansen ble negativ.

3.2 Driverne av rentedifferanser på mikroøkonomisk nivå

I likehet med Barrios et al.(2009) kommer vi til å dele analysene våre inn etter frekvensen på de observerbare variablene. Med utgangspunkt i deres artikkel "Determinants of intra-euro government bond spreads during the financial crisis" vil vi forsøke å modellere utviklingen i renteforskjellene mellom de individuelle landene og Tyskland basert på likviditetsrisiko, kredittrisiko og den generelle risikoaversjonen hos investorene (Barrios et al., 2009). Videre vil vi se på hvordan forskjellige makroøkonomiske størrelser påvirker rentedifferansene. I det

følgende vil vi presentere drivere vi mener vil ha innvirkning på rentene mellom eurolandene og Tyskland.

3.2.1 Kredittrisiko

Barrios et al.(2009) trekker frem kredittrisiko som en av variablene som kan forklare rentedifferanser mellom statsobligasjoner i euroområdet sammenliknet med Tyskland. Statsobligasjoner regnes vanligvis for å være investeringer med veldig lav risiko, da land sjeldent går konkurs. Likevel betyr ikke det at statsobligasjoner er helt risikofrie investeringer, siden også land kan misligholde sine betalingsforpliktelser (Howells & Bain, 2007). Dersom frykten øker for at landet ikke vil imøtekomme sine betalingsforpliktelser, vil investorene forlange en ekstra kompensasjon i form av et rentepåslag for å sitte med større risiko (Bernhardsen & Åmås, 2009).

Generelt sett kan man skille mellom tre ulike typer kredittrisiko; (1) risiko for mislighold, (2) risiko for kredittifferanse og (3) risiko for nedgradering av statsgjelden (Barrios et al., 2009). Risiko for mislighold reflekterer her sannsynligheten for at landet ikke klarer å overholde sine gjeldsforpliktelser, enten i form av manglende kupongbetalinger eller ved å ikke tilbakebetale pålydende verdi av obligasjonen. For å hente inn informasjon om denne typen risiko ser gjerne investorene på vurderingene gjort av kredittvurderingsselskaper som Moody's og Standard & Poor's. Selskapene klassifiserer statsobligasjonene etter kvalitet og sikkerhet, hvor Aaa (Moody's) og AAA (Standard & Poor's) betegner høyeste oppnåelige kredittvurdering. Obligasjoner som rangeres under Baa (Moody's) eller BBB- regnes for å være spekulative (Moody's, 2010) (Standard & Poor's, 2010). Kredittifferanserisiko betegner sannsynligheten for at prisen på en obligasjon vil falle mer enn andre sammenliknbare obligasjoner. Den siste undergruppen reflekterer sannsynligheten for at landets gjeld blir nedgradert av kredittvurderingsbyråene.

Kredittrisikoenes innvirkning på eurolandenes rentedifferanse til Tyskland kan måles på flere måter. Vanlige faktorer investorer ser på er offentlig gjeld, budsjettbalanse og driftsbalanse (Barrios et al., 2009). Dette er faktorer som rapporteres på månedsvis eller kvartalsvis basis, og de gir dermed få observasjoner for hvert land over tidsperioden vi skal se på. Av den grunn mener vi at de vil egne seg dårlig til å analysere kredittrisikoenes innvirkning på rentedifferansen for hvert enkelt land, da tidsseriene ikke vil være lange nok. Vi kommer

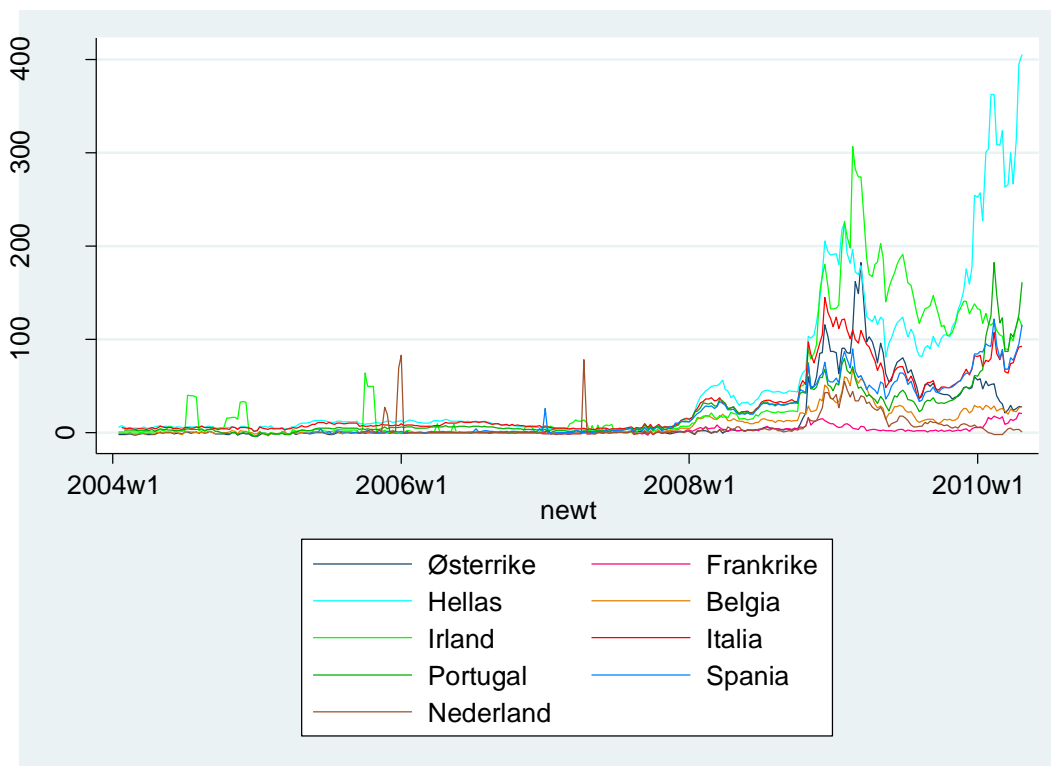
tilbake til de makroøkonomiske størrelsene når vi senere skal se på disse variablenes innvirkning på rentedifferansene.

Siden vi ønsker å se på driverne av renteforskjellene på ukentlig basis har vi derfor, i likhet med Barrios et al.(2009), valgt å benytte Credit Default Swaps (CDS) som et tilnærmet mål på kredittrisiko. CDS - prisene for statsobligasjoner viser hva det koster å forsikre seg mot at et land misligholder sin statsgjeld. Den er dermed en kredittforsikring som innebærer en overføring av kredittrisiko mellom kjøper og selger. Kjøperen av CDS'en får en beskyttelse mot kredittrisiko som mislighold, gjeldsnedgradering eller forsinket kupongutbetaling, mens selgeren garanterer for obligasjonens kredittverdighet (Investopedia, 2010). Utviklingen i CDS- prisene kan dermed være en indikator på markedets oppfatning av kredittrisiko. Dette er ikke et perfekt mål på kredittrisiko siden CDS – prisene også påvirkes av andre faktorer, sånn som likviditet. CDS- priser blir oppgitt i basispunkter, hvor ett basispunkt utgjør en hundredels prosentpoeng (The Financial Pipeline, 2010). På denne måten vil en CDS- pris på 100 basispunkter bety at det omtrent koster 100 000 euro for å kjøpe en forsikring for 10 millioner euro i statsgjeld (Barrios et al., 2009).

Vi har valgt å bruke prisene på CDS med fem års løpetid, og ukentlige data for alle landene⁴ er hentet fra Thompson Reuters Datastream. Grunnen til at vi har valgt 5- og ikke 10 års løpetid for CDS'ene, er at femårige CDS regnes for å være mer standardisert og mer likvide. Den økte likviditeten i markedet for femårige CDS vil derfor veie opp for risikopremien knyttet til forskjellene i løpetidene (Barrios et al., 2009). Graf(3) under viser utviklingen i CDS – prisene:

⁴ Vi har valgt å utelukke Finland fra denne analysen da tidsserien for CDS – prisene ble for kort.

Graf 3: Utvikling ukentlige CDS- differanser til Tyskland, januar 2004 til april 2010



Grafen viser en flat utvikling i CDS – prisene fra 2004 og utover, med unntak av noen raske ikke-vedvarende økninger. Mot slutten av 2007 kan vi se de første tegnene på uro i markedet ved at differansene på CDS – prisene begynner å stige. Vi tror det blant annet kan skyldes at den britiske banken Northern Rock i september 2007 signaliserte til myndighetene at de hadde problemer. Det kan tenkes at markedene alt da begynte å ane konsekvensene av den store risikoen knyttet til sub-prime markedet i USA og hvordan risikoen hadde spredd seg utenfor USA sine grenser. I februar 2008 ble Northern Rock satt under statlig styring av de britiske myndighetene og den 15. september 2008 gikk Lehman Brothers konkurs. Ingen visste hvor mye risiko hver enkelt bank- og finansinstitusjon satt med og hvordan dette ville påvirke de forskjellige landene. Prisen for å sikre seg mot konkurs økte derfor kraftig (Norvald, 2008) (Dagenborg, 2008). For å redde bank- og finanssektoren gikk de fleste landene ut med redningspakker og statlige garantier, og det kan se ut til at dette hadde en beroligende effekt på CDS- prisene. Allikevel forsvant ikke frykten helt, og prisene for å forsikre seg begynte å øke mot slutten av 2009. Det kan virke som om investorene fryktet konsekvensene den store pengebruken for å redde banksektoren kunne få for landenes

videre utvikling. Krittisk var det spesielt for Hellas, med en CDS – differanse på over 400 basispoeng.

I og med at CDS- prisene reflekterer risikoen for at landene misligholder sine gjeldsforpliktelse mener vi at økte priser på CDS'ene vil øke eurolandenes rentedifferanse til Tyskland. Grunnen er at investorene vil trenge et påslag på statsobligasjonsrenten for å sitte med aktiva det er knyttet større risiko til.

3.2.2 Likviditetsrisiko

Et likvid marked for kjøp og salg av verdipapirer kjennetegnes av at markedet er dypt, slik at det til en hver tid er tilstrekkelig med kjøps- og salgsordre til å sikre kontinuerlig handel. I tillegg må markedet være bredt nok. Det vil si at store kjøps- og salgsordre ikke vil påvirke prisen på verdipapiret (Brandner et al., 2007; Barrios et al., 2009).

Likviditetsrisiko og kredittrisiko er nært bundet sammen. Utstedelse av nye obligasjoner vil kunne redusere likviditetsrisikoen ved at papirene blir lettere tilgjengelig. På den andre siden så vil en økning i utstedte obligasjoner øke landets offentlige underskudd og gjeld, og dette vil videre kunne øke premien landet må betale for den økte kredittrisikoen (Barrios et al., 2009).

Tidligere undersøkelser om markedslikviditet har målt denne ved hjelp av bid-ask differansen. Alternativt kan man måle likviditeten i markedet ved å se på utviklingen i volumet av papirer solgt (Brandner et al., 2007; Muranaga & Shumizu, 2005). I teorien er dette høyfrekvent data som er enkelt tilgjengelig i markedet. Uheldigvis for våre undersøkelser viste dataene seg ikke å være tilgjengelig gjennom skolens abonnement på Thompson Reuters Datastream, men kun mot betaling fra firmaer som MTS (MTS Data: MTS Group, 2010) (Sheeka, 2010). Av den grunn kan vi ikke undersøke hvorvidt likviditetsrisikoen har hatt en innvirkning på rentedifferansene mellom eurolandene og Tyskland.

3.2.3 Risikoaversjon

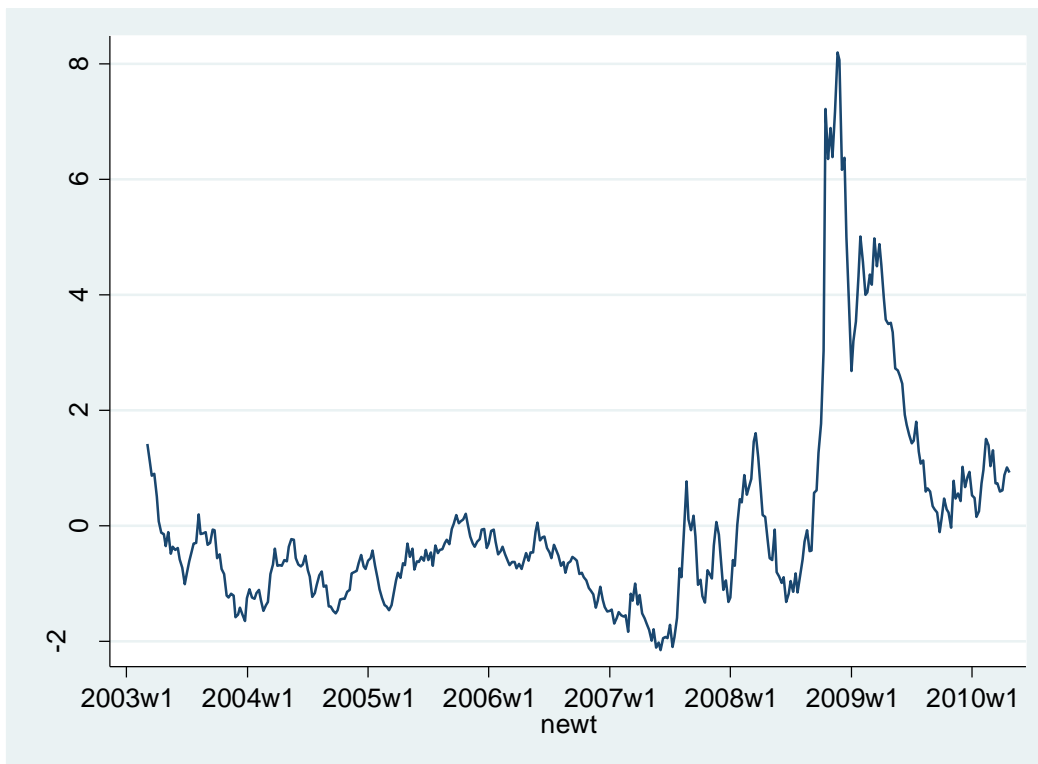
Videre har vi sett på investorenes risikoaversjon som en mulig driver av rentedifferansene mellom eurolandene og Tyskland. Investorer har gjerne forskjellige holdninger til risiko og hvor mye risiko de ønsker å holde. Investorens risikoaversjon sier dermed noe om preferanser for sikker inntekt kontra usikker inntekt. En risikoavers investor vil kreve økt kompensasjon i form av høyere forventet avkastning for å ta på seg mer risiko (Gitman &

Joehnk, 2008). Ifølge Barrios et al.(2009) vil en investor endre sin preferansefunksjon for risiko i forhold til den forventede avkastningen. Det betyr at selv om den risikoen som alt ligger i verdipapiret ikke endres, så endres risikopremien investor krever for å investere avhengig av hvordan prisen på risiko utvikler seg

I turbulente tider kan man observere at investorer vender ryggen til de mer risikofylte verdipapirene og heller plasserer pengene sine i investeringer de oppfatter som sikrere. Siden statsobligasjoner blir sett på som mindre risikable enn andre aktiva, burde det føre til en økt etterspørsel for statsobligasjoner. Riktignok er ikke nødvendigvis opplevd risiko på sammenliknbare statsobligasjoner lik, noe som den siste tiden har kommet tydelig frem blant eurolandene. I følge Barrios et al.(2009) og Brandner et al.(2007), blir Tyskland blir oppfattet som en trygg havn både når det gjelder likviditet og kredittkvalitet. Konsekvensene er at i urolige tider vil kapitaltilstrømmingen til tyske statsobligasjoner være mer markant enn for andre lands statsobligasjoner. En mulig forklaring kan være at avkastningen på tyske statsobligasjoner har ligget under avkastningen for tilsvarende statsobligasjoner for de andre EMU landene over en periode på 15 år (Van Landschoot, 2004). Dette, sammen med likviditeten i det tyske statsobligasjonsmarkedet, gjør at renten på de tyske statsobligasjonene med ti års løpetid blir sett på risikofrie målestokken for avkastning.

For å måle investorenes vilje til å investere, her målt ved det generelle nivå på risikoaversjon, har vi valgt å følge Barrios et al.(2009) sin konstruksjonsmåte av en generell risikoaversjonsindikator. Indikatoren er satt sammen av differansen mellom Moody's Aaa kredittvurderte selskapsobligasjonsindeks og renten på tyske tiårige statsobligasjoner (CB Aaa), differansen mellom Moody's Baa kredittvurderte selskapsobligasjonsindeks og renten på tyske tiårige statsobligasjoner (CB Baa), volatiliteten i valutakursen mellom euro og japanske yen (XRVOA) og til slutt volatiliteten i det europeiske aksjemarkedet (VSTOXX). Det ukentlige datamaterialet for Moody's Aaa og Baa kredittvurderte selskapsindekser er hentet fra Federal Reserve Bank of St. Louis (Federal Reserve Bank of St.Louis, 2010), og fra Thompson Reuters Datastream for kvartalsvise observasjoner. Ukentlige og kvartalsvise data på valutakursvolatiliteten og aksjemarkedsvolatiliteten er hentet fra Thompson Reuters Datastream. Selve metoden for å konstruere denne indikatoren er forklart under avsnittet Metode og modeller.

Graf 4: Utvikling i ukentlig generell risikooversjonsindikator, januar 2003 til april 2010



Graf (4) viser at fra 2003 var det en betraktelig nedgang i investorenes generelle risikoaversjon og den holdt seg negativ helt frem mot midten av 2007. Vi tolker dette som at investorene aktivt tok på seg risiko og jaktet på nye investeringer som ville gi enda høyere avkastning. En slik investering var de såkalte CDO'ene (Collateralized Deposit Obligations) (Furunes, 2008), blant annet satt sammen av amerikanske boliglån bestående av både gode og dårlige betalere. CDO'ene fikk en kredittvurdering og ble solgt til banker- og finansinstitusjoner over hele verden (Aamo, 2010). Da Northern Rock signaliserte sine problemer i slutten av 2007 kan man se at investorenes ble mer risikoavers. Risikoaversjonen økte kraftig rundt september 2008 da Lehman Brothers gikk konkurs og finanskrisen var et faktum. Myndighetenes redningspakker kan se ut til å ha dempet investeringsfrykten fra 2009 og utover, men mot slutten av året øker indikatoren igjen. Vi tror det skyldes den økte uroen for at spesielt landene i euroområdet kunne få problemer med å betjene gjelden sin, og en påfølgende redusert takt i økonomien.

Vi mener det hovedsakelig må være et positivt korrelasjonsforhold mellom rentedifferansene og investorenes generelle risikoaversjon, slik at et økt nivå på risikoaversjonen gir økt rentedifferanse mellom eurolandene og Tyskland. En annen

mulighet er at forholdet er negativt, slik at et økt nivå på investorenes risikoaversjonsnivå faktisk gir redusert rentedifferanse i forhold til Tyskland. Vi tror det kan skyldes at risikoaversjonsindikatoren har tatt utgangspunkt i andre markeder enn statsobligasjonsmarkedene. Økt turbulens i disse markedene kan gjøre at investorene foretrekker å investere i markedene for statsobligasjoner i stedet, i mer eller mindre grad uavhengig av hvilket land som har utstedt obligasjonen. Økt etterspørselen etter statsobligasjoner vil kunne presse rentene nedover slik at rentedifferansen minker.

Tabell 1: Oppsummerende statistikk for CDS og Generell risikoaversjon

Variabler	Observasjoner	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
CDS Østerrike	327	15.57	31.52	-4.40	181.96
CDS Belgia	328	8.49	13.57	-3.50	68.00
CDS Frankrike	244	2.78	4.35	-2.50	20.73
CDS Hellas	328	51.27	80.02	1.20	404.89
CDS Irland	328	40.88	64.74	-3.70	306.60
CDS Italia	326	26.74	31.96	1.30	144.80
CDS Nederland	241	6.67	13.46	-2.36	82.96
CDS Portugal	325	19.93	28.70	-3.80	181.87
CDS Spania	260	24.25	28.95	-1.70	121.47
Generell risikoaversjon	372	0,01	1.75	-2.15	8.19

3.3 Drivere av rentedifferanser på makroøkonomisk nivå

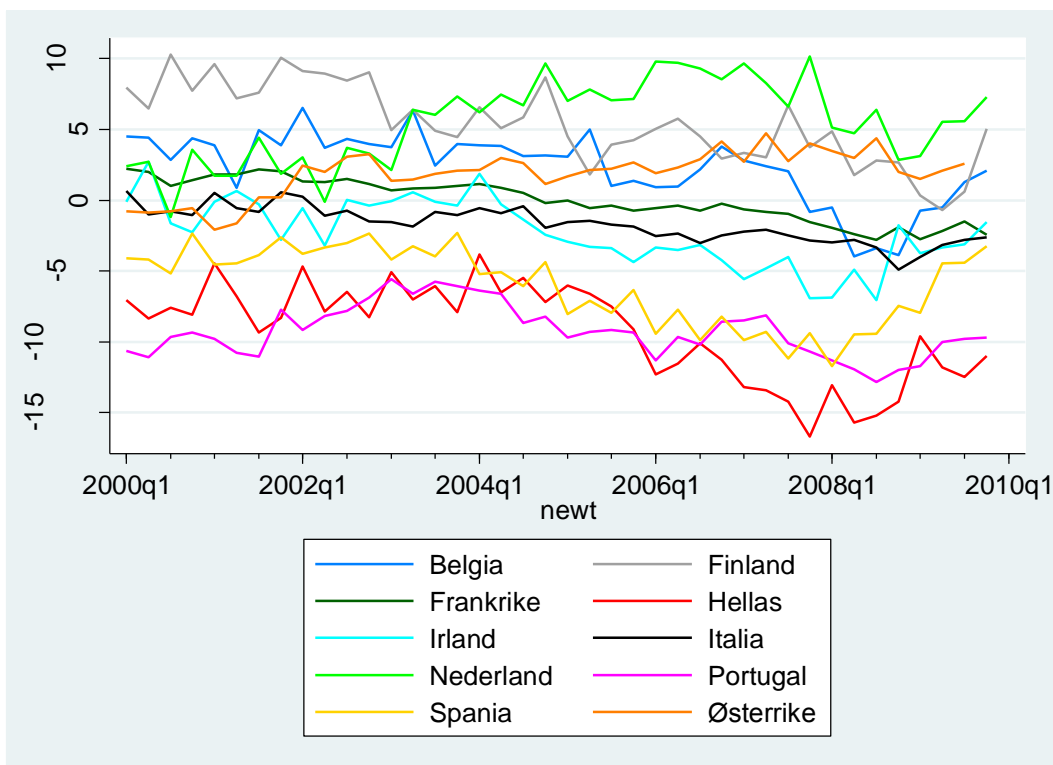
Vi vil så se på drivere av rentedifferanser på et makroøkonomisk nivå og beskrive hvordan vi forventer at de vil relatere seg til rentedifferansene. Det er som sagt flere mål på hvordan kredittrisiko påvirker rentedifferansene. Av den grunn vil vi nå se på hvilken innvirkning offentlig gjeld, fiskalbalansen og driftsbalansen har på landenes rentedifferanse mot Tyskland. Vi vil også se på landenes evner til å betjene gjelden sin, samt omdømmevariabler som inflasjon og arbeidsledighet. Alle dataene våre strekker seg over tidsperioden⁵ første kvartal 2000 til første kvartal 2010.

⁵Registrert data for første kvartal 2010 var kun tilgjengelig for noen av landene via Eurostat og OECD Statistikk

3.3.1 Driftsbalansen

Et lands driftsregnskap viser dets eksport og import av varer, lønn og avkastning på investeringer samt overføringer. Dersom landet har overskudd på driftsregnskapet sitt, altså en positiv driftsbalanse, betyr det at landet har økt sine fordringer overfor andre land, eller eventuelt redusert sin gjeldsposisjon overfor sine handelspartnere (Statistisk Sentralbyrå, 2009). Graf(5) viser utviklingen for eurolandene fra og med år 2000:

Graf 5: Utvikling kvartalsvis driftsbalanse i prosent av BNP, 1.kvartal 2000 til 1.kvartal 2010



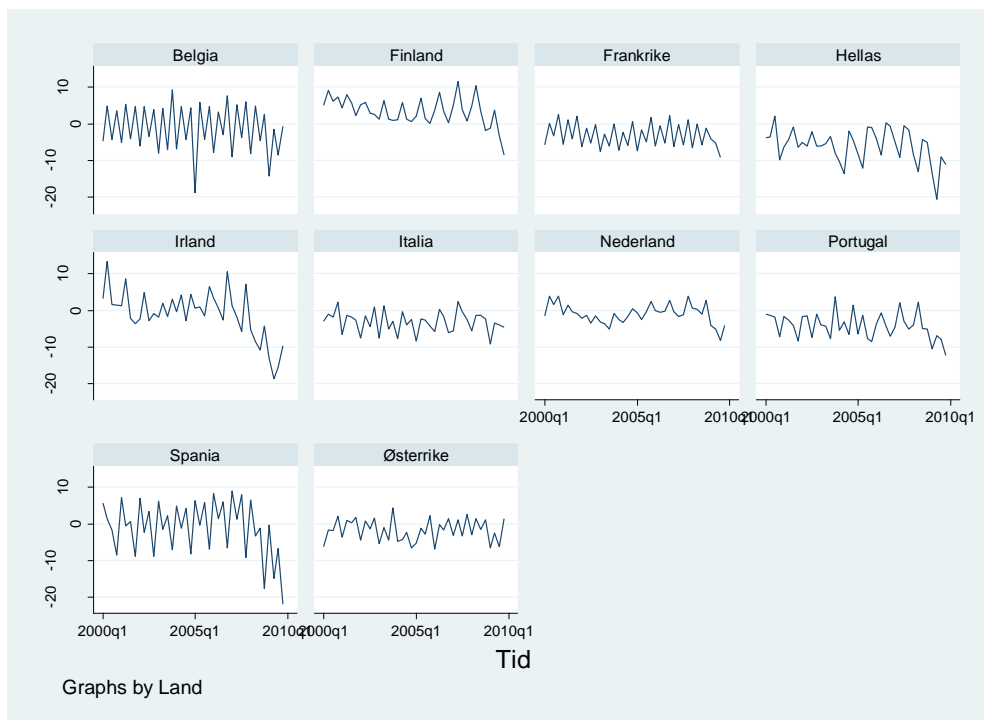
Driftsbalansen til Nederland og Østerrike har utviklet seg i en positiv retning, med en god oppbygging, mens Spania, Hellas og Portugal har hatt en heller negativ utvikling frem til 2008. For land i en pengeunion som eurosamarbeidet kan en negativ utvikling i driftbalansen føre til vanskeligheter med å finansiere den økende gjelden. Årsaken er at eurolandene, i motsetning til land med egen valuta, ikke kan endre styrkeforholdet på sin valuta til å øke sin konkurransevne overfor sine handelspartnere (Barrios et al., 2009). Landene kan med andre ord ikke devaluere seg ut av gjeldsproblemene sine for så å lede en eksportdrevet vekst. I stede må underskuddet på driftsbalansen korrigeres over en periode med deflasjon. Siden prisene endrer seg sakte vil det gi lavere vekst og fallende skatteinntekter. Det kan dermed tenkes at investorer ønsker en ekstra premie for å investere i land hvor

driftsbalansen viser en negativ utvikling som kompensasjon for økt risiko for lavere økonomisk utvikling. Dataene for landenes kvartalsvise driftsbalanse er hentet fra OECD sin statistikkbank (OECD Statistics Portal)

3.3.2 Fiskalbalansen

Et lands fiskalbalanse er balansen bestående av myndighetenes skatteinntekter og inntekter ved salg av eiendeler minus myndighetenes utgifter. For flere av landene kan man se at fiskalbalansen forverres. Vi tror at sammenhengen mellom fiskalbalansen og rentedifferansene er slik at en negativ eller redusert fiskalbalanse vil gi en økning i rentedifferansen. Vi begrunner det med at en negativ fiskalbalanse signaliserer at landet ikke er i stand til å drive inn de inntektene som trengs for å dekke utgiftene. Landene må da finne andre kilder til å finansiere utgiftene sine og de kan dermed fort havne i en negativ gjeldsspiral. Graf(6) under viser utviklingen i eurolandenes fiskalbalanse:

Graf 6: Utvikling i kvartalsvis fiskalbalanse i prosent av BNP, 1.kvartal 2000 til 1.kvartal 2010



Vi tror investorene ønsker en premie for å investere i land med negativ utvikling på fiskalbalansen. Tallmaterialet for kvartalsvis fiskalbalanse er hentet fra Eurostat (Eurostat, 2010).

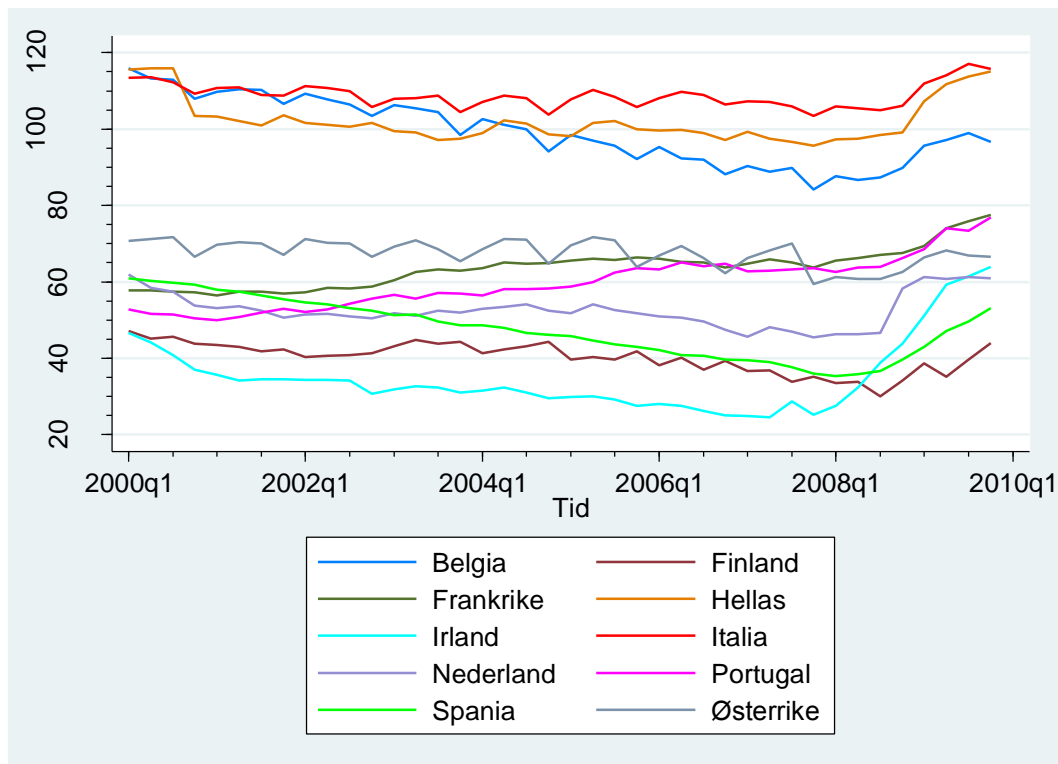
3.3.3 Gjeld og kvadrert gjeld

Gjeld som andel av BNP er også en variabel vi tror påvirker statsobligasjonenes rentedifferanser. Hvis landene fortsetter å øke sin gjeld vil de til slutt komme til et punkt hvor investorer begynner å frykte at landene verken klarer å betale tilbake gjelden sin eller betjene kostnadene ved det. Siden det kan gi økt fare for statlig mislighold, vil investorene gjerne ha en kompensasjon for den økte risikoen de påtar seg ved å holde statsobligasjoner med en slik forhøyet risiko. Det kan se ut til at de første årene har flere av eurolandene jobbet hardt med å redusere gjelden sin. Dette er også en del stabilitetspakten nedskrevet i Maastricht avtalen som landene måtte skrive under på for å bli medlem av ØMU. Belgia for eksempel reduserte gjelden sin fra 115 % av BNP til å nærme seg 80 % av BNP. Mot slutten av 2007 steg gjelden for alle landene, noe vi tilskriver at flere land har måtte redde banker og finansinstitusjoner fra å gå over ende som følge av finanskrisen.

Økt gjeld øker risikoen for at investorene ikke får tilbake sine investeringer. De vil dermed kreve en økt kompensasjon hvis de opplever at landene tar på seg mer gjeld, da dette vil redusere sannsynligheten for at investor får tilbakebetalt investeringen. Innvirkningen på rentedifferansen vil derfor være at økt gjeld øker eurolandenes renteforskjell til Tyskland. Dataene for kvartalsvis gjeld er hentet fra Eurostat (Eurostat, 2010).

Det kan også tenkes at forholdet mellom rentedifferansene og gjelden ikke er lineær, slik at investorene tolererer et høyt gjeldsnivå men kun opp til en gitt terskel. Etter dette nivået straffes økningen i gjelden med krav om økt rentepåslag i forhold til Tyskland. Et slikt forhold prøver vi å måle ved å ta verdien av den kvadrerte gjelden som en andel av BNP.

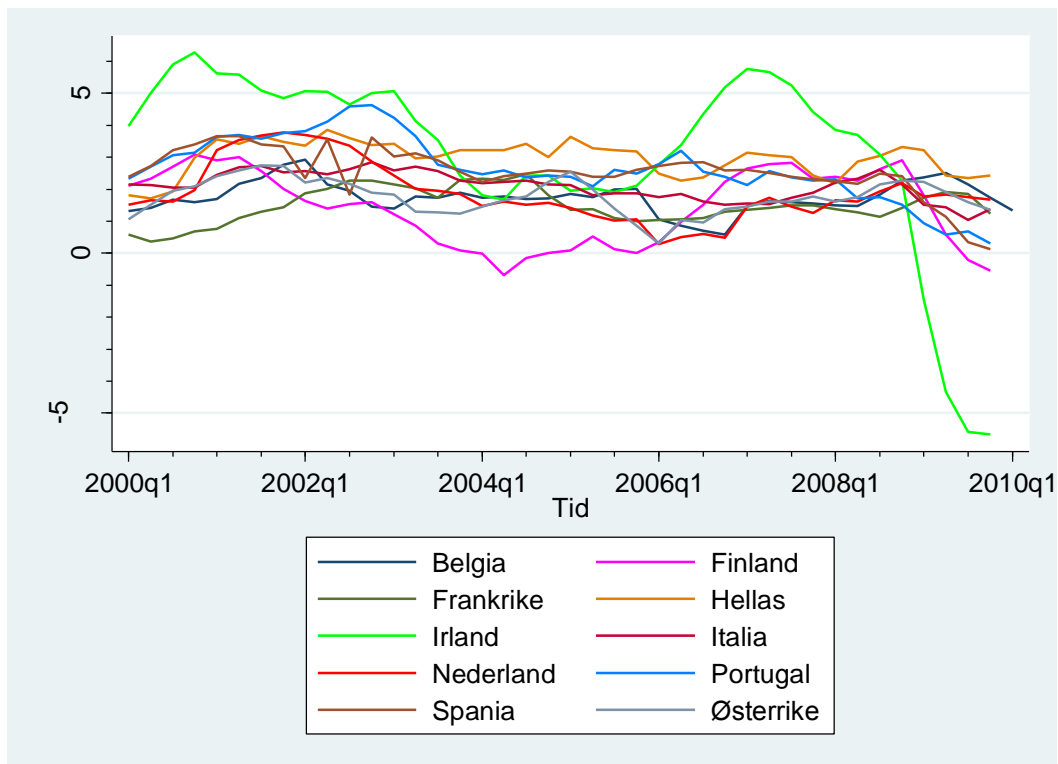
Graf 7: Utvikling i kvartalsvis gjeld i prosent av BNP, 1.kvartal 2000 til 1.kvartal 2010



3.3.4 Inflasjon

Vi har også valgt å se på inflasjon som en forklaringsfaktor for rentedifferansene i euroområdet, siden inflasjon gjør at pengenes verdi synker over tid. For statsobligasjoner som betaler en fast kupong vil inflasjon gjøre at kupongutbetalingene mister kjøpekraft. Selv om markedsrenten øker med inflasjonen vil de årlige kupongutbetalingene være fastlåst til en gitt prosent. Inflasjon påvirker også nullkupongsobligasjonene ved at den får markedsrentene til å stige mens renten på nullkupongsobligasjonen er låst fast. I tillegg mottar man ikke kupongutbetaling slik at man ikke får mulighet til å reinvestere kupongen til en høyere markedsrente. Resultatet er at en økende inflasjon vil medføre at prisen på nullkupongsobligasjonene falle, noe som gir tap i kapitalbeholdningen (Gitman & Joehnk, 2008). Teorien sier dermed at investorenes forventninger om økt inflasjon vil være med på å gjøre rentekurven brattere mens svakere forventninger til inflasjonen vil gjøre den slakere. Denne oppførselen blir beskrevet av *forventningshypotesen*, som sier at rentekurven reflekterer investorers forventninger om fremtidig renteutvikling (Gitman & Joehnk, 2008). Basert på dette mener vi at en økt rente vil øke renteforskjellene til Tyskland. Inflasjonstallene er hentet fra OECD sin statistikkbank (OECD Statistics Portal). Utviklingen i inflasjonen vises i graf(8) under:

Graf 8: Utvikling i kvartalsvis inflasjon, 1.kvartal 2000 til 1.kvartal 2010

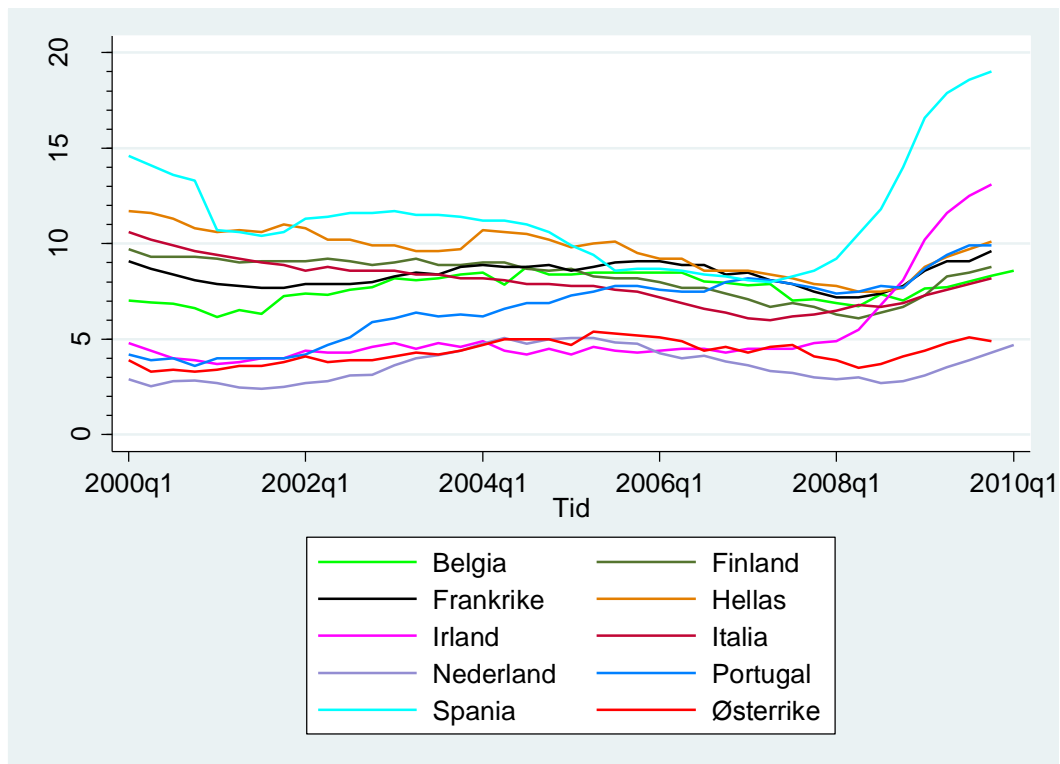


De fleste landene har hatt en utvikling i inflasjonen som ligger i området 2-3 %. Det største unntaket er Irland som til tider har hatt perioder med høy inflasjon, for så å oppleve at inflasjonen har falt kraftig og blitt sterkt negativ. Det kan ha sammenheng med den først sterke oppgangen i boligpriser frem mot midten av 2006. Da markedet falt sammen falt også prisene kraftig og påvirket inflasjonen. I tillegg har Finland hatt en periode med negativ inflasjon.

3.3.5 Arbeidsledighet

Vi ønsker også å se hvorvidt arbeidsledigheten har hatt betydning for rentedifferansene. Hvor stor andel av et lands arbeidsstyrke som ufrivillig er uten arbeid blir gjerne sett på som et mål på landets økonomiske helse (Gitman & Joehnk, 2008). En lavere arbeidsledighet, spesielt sammen med et presset arbeidsmarked, kan signalisere at det er høy økonomisk aktivitet i landet. Det vil gi staten økte inntekter som følge av at skattebasen øker. Staten er dermed ikke like avhengig av å utstede statsobligasjoner for å finansiere offentlige prosjekter. Den økte økonomiske aktiviteten vil også kunne påvirke kredittvurderingen på statsobligasjonen i positiv retning, noe som resulterer i lavere rente på statsobligasjonene (Killoren, 2010) (Wilkinson, 2010).

Graf 9: Utvikling kvartalsvis arbeidsledighet, 1.kvartal 2000 til 1.kvartal 2010

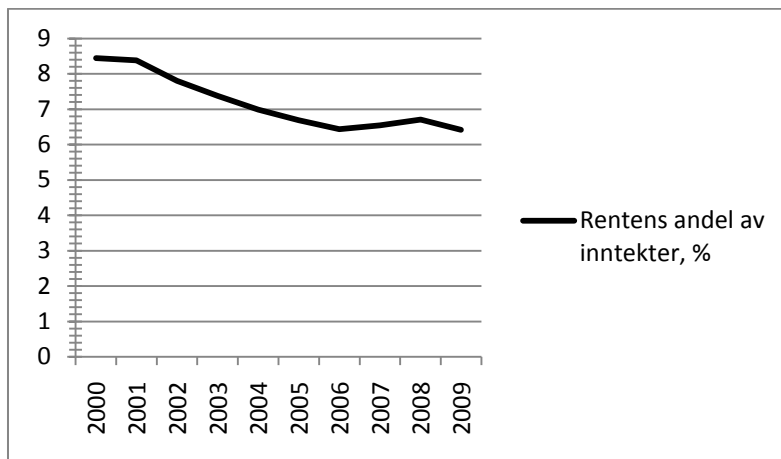


Ut i fra grafen kan man se at for de fleste landene sank arbeidsledigheten frem mot år 2008, for så å stige igjen. For Spania og Irland økte arbeidsledigheten markant. Vi mener det kom som en direkte følge av boligprisboblen som ledet opp til finanskrisen, hvor de to landene opplevde en full stans i bygg- og anleggsbransjen. Tallene for kvartalsvis arbeidsledigheten er hentet fra OECD sin statistikkbank (OECD Statistics Portal).

3.3.6 Rentens andel av inntekt

Til sist har vi også sett på hvor stor andel landenes rentebetalinger utgjør av dets inntekt. I følge Barrios et al.(2009) er dette et tegn på hvor god evne et land har til å betjene gjelden sin (Barrios et al., 2009). Øker rentens andel av inntektene har landet mindre og mindre igjen å bruke på tjenestene de skal tilby sine innbyggere. I tillegg vil det være mindre midler til over til investeringer i landets utvikling. En forverret evne til å betjene gjelden sin mener vi vil kunne gjøre det vanskeligere for landene å skaffe ny finansiering. Det vil og kunne føre til at kostnadene ved å hente inn ny kapital øker, slik at en enda større andel av inntektene må gå til å betjene gjelden. Vi mener derfor at investorene vil kreve en ekstra premie for å investere i disse landenes statsobligasjoner hvis rentens andel av inntektene øker. Dataene for kvartalsvise renteandeler er hentet fra Eurostat (Eurostat, 2010).

Graf 10: Utvikling rentens andel av inntektene samlet for eurolandene, år 2000 til år 2009



Graf (10) viser utviklingen i rentens andel av myndighetenes inntekter for eurolandene samlet. I de første årene sank rentens andel av inntektene noe vi mener kommer av en stadig lettere tilgang på billig kapital. Mot slutten av 2006 kan det se ut til at denne andelen begynte å øke noe.

Tabell 2: Korrelasjonsmatrise mellom rentedifferansen og de makroøkonomiske variablene

	Rente-differanse	drifts-balanse	Gjeld	Gjeld^2	Rente-andel	Fiskal-balanse	Arbeids-ledighet	Inflasjon	BNP	Risiko
Rentedifferanse	1									
Driftsbalanse	-0,3469	1								
Gjeld	0,3217	-0,1648	1							
Gjeld^2	0,2138	-0,0719	0,6284	1						
Renteandel	0,2948	-0,2128	0,7129	0,3751	1					
Fiskalbalanse	-0,4512	0,3102	-0,3111	-0,1788	0,4024	1				
Arbeidsledighet	0,2677	-0,2934	0,2474	0,1682	0,2215	-0,2224	1			
Inflasjon	-0,2049	-0,3094	-0,0828	-0,0917	0,0842	0,1271	-0,2106	1		
BNP	-0,3785	0,0527	-0,0956	-0,1607	0,0175	0,2507	-0,0521	0,1753	1	
Risiko	0,6265	-0,04	0,0818	0,0391	0,1065	-0,2102	0,1262	-0,0626	-0,4341	1

Tabell (2) viser korrelasjonen mellom rentedifferansen og våre forklaringsvariabler. Denne indikerer at forholdet mellom dem er i tråd med våre forventninger, med unntak av inflasjonen. Inflasjonen er negativt korrelert med rentedifferansen. En mulig forklaring på er at Irlands kraftige inflasjonsfall har påvirket forholdet såpass at det har blitt negativt.

Tabell 3: Oppsummerende statistikk for makroøkonomiske variabler

Variabler	Observasjoner	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
Driftsbalanse	399	-1,35	5,69	-16,71	10,27
Gjeld	400	67,67	26,10	24,60	117,10
Gjeld^2	400	1465259,00	2104984,00	58044,00	9710160,00
Fiskalbalanse	399	-1,91	5,26	-21,85	13,27
Rentens andel	399	7,31	4,36	0,68	31,29
Arbeidsledighet	402	7,31	2,72	2,42	19,00
Inflasjon	401	2,17	1,29	-5,68	6,27
BNP	398	0,43	1,04	-5,19	6,82
Generell risikoaversjon	410	-0,01	1,29	-1,60	4,32

4. Metode og modeller

Vi går nå videre med å beskrive hvilke metoder og modeller vi har valgt å benytte når vi skal analysere renteforskjellene mellom eurolandene og Tyskland. Vi tar først for oss metodene vi bruker på dataene med høy frekvens for deretter å se på metodene vi ønsker å benytte for de kvartalsvise observasjonene.

4.1 Prinsipalkomponentanalyse

Vi starter med å konstruere en indikator som skal illustrere utviklingen i investorenes generelle risikoaversjon, og den vil inngå som en variabel i den videre analysen. Indikatoren konstrueres ved hjelp av en prinsipalkomponentanalyse (PCA), hvor de observerbare variablene er differansen mellom Moody's indeks på Aaa og Baa kredittvurderte selskapsobligasjoner (CB Aaa og CB Baa) og renten på tyske tiårige statsobligasjoner, volatiliteten i valutakursen mellom euro og japanske yen (XRVOLA) og VSTOXX som måler volatilitet i aksjeprisbevegelser.

Prinsipalkomponentanalyse er en prosedyre for å redusere antallet variabler når man har flere observerbare variabler som inneholder overflødig informasjon. Dette vil si at variablene er korrelerte og dermed måler mye av de samme bevegelsene. Ved hjelp av PCA kan man konstruere nye kunstige variabler, komponenter, som teller for så mye som mulig av variansen fra de observerbare variablene. Antallet konstruerte komponenter vil være lik antallet observerbare variabler som inngår i analysen. Den første komponenten analysen trekker ut vil være den komponenten som forklarer den største andelen av den totale variansen fra de observerbare variablene (SAS; Koekebakker & Ollmar, 2001).

Målet med en PCA er å stå igjen med et så lite antall komponenter som mulig. Uheldigvis finnes det ingen solide statistiske metoder for å avgjøre hvilke av komponentene en skal beholde. Hair et al.(1995) foreslår følgende tre kriterier (Hair, 1995):

- 1) Eigenvalue – kriteriet: Komponenter med en eigenvalue større enn 1 beholdes, mens resterende komponenter forkastes.

Kriteriet begrunnes med at hver observerte variabel teller for én enhet med varians til den totale variansen i datasettet. Har en komponent en eigenvalue større enn 1 vil det si at

denne komponenten teller for en større andel av den totale variansen enn hva en av de observerbare variablene gjør. Eigenvalue kriteriet er populært å bruke først og fremst fordi det er enkelt å forstå og implementere, samt at det ikke innebærer noen subjektive vurderinger. Et mulig problem er at man kan ende opp med å beholde feil antall komponenter når forskjellen mellom variablene er små.

- 2) Scree testen: Avgjøre hvorvidt det eksisterer brudd i grafen over komponentenes eigenvalue opp mot komponentene i den rekkefølgen de ble trukket ut.

Kurven viser sammenhengen mellom komponentenes eigenvalue og rekkefølgen komponentene ble trukket ut av analysen og man ser etter brudd. Ulempen med dette kriteriet er at det sjeldent eksisterer klare brudd i kurven.

- 3) Komponentenes andel av den totale variansen.

Det siste kriteriet sier at man skal beholde så mange komponenter at den kumulative variansen som blir forklart overstiger et gitt nivå. Alternativt kan man beholde alle de komponentene som teller for en gitt andel, for eksempel 10 %, av den totale variansen. Ved dette kriteriet kan en selv sørge for at en tilfredsstillende andel av den totale variansen dekkes opp, men utvalget vil da være både tilfeldig og subjektivt.

I utvelgelsen av antall komponenter vektlegger vi at komponentene skal representere et overordnet mål på den risikoaversjonen som ligger i markedet.

Modellspesifikasjoner

Modellen vi benytter oss av er hentet fra artikkelen til Barrios et al.(2009), og variablene nevnt ovenfor utgjør datasettet for prinsipalkomponentanalysen:

Formel 4: Observerbare variabler til prinsipalkomponentanalysen

$$x_t = \begin{pmatrix} CB\ Aaa_t \\ CB\ Baa_t \\ VSTOXX_t \\ XRVOLA_t \end{pmatrix}$$

Variablene er valgt fordi de skal representere en generell risikooppfattelse blant investorer på et overordnet nivå. Moody's indeks for Aaa og Baa vurderte selskaper målt i forhold til Tyskland skal måle sannsynligheten for at selskaper går konkurs. VSTOXX er ment å måle fange opp den risikoen som ligger i det europeiske aksjemarkedet. Den siste variabelen, XRVOLA, gjenspeiler den oppfattede risikoen som ligger i utenlandske valutamarkeder. Alle variablene er normalisert ved å trekke fra observasjonenes gjennomsnitt og dele på observasjonenes standardavvik (Barrios et al., 2009). Resultatet av prinsipalkomponentanalysen er gjengitt i tabell (4) og (5) under:

Tabell 4: Prinsipalkomponenter og dets andel av totalvarians

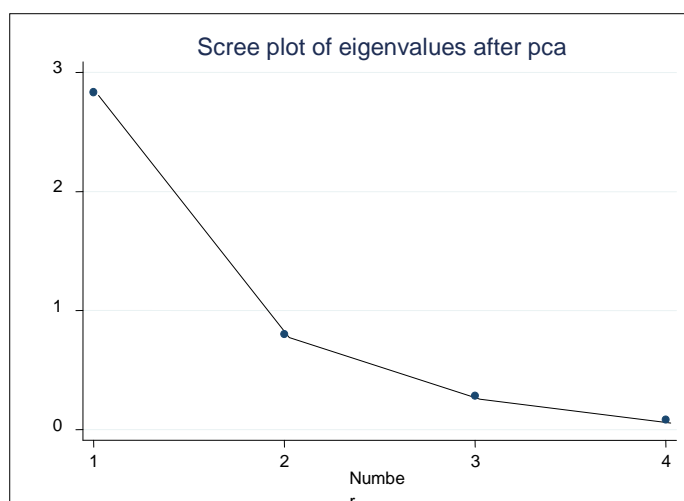
Komponent	Eigenvalue	Differanse	Andel av totalvarians	Kumulativ totalvarians
Komponent 1	2,8337	2,03279	0,7084	0,7084
Komponent 2	0,8000978	0,518412	0,2002	0,9086
Komponent 3	0,282565	0,19988	0,0706	0,9792
Komponent 4	0,0826857		0,0207	0,9999
Antall observasjoner	349			
Antall komponenter	4			
Trace	4			
Rho	1,0000			

Tabell 5: Prinsipalkomponentenes egenvektor

Prinsipalkomponentenes egenvektor				
Variabler	Komp 1	Komp 2	Komp 3	Komp 4
CB Aaa	0,3828	0,8147	0,4328	0,0495
CB Baa	0,5232	0,1973	-0,8256	-0,0754
XRVOLA	0,5391	-0,3936	0,1816	0,7221
VSTOXX	0,5377	-0,3774	0,3132	-0,6858

For å kunne konstruere en indikator for generell risikoaversjon må vi så velge ut det antallet komponenter vi ønsker å beholde. Ut i fra eigenvaluekriteriet beskrevet over, er det kun komponent 1 med en eigenvalue på 2,8337 som skal beholdes. Det andre kriteriet ser vi på Scree-plottet. Graf (11) under viser at det er et markant brudd mellom komponent 1 og komponent 2, noe som forsterker indikasjonen av at kun komponent 1 vi skal beholde.

Graf 11: Scree plot over prinsipalkomponentenes eigenvalue

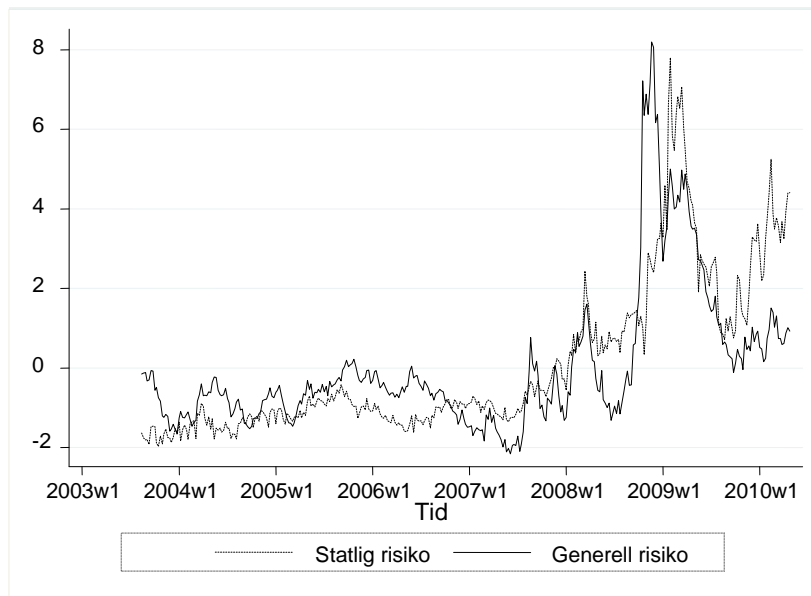


Det siste kriteriet ser på komponentenes andel av den totale variansen. Komponent 1 teller for en andel på 70,84 % av den totale variansen mens komponent 2 utgjør 20,02 % av den totale variansen. De påfølgende komponentene teller for en avtagende andel av resterende totalvarians. Ut i fra resultatene velger vi å beholde komponenter som teller for mer enn 20 % av den totale variansen, slik at vi også her kun beholder komponent 1.

Ut i fra disse kriteriene ender vi opp med å beholde kun komponent 1. Siden komponenten har en høy eigenvalue samt bidrar med tilnærmet lik vekt til komponenten, kan den tolkes som et parallellskift i de observerbare variablene. Den kan dermed ses på som et uttrykk for en generell risikooppfattelse i markedene.

En tilsvarende analyse er gjort for alle landene våre som er med i eurosamarbeidet. Analysen resulterte i uttrekningen av en komponent som forklarte 80,61 % av den totale variansen i rentedifferansene. Landene bidrar også tilnærmet likt med varians til komponent 1. Vi tolker den dermed som et uttrykk for den felles oppfattede risikoen i statsobligasjonsmarkedet. For komponent 2 plasseres det positivt vekt på landene Hellas, Irland, Spania og Portugal mens de andre landene tildeles negativ vekt. En mulig tolkning av dette kan være at disse landene har fått tillagt en ekstra rentedifferanse fordi de blir sett på som ekstra sårbare (Barrios, 2009). Resultatet av selve analysen finnes i appendiks 2. Ved å multiplisere de forskjellige observerbare variablenes egenvektor med tilhørende komponent 1 får vi frem en historisk utvikling over den generelle risikoaversjonen og den felles risikoen som ligger i statsobligasjonsmarkedet.

Graf 12: Utvikling i den generelle risikooversjonsindikatoren og risikofaktoren for landene i Eurosamarbeidet, januar 2003 til april 2010



Graf (12) viser at risikoindikatorerne beveger seg sammen over nesten hele perioden. Mot slutten av 2008 stiger den generelle risikooversjonsindikatoren kraftig, noe som synes å forplante seg over på indikatoren for felles risiko i statsobligasjonene til eurolandene. Vi tror det kommer av den kraftige likviditetsskvisen som oppsto i kjølvannet av at Lehman Brothers gikk konkurs. I starten av 2009 fikk man en markant reduksjon både i den generelle risikooversjonsindikatoren og indikatoren risiko i statsobligasjonsmarkedet. Det faller sammen med at mange land gikk inn med redingspakker og statlige garantier til bank- og finanssektoren, noe som hadde en beroligende effekt på markedene. Effekten fortsatte til slutten av 2009 hvor indikatoren for risiko i statsobligasjonsmarkedet økte markant mer enn det generelle nivået på risikooversjon. Vi mener denne stigningen kom som en konsekvens av landenes kraftige økning i de offentlige underskuddene og gjeld for å redde bank- og finanssektoren. Spesielt for Hellas har det fra 2010 og utover vært stort fokus på hvorvidt de klarer å betjene gjelden sin (Andersen & Aakvik, 2010). De store underskuddene og den voksende gjelden vil tilslutt føre til innstramminger og kutt i landenes offentlige sektor, som igjen kan føre til lavere vekst.

Når vi senere i analysen skal se på hvordan makroøkonomiske variabler virker inn på rentedifferansen, konstruerer vi en tilsvarende generell risikooversjonsindikator men som er basert på kvartalsvise observasjoner. Resultatene av denne analysen finnes i appendiks 2.

4.2 Vanlig Ordinary Least Squares

Vi går nå over til å ta for oss modellene og metodene bak selve analysen av rentedifferanser for de individuelle landene. Først tar vi for oss antagelsene for å bruke tidsseriedata før vi ser på hvorvidt antagelsene bak OLS holder.

4.2.1 Stasjonære og ikke-stasjonære tidsserier

Tidsserier viser seg gjerne enten å være stasjonær eller ikke-stasjonær. En stasjonær tidsserie er en tidsserie hvor sannsynlighetsfordelingen er stabil over tid (Wooldridge, 2002). Betydningen av dette er at gjennomsnittet og variansen til tidsserien er konstant over tid. I tillegg skal kovariansen mellom to av seriens verdier bare være avhengig av tiden som skiller de to verdiene og ikke tidspunktene hvor observasjonene gjøres. Dette kan uttrykkes som:

$$E(X_t) = \mu$$

$$Var(X_t) = \sigma^2$$

$$Cov(X_t|X_{t+h}) = Cov(X_t|X_{t-h}) = \varphi_h$$

Uttrykkene sier at gjennomsnitt og varians er konstant over tid, samt at kovariansen er kun avhengig av endringen i tid h og ikke av selve tidsperioden t .

En stokastisk tidsserie som ikke har disse egenskapene vil være ikke-stasjonær. I en ikke-stasjonær tidsserie vil dagens observasjon være avhengig av at tidligere og fremtidige observasjoner ikke er korrelerte med dagens observasjoner. Hvis det kommer et sjokk i tidsserien vil denne være permanent, slik at tidsserien legger seg på et annet nivå. Er tidsserien stasjonær ville sjokket avtatt og tidsserien ville ha vendt tilbake til sitt opprinnelige nivå (Wooldridge, 2002).

For å kunne trekke noen konklusjoner og inferens ut av regresjoner med tidsserier er man avhengig av at seriene er stasjonære og at forholdet mellom dem ikke endrer seg tilfeldig. Hvis tidsseriene er ikke-stasjonære vil resultatene fra OLS analysen ikke holde. Man kan for eksempel få resultater som virker statistisk sterke, selve modellen som analyseres ikke gir noen mening. Dette kalles spuriøs regresjon. Skal man få ut resultater man kan analysere må man derfor først sørge for at tidsseriene er stasjonære.

Det er vanlig at økonomiske tidsserier viser trender, og de vil dermed ikke være stasjonære (Zivot, 2006). Slike tidsserier kan gjøres stasjonære ved å fjerne trenden i serien. En måte å gjøre dette på er å gjøre de om til differanseform:

Formel 5: Differensiert tidsserie

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$$

Hvis en tidsserie må differensieres d ganger før den blir stasjonær, sies det at variabelen er integrert av orden d.

$$X_t \approx I(d)$$

Er tidsserien alt stasjonær vil den være integrert av nulte orden, I(0). Er tidsserien ikke-stasjonær, men den blir stasjonær ved å differensiere den en gang, sier man at den er integrert i første orden, I(1). Hvorvidt tidsseriene er integrert i nulte eller første orden kan avgjøres ved en unit root test.

En illustrasjon kan være den trendende variabelen y_t (ECON 375, høst 2009):

Formel 6

$$y_t = TD_t + z_t$$

Formel 7

$$z_t = \gamma z_{t-1} + \varepsilon_t$$

Her er TD($\rho + \delta t$) den deterministiske lineære trenden mens z_t er en autoregressiv prosess av første orden, AR(1). Hvis $|\gamma| < 1$ vil effekten av denne avta slik at y_t er integrert i nulte orden I(0). Hvis $|\gamma| = 1$ vil z_t ha formen

Formel 8

$$z_t = z_{t-1} + \varepsilon_t = z_0 + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j$$

Dette vil dermed være en stokastisk trend med drift og y_t er dermed integrert i første orden I(1). Autoregressiv unit root test baserer seg på å teste nullhypotesen om at $|\gamma| = 1$, altså I(1).

Alternativhypotesen er at $|\gamma| < 1$, $I(0)$. Testen kalles en unit root test fordi under nullhypotesen vil det autoregressive polynomet av z_t , $\gamma(z) = (1 - \gamma z) = 0$ har en rot lik enhet. Da unit root tester ikke har t-verdier som verken er standard eller asymptotisk normalfordelte under nullhypotesen må de kalkuleres ut i fra simulering (Zivot, 2006). Økonometriprogrammene rapporterer derfor de korrekte kritiske grenseverdiene man skal benytte for å avgjøre hvorvidt det finnes unit root eller ikke.

Augmented Dickey Fuller test for unit root, (ADF)

En enkel metode for å stadfeste hvorvidt tidsserien inneholder unit roots eller ikke er Augmented Dickey Fuller (ADF) for unit roots (Kristiansen, 2009). Denne testen passer godt til tidsserier hvor det i tillegg til autoregressiv prosess, $AR(p)$ også er autokorrelasjon i feilleddene, $MA(q)$. Testen tar for seg nullhypotesen om at tidsserien er integrert av første orden, $I(1)$, mot alternativhypotesen om at tidsserien er integrert av nulte orden, $I(0)$. Formel (9) over vil på differensiert form se slik ut (Zivot, 2006):

Formel 9

$$\Delta z_t = \gamma^* * z_{t-1} + \sum_{i=1}^k \varphi_i * \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t$$

Den differensierte variabelen, Δz_{t-1} , med k antall tidsforskyvninger, brukes her som en tilnærming på ARMA strukturen i feilleddet. K er satt til det antall laggs som vil forhindre en autokorrelasjon. Men tar man med for mange tidligere verdier z_t , vil det redusere testens styrke. Under nullhypotesen tester man hvorvidt $\gamma^* = 1$, altså om z_t er $I(1)$ og ikke-stasjonær. Alternativet er som over, at $\gamma^* < 0$ og z_t er integrert av nulte orden $I(0)$ og dermed stasjonær.

Svakheter ved Augmented Dickey Fuller testen

Den kanskje største svakheten med Augmented Dickey Fuller testene er at de har en lav styrke. Konsekvensene av dette er at man kan ende opp med å forkaste en korrekt nullhypotese men også at man beholder en nullhypotese som ikke er sann.

Modellspeifikasjoner

Vi testet variablene rentedifferanse i forhold til Tyskland for alle landene, CDS differansen til alle landene i forhold til Tyskland og risikoaversjonsvariabelen målt i forhold til Tyskland med

en Augmented Dickey Fuller unit root test. Vi kom frem til at tidsseriene ikke er stasjonære. Ved å differensiere tidsseriene en gang viste unit root testen at tidsseriene er stasjonære. Den videre analysen av renteforskjellene mellom eurolandene og Tyskland og forklaringsvariablene gjøres derfor på differanseform. Alle variablene er uttrykt i forhold til Tyskland.

$$\Delta Rente_t = \alpha + \beta_1 \Delta CDS_t + \beta_2 \Delta Generell_risikoaversjon_t + \beta_3 Krise + \varepsilon_t$$

4.2.2 Antagelsene bak Ordinary Least Squares

Analysen av rentedifferansene til Tyskland for de individuelle landene er gjennomført etter minste kvadraters metode (OLS). For at OLS estimatene skal være forventningsrette, må visse kriterier være oppfylt (Wooldridge, 2002). Et at disse er at feilledet i tidspunktet t , u_t er ukorrelert med hver uavhengig variabel i hver tidsperiode. Siden CDS variabelen vår ikke kun måler kredittrisiko, men også påvirkes av andre faktorer sånn som likviditet og kredittvurdering, kan det være en mulighet for at denne variabelen er korrelert med feilledet. Konsekvensene av at dette kriteriet ikke blir oppfylt er at estimatene vil være forventningsskjeve og OLS er dermed ikke den mest effektive estimeringsmetoden. I følge Wooldridge (2002) kan dette testes ved at en ser på hvorvidt variablene er endogene (Wooldridge, 2002). Testen går ut på å estimere den reduserte likningen, med den antatte endogene variabelen som avhengig variabel. De estimerte residualene fra denne regresjonen brukes så som forklaringsvariabel i den opprinnelige likningen. Hvis koeffisienten til denne residualvariabelen er signifikant, vil den antatte endogene variabelen være påvist endogen.

Modellspesifikasjon

Vi bruker metoden som har blitt fremlagt over til å teste variabelen, og den strukturelle modellen vår er:

$$\Delta Rente_t = \alpha + \beta_1 \Delta CDS_t + \beta_2 \Delta Generell_risikoaversjon_t + \beta_3 Krise + \varepsilon_t$$

Alle variablene er uttrykt som forskjeller i forhold til den tiårige tyske statsrenten. Vi ønsket å forsikre oss om at CDS-vARIABLEN er eksogen, slik at estimatene våre ikke blir feil. Vi estimerer derfor først den reduserte likningen:

Formel 10: Redusert likning for endogenitetstest

$$\Delta CDS_{differanse_t} = \gamma + \delta_1 \Delta Generelle_risikoaversjon_t + \delta_t Krise + \omega_t$$

Etter å ha estimert formel (10), trekker vi ut residualene og bruker dem som en forklaringsvariabel i den strukturerte likningen:

Formel 11: Strukturelle likningen for endogenitetstest

$$\Delta Rente_t = \alpha + \beta_1 \Delta CDS_t + \beta_2 \Delta Generell_risikoaversjon_t + \beta_3 Krise + \beta_4 \omega + \epsilon_t$$

Resultatene viste at CDS – differansen er eksogen og det er dermed ikke noe problem å bruke denne i en OLS regresjon

4.2.2.1 Seriekorrelasjon

Videre har vi også sett på hvorvidt feilleddene i to forskjellige perioder er ukorrelerte. Hvis feilleddene er korrelerte vil ikke estimatene fra OLS være de beste lineære, forventningsrette estimatene, og modellen vil inneholde seriekorrelasjon.

$$Corr(u_t, u_s) > 0, \text{ for alle } t \neq s$$

Konsekvensene av seriekorrelasjon er at estimatene ikke lenger er like effektive. I tidsserier finner man gjerne positiv seriekorrelasjon, og hvis man ikke korrigerer for dette vil variansen til estimatene være underestimert i forhold til de korrekte standardavvikene. Ved negativ seriekorrelasjon skifter feilleddene fortegn fra periode til periode, og det vil være vanskelig å bestemme hvilken innvirkning seriekorrelasjonen har på variansen til estimatet. Det kan til og med være mulig at OLS variansen blir overgår den sanne variansen (Wooldridge, 2002).

Seriekorrelasjon testes ved en Durbin Watson test. Denne testen tar for seg nullhypotesen om at residualene fra en OLS regresjon ikke er seriekorrelerte, mot alternativhypotesen om at residualene følger en AR(1) prosess og har positiv seriekorrelasjon (Wooldridge, 2002).

Test – observatoren beregnes som:

Formel 12: Durbin Watson observatoren

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{u}_t^2}$$

Fordi den beregnede Durbin Watson observatoren (DW) er avhengig av datasettet det er beregnet på, så er ikke de kritiske verdiene for hvert enkelt tilfelle oppgitt. Durbin og Watson satte derfor heller en øvre og nedre grense for forkastelse. Hvis $DW < d_L$, hvor d_L betegner den nedre kritiske grensen, vil man kunne forkaste nullhypotesen om ingen seriekorrelasjon mot alternativhypotesen om positiv seriekorrelasjon. Er $DW > d_U$ hvor d_U betegner den øvre kritiske grenseverdien, vil man ikke kunne forkaste nullhypotesen om at det ikke eksisterer seriekorrelasjon. Hvis DW havner mellom øvre og nedre grense, $d_L < DW < d_U$ vil testen være resultatløs (Wooldridge, 2002).

For negativ seriekorrelasjon bruker man statistikken $4 - DW$ og $4 - d_U$ og $4 - d_L$. Så har man en $DW < (4 - d_U)$ vil man ikke kunne forkaste nullhypotesen om at det ikke eksisterer seriekorrelasjon. Er $DW > (4 - d_L)$ vil man forkaste nullhypotesen til fordel for alternativhypotesen om negativ seriekorrelasjon. Dette forholdet fremstilles i tabell(6) (Corder):

Tabell 6: Kritiske verdier for Durbin Watson observatoren

Forkast H_0 , tegn på positiv seriekorrelasjon	Ingen konklusjon trekkes	Godta H_0 om ingen seriekorrelasjon	Ingen konklusjon trekkes	Forkast H_0 , tegn på negativ seriekorrelasjon		
0	d_L	d_U	2	$4 - d_U$	$4 - d_L$	4

Korrigerer for seriekorrelasjon

Seriekorrelasjon kan korrigeres ved hjelp av Newey – West robuste standardavvik.

Standardavvikene korrigeres på følgende måte (Wooldridge, 2002);

Formel 13: Newey-West robuste standardavvik

$$se(\hat{\beta}_1) = [se(\hat{\beta}_1) / \hat{\sigma}]^2 \sqrt{\hat{v}}$$

Hvor " $se(\hat{\beta}_1)$ " betegner standardavviket estimert ved vanlig OLS metode som inneholder seriekorrelasjon og $\hat{\sigma}$ er standardavviket til regresjonen fra å ha estimert modellen med OLS. \hat{v} er beregnet på følgende måte:

$$\hat{v} = \sum_{t=1}^n \hat{a}_t^2 + 2 \sum_{h=1}^g [1 - h/(g+1)] \left(\sum_{t=h+1}^n \hat{a}_t \hat{a}_{t-h} \right)$$

Hvor $\hat{a}_t = \hat{r}_t \hat{u}_t, t = 1, 2, \dots, n$

Her vil tallet g kontrollere hvor mye seriekorrelasjon Newey-West justeringen vil tillate. Det justerte standardavviket kan nå brukes til å lage konfidensintervaller og t-statistikk for $\hat{\beta}_1$.

I følge Wooldridge(2002) skal modellen kunne korrigere mot autokorrelasjon når man ikke kjenner til hvilken form den opptrer i så lenge g øker med størrelsen på utvalget. Dette baserer seg på at med økende utvalg vil man kunne være mer fleksibel med tanke på hvor mye korrelasjon man kan tillate seg. Wooldridge(2002) mener at når dataene er på en høy frekvens som kvartalsvis eller månedsvise, bør g være på 4 eller 8 for kvartalsvis observasjoner mens for månedsvise tall bør man bruke en g på 12 eller 24. Dette er basert på at man har tilstrekkelig med data (Wooldridge, 2002). Andre har anbefalt å bruke tommelfingerregelen $g = n^{1/4}$ mens Newey-West selv har foreslått $g = 4(n/100)^{2/9}$ i følge Wooldridge (Wooldridge, 2002). Vi har valgt å bruke tommelfingerregelen til å bestemme g , da dette er en regel som er enkel å implementere (Magee, 2007).

Empirisk har det vist seg at standardavvikene som er robuste for seriekorrelasjon er større enn standardavvikene estimert under vanlig OLS. Dette kan føre til at koeffisientene ofte ikke blir signifikante, eller mindre signifikante enn under vanlige OLS standardavvik. Det har vært mer vanlig å korrigere standardavvikene for heteroskedastisitet enn for seriekorrelasjon. I følge Wooldridge (2002) er det flere grunner til dette. For det første så er tverrsnitt, hvor heteroskedastisk robuste standardavvik vil ha bedre egenskaper, mer vanlig enn lange tidsserier (Wooldridge, 2002). I tillegg så kan standardavvik som er robuste mot seriekorrelasjon oppføre seg dårlig hvis det eksisterer mye seriekorrelasjon og tidsserien er kort. Her kan liten bety så mye som 100 observasjoner. For det andre så må man velge hvilken g man skal bruke i omregningen. Dette gjør at prosessen ikke er automatisk. Newey –

West robuste standardavvik korrigerer i tillegg for tilfeldig heteroskedastisitet, slik at vi ikke må ta stilling til antagelsen om konstant varians

Modellspesifikasjon

For å unngå problemene med seriekorrelasjon har vi valgt å bruke Durbin Watson testen for seriekorrelasjon. Modellen vi tester er:

$$\Delta Rente_t = \alpha + \beta_1 \Delta CDS_t + \beta_2 \Delta Generell_{risikoaversjon_t} + \beta_3 Krise + \varepsilon_t$$

Variablene er uttrykt på differanseform og i forhold til de tyske obligasjonsrentene. Resultatene våre viser at de fleste av modellene har tydelige tegn på negativ seriekorrelasjon. Analysene våre vil dermed bli gjort med Newey – West korrigererte standardavvik.

Til slutt har vi også sett på hvorvidt feilleddene til de estimerte modellene er normalfordelte. Såfremt feilleddet er uavhengig av forklaringsvariablene og er normalfordelt med gjennomsnitt lik null og konstant varians, vil t-observatorene ha en t-fordeling mens F-observatorene vil ha en F-fordeling. Det vil da være mulig å si noe om signifikansen til de uavhengige variablene. Normalfordelingsdistribusjonene og histogrammene viser for flere av feilleddene tendenser til haler, både positive og negative. Det kan være grunn til å tro at feilleddene dermed ikke her helt normalfordelte og at dette kan påvirke våre testresultater. Vi velger allikevel å benytte OLS modelleringen og antar at resultatene våre vil være asymptotisk valide (Wooldridge, 2002).

4.3 Dynamiske modeller

I mange økonomiske tidsserier kan det tenkes at de uavhengige variablene påvirker den avhengige variabelen med en tidsforskyvning (Wooldridge, 2002). Er dette tilfellet må man også inkludere tidligere verdier av denne i modellen. Vi har derfor valgt å se på en Finite distributed lag modell (FDL), hvor den avhengige variabelen påvirkes av de uavhengige variablene i inneværende tidsperiode og med en tidsforskyvning:

$$y_t = \alpha + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_q x_{t-q} + \varepsilon_t$$

En FDL modell kan ta høyde for både midlertidige økninger i de uavhengige variablene, men også mer permanente sjokk.

Antallet tidsforskyvninger hver variabel trenger, kan testes ved å modellere forholdet mellom hver enkelt uavhengig variabel og den avhengige variabelen. Antall tidsforskyvninger settes da til den maksimale tidsforskyvningen som virker logisk (Koop, 2007). Modellen som estimeres ser dermed slik ut:

$$y_t = \alpha + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + \beta_{q \text{ maks}} x_{t-q \text{ maks}} + \varepsilon_t$$

Så fremt koeffisientene til alle tidsforskyvningene er signifikante på et gitt nivå, kan man øke tidsforskyvningene helt frem til at p-verdien for siste forskyvning er større enn det ønskede signifikansnivået. Hvis den valgte maksimale tidsforskyvningen, $\beta_{q \text{ maks}+1}$, har en p-verdi som er høyere enn det valgte signifikansnivået, droppes denne fra modellen. Vi har brukt denne fremgangsmåten for å finne ut hvor mange tidsforskyvninger hver variabel trenger for hvert land.

4.4 Dummyvariabler

Vi har også brukt en dummyvariabel i analysen vår. Dette er en variabel som tar verdien 1 når en spesiell hendelse eller tidsrom oppstår og har ellers verdi null. Variabelen kan derfor brukes til å skille ut perioder i tidsserien som kan være forskjellig fra andre perioder i datasettet (Wooldridge, 2002). Dummyvariabelen vi har benyttet oss av er variabelen "Krise" som er ment å fange opp effekter av finanskrisen som ikke blir dekket av de andre variablene som er inkludert i modellen. For analysen med høyfrekvent data, tar variabelen verdien 1 for tidsperioden september 2008 til mars 2009. Når vi senere ser på lavfrekvent data tar variabelen verdien 1 for tidsperioden 1. kvartal 2008 til 2. kvartal 2009.

Med utgangspunkt i undersøkelser av datamaterialet har vi derfor valgt å se på forholdet mellom variablene på differanseform. Dette fordi vi fant ikke-stasjonaritet i tidsseriene og ønsker å unngå spuriøse regresjoner. Videre fant vi autokorrelasjon i tidsseriene.

Regresjonene gjøres derfor med Newey-West robuste standardavvik for autokorrelasjon og

heteroskedastisitet. Modellen i vår analyse av drivere av rentedifferanser på mikronivå er dermed:

OLS Modell 1: Modellen for analyse av rentedifferanser for de individuelle landene

$$\begin{aligned} \text{Rentedifferanse}_t &= \alpha + \beta_1 \text{CDS}_{t-1} + \dots + \beta_q \text{maks} \text{CDS}_{t-q \text{ maks}} \\ &+ \gamma_1 \text{Generell risiko}_t + \dots + \gamma_p \text{maks} \text{Generell risiko}_{t-p \text{ maks}} + \text{Krise}_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Resultatene vil bli presentert og analysert i neste avsnitt.

4.5 Paneldata

Videre ønsker vi også å se på hvordan makroøkonomiske forhold påvirker rentedifferansen mellom landene i euroområdet og Tyskland. Mange slike makroøkonomiske variabler observeres kun kvartalsvis, noe som kraftig reduserer antall observasjoner sammenliknet med analysen som gjøres på høyfrekvent data. Siden antall observasjoner er lavt, har vi valgt å analysere forholdet mellom rentedifferansene til Tyskland og driverne av renteforskjellene ved hjelp av paneldata estimering.

Wooldridge (2002) definerer et paneldatasett til å være et datasett som inneholder observasjoner fra ulike enheter som land, selskaper og husholdninger og hvor observasjoner av disse enhetene registreres over en tidsperiode. Et paneldatasett inneholder observasjoner for n enheter, registrert for hver tidsperiode t . Den totale mengden med observasjoner for et paneldatasett vil dermed være $n \cdot t$ (Neumann, 2008). Ved å bruke paneldata kan man utnytte at det ligger to forskjellige typer av informasjon i datasettet (Wooldridge, 2002). Den første informasjonsbiten knytter seg til informasjon på tvers av enhetene i panelet, og reflekterer forskjeller dem imellom. Den andre informasjonsbiten er knyttet til utviklingen over tid innen hver enhet i tidsseriene (Princeton University, 2007).

4.5.1 Fordeler ved bruk av paneldata

Det er både fordeler og ulemper ved å bruke paneldata. For det første gir paneldatanalyse en mulighet til å kontrollere for individuell heterogenitet. Ved å bruke kun tidsserieanalyse eller tverrsnittanalyse vil en ikke kunne kontrollere for slik heterogenitet. En står dermed i

fare for å få forventningsskjevde resultater, som følge av at man har variabler man ikke kan observere eller måle. Slike variabler kan for eksempel være kulturelle faktorer, som ikke er forventet å endre seg over tid. En kan også ha variabler som endrer seg over tid, som for eksempel nasjonal politikk, men ikke på kryss av enheter. Ved å bruke paneldata kan man korrigere for begge disse typene av variabler, hvilke tidsserieanalyser eller tverrsnittanalyser ikke kan (Baltagi, 1995).

En annen fordel med paneldata, i følge Badi H. Baltagi (1995), er at den gir mer informativ data, mer variabilitet, mindre kollinearitet mellom variablene, flere frihetsgrader og bedre effektivitet. Tidsserier kan ofte ha mye multikollinearitet, men dette er mindre sannsynlig med paneldata, siden tverrsnitt tilfører mer variabilitet og informasjon

Videre så er paneldata bedre rustet til å analysere tilpasningsdynamikk. Endringer innad i en variabel som arbeidsledighet og jobb-turnover analyseres best gjennom paneldata.

Paneldata er også bedre skikket til å identifisere og måle effekter som rene tidsserieanalyser eller tverrsnittanalyser ikke klarer å fange opp, i tillegg til at det gjør det mulig å konstruere og teste mer kompliserte modeller.

4.5.2 Begrensninger ved bruk av paneldata

Den første ulempen ved bruk av paneldata handler om problemer ved design og datainnsamling. Problemer kan oppstå hvis man ikke har komplett dekning for alle enhetene, feil ved intervjuene, manglende samarbeid fra respondenten og så videre. Videre kan det oppstå problemer med målefeil som følge av at man har brukt feil kilder, hvem som har hentet inn informasjonen og så videre. En tredje begrensning ved paneldata er selektivitetsproblemet. Dette går for det første ut på hva slags valg folk gjør. Eksempelvis kan det være noen velger å ikke arbeide før de har mulighet til å oppnå ønsket lønn. Når man da ikke har informasjon om lønningene vil utvalget være sensurert. Siden man ikke har all data rundt hver observasjon vil utvalget være beskåret for informasjon. Videre vil også det at noen enheter ikke har rapportert inn alle observasjonene, ikke ønske om å delta og så videre, noe som kan gi skjevhet som følge av frafall av data (Baltagi, 1995).

Videre så kommer begrensningen på paneldata i form av korte tidsseriedimensjoner. Det vil kunne gjøre at de asymptotiske argumenter vil være avhengige av at antallet enheter går mot uendelig. Prøver man å øke tidsperioden til panelet kommer det med en kostnad, da det

øker sjansen for frafall av data, samt øker vanskeligheten av å gjøre "begrensede avhengige variabler" paneldata modeller.

Den siste begrensningen som Badi H. Baltagi (1995) nevner om paneldata er hvorvidt enhetene er avhengige seg i mellom. Dette kan føre til at man trekker feil slutninger basert på inferens. En måte å ta hensyn til dette er å gjøre en "alternativ panel unit root" test (Baltagi, 1995).

4.5.3 Fixed eller Random effekt

Vi kan skille mellom to teknikker for å analysere paneldata. Dette er fixed effects og random effects. Ved å bruke fixed effects prøver en å utnytte forholdet som eksisterer mellom den avhengige variabelen og de uavhengige variablene innad i en enhet. En går her ut i fra at hver enhet har sine egne individuelle karakteristika som kan påvirke den avhengige variabelen. Det kan for eksempel være at landets politikk påvirker handelen med andre land. Man kan dermed bruke fixed effects når man har grunn til å tro at faktorer innad i enheten vil kunne påvirke den avhengige variabelen, og man trenger derfor å kunne kontrollere for dette. Fixed effects vil kontrollere for effekten av slike tidskonstante faktorer hos den avhengige variabelen slik at man kan vurdere nettoeffekten de uavhengige variablene har på den avhengige variabelen. Det antas videre at de tidskonstante karakteristikaene, fanget opp i enhetens feilledd og konstantledd, er unike for hver enhet og at de følgelig ikke er korrelerte med andre enheters karakteristika (Torres-Reyna, 2010). Hvis det er sånn at feilleddene er korrelerte, så vil ikke fixed effects modellen være den korrekte modellen å bruke, da resultatene man får ut av regresjonen vil være forventningsskjevne (Hoechle).

Den andre teknikken man kan bruke er random effects. Her antar man at variasjonen på tvers av enhetene er tilfeldige og ukorrelerte med de uavhengige variablene i modellen. En av fordelene ved å bruke random effects er at man kan inkludere variabler som er konstante over tid, som kjønn, som forklaringsvariabler. Et problem som da kan oppstå er at noen av disse tidskonstante forklaringsvariablene er vanskelige å oppdrive eller at de ikke er tilgjengelig. Ved å ekskludere dem kan man få skjevhet som følge av utelukkede variabler.

En måte å teste hvorvidt man skal bruke fixed eller random effects modell er ved å benytte seg av en Hausman test (Princeton University, 2007). Denne tester hvor hvorvidt feilleddene er korrelert med de uavhengige variablene. Testen resulterte i blandede resultater for våre

modeller, og vi har dermed valgt å bruke fixed effects metoden. Vi begrunner valget med at vi tror det finnes karakteristikker ved de forskjellige landene i euroområdet som er med på å drive renteforskjellene målt i forhold til Tyskland. Dette er også konsistent med hva andre forfattere som har tatt for seg temaet har gjort (Barrios et al., 2009). Formelen for fixed effects modellen er som følger(15):

Formel 14: Fixed effects

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{1,it} + \beta_2 X_{2,it} + \dots + \beta_m X_{m,it} + \varepsilon_{it}$$

Y er den avhengige variabelen, hvor i representerer enheten og t viser til tidsperioden, α er det ukjente skjæringspunktet for hver enhet, β er koeffisienten for den enkelte uavhengige variabelen, og X er en uavhengig variabel for enhet i målt i tidsperioden t. M representerer her antall variabler i likningen.

Modellspesifikasjoner

De empiriske testene skal undersøke hvordan forskjellige makroøkonomiske størrelser påvirker rentedifferansene til eurolandene sammenliknet med Tyskland. Vi har valgt å se på 5 modeller med forskjellige sammensetninger av makroøkonomiske størrelser:

Paneldata Modell 1:

$$\begin{aligned} &Rentedifferanse_{it} \\ &= \alpha_i + \beta_1 gjeld_{it} + \beta_2 gjeld^2_{it} + \beta_3 arbeidsledighet_{it} \\ &+ \beta_4 Driftsbalanse_{it} + \beta_5 Generell risikoaversjon_t + \beta_6 Inflasjon_{it} \\ &+ \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

I denne modellen vil vi undersøke hvorvidt rentedifferansen til Tyskland påvirkes av et lands gjeldssituasjon, arbeidsledighet, endring i BNP fra forrige kvartal og den konstruerte generelle risikoaversjonsvektoren. I tillegg har vi tatt med den kvadrerte verdien av gjeld i tillegg til vanlig gjeld. Vi gjør det fordi det kan tenkes at gjeld ikke påvirker rentedifferansen lineært. Det kan tenkes at hvis gjelden vokser for fort eller overstiger en gitt terskel så vil markedet straffe det landet ved å kreve høyere rente på statsobligasjonen for å investere i dem. Dette er tatt opp som tema i artikkelen "Determinants of intra-euro area government bond spread during the financial crisis" (Barrios et al., 2009). Arbeidsledighet betegner et

lands kvartalsvise arbeidsledighetsutvikling over tid, mens risikoaversjon er en konstruert variabel fra prinsipalkomponentanalysen nevnt over. Også denne er på kvartalsvis data. Den senkede bokstaven "i" betegner hvert enkelt land mens "t" står for tidsperioden.

Paneldata Modell 2

$$\begin{aligned} \text{Rentedifferanse}_{it} &= \alpha_i + \beta_1 \text{driftsbalanse}_{it} + \beta_2 \text{fiskalbalanse}_{it} + \beta_3 \text{risikoaversjon}_t \\ &+ \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

I modell 2 tar vi for oss hvordan rentedifferansen påvirkes av den kvartalsvise driftsbalansen og kvartalsvise fiskalbalansen, i tillegg til risikoaversjonsvektoren.

Paneldata Modell 3

$$\begin{aligned} \text{Rentedifferanse}_{it} &= \alpha_i + \beta_1 \text{gjeld}_{it} + \beta_2 \text{gjeld}^2_{it} + \beta_3 \text{driftsbalanse}_{it} \\ &+ \beta_4 \text{risikoaversjon}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

I denne modellen har vi byttet ut fiskalbalansen med de to målene for gjeld. Vi har valgt å droppe variabelen fiskalbalanse for å unngå en mulig kollinearitet mellom de to (Barrios, 2009).

Paneldata Modell 4

$$\begin{aligned} \text{Rentedifferanse}_{it} &= \alpha_i + \beta_1 \text{fiskalbalanse}_{it} + \beta_2 \text{driftsbalanse}_{it} + \beta_3 \text{rentebetaling}_{it} \\ &+ \beta_4 \text{risikoaversjon}_t + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

I tillegg til fiskalbalansen og driftsbalansen ser vi her på rentebetalingens innvirkning på rentedifferansen i forhold til Tyskland. Variabelen rentebetaling er forholdstallet offentlig betalte renter i forhold til offentlig inntekt. Variabelen er dermed ment å reflektere betalingsevnen til landene. Det vil være grunn til å tro at hvis betalingsevnen forverres vil investorer kreve høyere rente på statsobligasjonene som kompensasjon for økt risiko.

Paneldata Modell 5

$$\begin{aligned} \text{Rentdifferanse}_{it} &= \alpha_i + \beta_1 \text{inflasjon}_{it} + \beta_2 \text{arbeidsledighet}_{it} + \beta_3 \text{BNP}_{it} \\ &+ \beta_4 \text{risikoaversjon}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Den siste modellen vi skal se på modellerer rentedifferansen som funksjon av inflasjonen, arbeidsledigheten, og risikoaversjon.

4.5.4 Antagelser ved bruk av paneldata

Ved testing av antagelsene som ligger til grunn for bruken av fixed effects paneldata-analyse fant vi seriekorrelasjon i modellene. Vi velger dermed å benytte oss av en Prais Winsten regresjonsmodell med panelkorrigerede standardfeil (PCSE). Denne modellen antar i utgangspunktet at modellen inneholder heteroskedastisitet, slik at den korrigerer for dette sammen med seriekorrelasjonen. Panelkorreksjonen vil her være gitt ved matrisen:

Formel 15: Panelkorrigerede standardfeil (PCSE)

$$PCSE = (X'X)^{-1}X'\hat{\Omega}X(X'X)^{-1}$$

Hvor

$$\hat{\Omega} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it}e_{jt}}{T} \otimes I_T$$

Det første leddet i formel (16) er en NxN matrise som viser korrelasjonen over enhetene innen samme tidsperiode. I_T er en TxT identitetsmatrise for tidsdimensjonen. $\hat{\Omega}$ blir da en NTxNT matrise hvor standardavvikene leses av diagonalen (Monogan, 2009).

Denne modellen vil korrigere for seriekorrelasjonen, men også for en mulig heteroskedastisitet, og gir konsistente estimater. Et alternativ hadde vært å bruke en feasible generalized least square estimator (FGLS) da denne også gjør det mulig å korrigere for seriekorrelasjon og heteroskedastisitet (Neumann, 2008). En ulempe ved bruk av denne metoden er i følge Beck & Katz (1995) at estimatene vil være for optimistiske i et begrenset utvalg når man har 10-20 panel med 10-40 tidsperioder per panel sammenliknet med å bruke Prais Winsten PCSE modellen (Beck & Katz, 1995).

Vi har også sett på hvorvidt feilleddene fra våre estimater er identisk og uavhengig normalfordelt med gjennomsnitt lik null og konstant varians. Hvis dette er tilfellet vil t-observatoren følge en t-fordeling mens F-observatoren vil ha en F-fordeling. Resultatene våre viser at flere av modellene viser en tendens til fete positive og negative haler, slik at feilleddene ikke kan sies å være helt normalfordelte. Vi belager oss derfor på at resultatene våre har en asymptotisk tilnærming.

Det kan i tillegg oppstå problemer med resultatenes gyldighet hvis dataene våre ikke er stasjonære. Det finnes metoder for å teste hvorvidt seriene er stasjonære som Levin – Lin – Chu test for unit root, men de krever balanserte paneler. Vi har ikke fullstendige balanserte paneler for alle variablene våre og får dermed ikke gjennomført fullstendige tester. Vi vil derfor påpeke at dette kan være et problem som kan gi oss statistisk signifikante resultater selv om det ikke eksisterer noe forhold mellom de uavhengige variablene og rentedifferansene.

Til slutt ønsket vi å se hvorvidt landene i PIIGS – gruppen skiller seg ut fra fellesskapet av euroland. En mulig måte å teste dette på er å legge inn dummyvariabler for PIIGS – landene på hver av variablene. Siden det er et lite antall observasjoner for hver variabel er vi redd for det høye antallet dummyvariabler vil stjele for mange frihetsgrader. Vi velger derfor å estimere rentedifferansene for eurolandene som en gruppe først, og så for PIIGS – landene som en gruppe. Hvorvidt det eksisterer forskjeller mellom de gruppene tester vi ved en t-test (Keller, 2005).

T-testen vi velger å benytte for å sammenlikne de to gruppene fremkommer i formel (17):

Formel 16: T-test, forskjellig varians

$$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}\right)}}, \text{frihetsgrad} = \frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1}\right)^2}{n_1 - 1} + \frac{\left(\frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{n_2 - 1}}$$

Her vil $(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)$ være forskjellene mellom de to gruppenes estimerte koeffisienter, mens $\mu_1 - \mu_2$ er den verdien under nullhypotesen.

H_0 : Det er ingen forskjeller mellom gruppene, $\mu_1 - \mu_2 = 0$

$$H_A: \mu_1 - \mu_2 \neq 0$$

Vi går ut i fra at variansen til de to gruppene er forskjellig, slik at det estimerte standardavviket må justeres i forhold til antall observasjoner for hver gruppe. Det kan være noen problemer knyttet til å bruke denne testen på våre resultater, spesielt knyttet til gruppens uavhengighet. Vi velger allikevel å benytte oss av testen, da t-tester gir oss en mulighet til å teste hvorvidt koeffisientene fra de to utvalgene er forskjellige.

5. Analyser og resultater

5.1 Analyse av rentedifferansen på mikroøkonomisk nivå

Vi vil nå presentere resultatene fra vår analyse av eurolandenes rentedifferanse til Tyskland. Modellene for eurolandene Østerrike, Belgia, Frankrike, Hellas, Irland, Italia, Nederland, Portugal og Spania er estimert med Newey–West robuste standardfeil som forklart over og med hensiktsmessige tidsforskyvninger for hver variabel. Vi vil først se på hele tidsperioden, fra januar 2004 til april 2010, under ett før vi deler den opp i kortere delperioder. For Frankrike, Nederland og Spania er den totale tidsperioden noe kortere som følge av at tidsseriene for CDS – priser var svært kort. Vi har valgt å utelukke Finland siden tilgangen på historiske CDS – priser var svært begrenset. I tillegg ser vi bort i fra vi Luxembourg på grunn av landets størrelse. Alle variablene er uttrykt i forhold til Tyskland.

Tabell (7) under viser resultatene for hvert enkelt land. I tråd med våre forventninger har CDS – prisene i inneværende uke hatt en signifikant innvirkning på landenes rentedifferanse mot Tyskland over hele tidsperioden. Unntaket er Frankrike og Nederland. Variablene har i tillegg en positiv koeffisient. Vi forstår dette som at når investorene opplever økte priser for å sikre seg mot negative kreditthendelser, vil de kreve økt avkastning i form av økte renter for å kjøpe landets statsobligasjoner. En slik tolkning støttes også av teorien rundt investorers reaksjonsmønster, som hevder at investorer ofte forventer økt avkastning når de tar på seg mer risiko (Bodie et al., 2009). For Italia vil tolkningen av koeffisientens betydning være at en økt differanse i CDS – prisen på ett basispunkt førte, alt annet like, til en økt rentedifferanse mellom Italia og Tyskland på 0,456 basispunkter. Resultatene kan tyde på at investorene reagerte kraftigst på økninger i prisen på CDS for Hellas, hvor en økning på ett basispunkt resulterte i en økt rentedifferanse på 0,92915 basispunkter, alt annet like. Det er med andre ord nesten et en-til-en forhold mellom CDS variabelen og rentedifferansen mellom Hellas og Tyskland. Denne effekten er forståelig, i og med at investorer den siste tiden har opplevd en kraftig økning i prisen de har måtte betale for å forsikre greske statsobligasjonene mot konkurs. Forsikringspremien mot mislighold av Hellas sin gjeld begynte å øke mot slutten av 2007 og eskalerte kraftig i siste halvdel av 2008, se graf (3). En

av grunnene var at tilgangen på likviditet i markedene tørket inn som følge av at Lehman Brothers gikk konkurs. Hellas, men også flere av de andre landene, fikk dermed problemer med å refinansiere gjelden sin. Sannsynligheten for konkurs økte derfor kraftig. Investorene rettet også fokuset mot Hellas' store underskudd på driftsbalansen, samt en stadig mer negativ fiskalbalanse. I tillegg har gjeldsnivået ligget skyhøyt i hele perioden, se graf (7). I følge Barrios et al.(2009) er de nevnte faktorene med på å påvirke investorers oppfattelse av statsobligasjonens kredittrisiko. Det er også mulig at investorene, allerede her på et tidlig stadium, begynte å frykte konsekvensene av Hellas' brudd på punktene i Maastricht avtalen. Med både brudd på gjeldskravet og underskuddskravet var det tydelig at innstramminger måtte komme en gang i fremtiden. Det er dermed forståelig at CDS – variabelen har hatt en så klar innvirkning på rentedifferansen mellom Hellas og Tyskland. Kredittrisikoeffekten har også vært stor for Portugal. I likhet med Hellas har Portugal i denne perioden slitt med en negativ driftsbalanse og fiskalbalanse. Gjeldsnivået har i tillegg vært stigende og har de siste årene ligget over Maastrichts krav om at gjelden maksimalt kan utgjøre 60 % av BNP. Resultatene våre støttes av funn gjort av Barrios et al.(2009), hvor kredittrisikoen målt ved CDS – priser, har vist stor innflytelse på rentedifferansene (Barrios, 2009). For Portugal fant de for eksempel at en økning i CDS differansen på ett basispunkt, ville øke rentedifferansen mellom Portugal og Tyskland med 0,52 basispunkter, alt annet like. Dette er i samsvar med våre egne resultater.

Til forskjell fra Barrios et al.(2009) har vi valgt å ta høyde for at CDS differansen kan ha innvirkning på rentedifferansen med en tidsforskyvning. Dette viste seg å være tilfelle for Belgia, Irland, Italia og Nederland. For Belgia har endringen i CDS – prisen fra tre uker tilbake hatt signifikant og negativ innvirkning på rentedifferansen. En tidligere økt forsikringspremie har dermed reduserende effekt på rentedifferansen. Vi tror resultatet kan komme av at investorene i første rekke overreagerte på informasjonen som lå latent i endringen av CDS– prisene og justerte sine krav deretter. En mulig forklaring for Belgia kan være det høye gjeldsnivå som lenge har ligger over 100 % av BNP. Da refinansieringsmulighetene for gjelden ble kraftig innskrenket etter Lehman Brothers' konkurs, kan det ha ført til at investorenes frykt for tap økte. På den andre siden ble rentedifferansen i Irland påvirket positivt av CDS– prisen også en uke tilbake i tid. Det vil være naturlig å tro at dette skyldtes selvforsterkende mekanismer som gjør at investorer ønsket et ekstra rentepåslag for å

investere i Irlands statsobligasjoner. De selvforsterkende mekanismene kan forstås som at ved påfølgende prisopp ganger i CDS – prisen fryktet investorene at økningene kom til å fortsette. De oppjusterte derfor rentepåslaget for Irland. En annen mulig forklaring kan ligge i Irlands kraftige prisboble i boligmarkedet, som sprakk mot slutten av 2006 (HolbergFondene, 2009). Bankene i Irland var eksponert mot dette verditapet og vi tror investorene dermed var ekstra oppmerksom på denne kredittrisikoen. Nederland har ikke blitt påvirket av CDS– prisen i inneværende periode, kun av observerte priser tre uker tilbake i tid. Effekten denne variabelen har hatt er liten, rentedifferansen har kun økt med 0,06234 basispoeng per ett basispoengs økning i CDS – prisen, alt annet like.

Tabell 7: Resultater drivere av rentedifferanser målt mot Tyskland mikronivå, ukentlige observasjoner januar 2004 til april 2010

Land	Østerrike	Belgia	Frankrike	Hellas	Irland	Italia	Nederland	Portugal	Spania
Variabler									
Konstant	0,06667 (0,25128)	-0,02432 (0,20642)	-0,08857 (0,19962)	0,08723 (0,41317)	-0,00979 (0,3282)	-0,07654 (0,21676)	-0,01849 (0,40809)	-0,13129 (0,26756)	0,11978 (0,24642)
D(CDS)	0,21876** (0,10171)	0,63281*** (0,1797)	0,45497 (0,32317)	0,92915*** (0,12396)	0,2579*** (0,08941)	0,45616*** (0,11523)	0,04215 (0,4841)	0,52548*** (0,10379)	0,27794* (0,14564)
D(CDS)t-1	-	-0,11441 (0,18031)	-	-	0,12584* (0,06982)	0,06151 (0,14754)	0,05168 (0,03177)	-	-
D(CDS)t-2	-	-0,49492** (0,22483)	-	-	0,00044 (0,08296)	-0,20939* (0,108)	0,0125 (0,02377)	-	-
D(CDS)t-3	-	-	-	-	0,06605 (0,04276)	-	0,06234* (0,03225)	-	-
D(CDS)t-4	-	-	-	-	-	-	-	-	-
D(Risiko)	3,2318* (1,68334)	2,4803* (1,35392)	0,08682 (2,02215)	1,44611 (2,40281)	4,26255 (2,76516)	2,33969* (1,33678)	3,62711** (1,59317)	4,12331*** (1,43381)	3,38225 (2,06144)
D(Risiko)t-1	-1,51709* (0,87265)	-	-	-	-	-	-	-1,37648* (0,82965)	-
D(Risiko)t-2	2,14631** (0,89365)	-	-	-	-	-	-	-	-
D(Risiko)t-3	-	-	-	-	-	-	-	-	-
D(Risiko)t-4	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Krise	1,0911 (1,91419)	1,45755 (0,80454)	1,03805 (1,54433)	2,47153 (3,78731)	3,07703 (3,68352)	1,68321 (1,87611)	0,26264 (1,44818)	2,81407 (2,2488)	0,51632 (2,36824)
F	6,11	4,7	1,08	19,23	3,18	7,55	3,08	12,39	1,69
Prob> F	0	0,0004	0,3568	0	0,0048	0	0,0064	0	0,1691
Antall Obs	327	325	243	327	324	323	237	323	259
Maks laggs	4	4	4	4	4	4	4	4	4

Note: *, **, *** betyr signifikante koeffisienter på 0,01, 0,05 og 0,1 prosent signifikansnivå

Resultatene viser også at investorenes generelle risikoaversjonsnivå i inneværende uke har hatt innvirkning på flere av landenes rentedifferanser målt i forhold til Tyskland. Alle koeffisientene er positive, slik at et økt nivå for investorenes generelle risikoaversjon har ført til høyere rentedifferanser mellom de forskjellige landene og Tyskland. Tolkningen for Portugal er at et økt risikoaversjonsnivå på ett basispoeng har gitt økt rentedifferanse mellom Portugal og Tyskland på 4,123 basispoeng, alt annet like. Dette er en sterkere effekt enn hva CDS – prisene ga. Investorenes frykt ser dermed ut til å ha hatt en sterk innvirkning på rentedifferansen til disse landene. Resultatet er igjen i tråd med teorien om investorenes forståelse av sammenhengen mellom avkastning og risiko, som for de fleste investorer er et øktende forhold (Bodie et al., 2009). Når investorenes oppfattelse av risikoen som ligger i markedet øker vil de kreve en høyere avkastning sammenliknet med risikofrie alternativer. Rentedifferansen målt i forhold til Tyskland har økt som følge av dette. For flere av de andre eurolandene er resultatene i overensstemmelse med funnene til Barrios et al.(2009), og variabelens effekt ligger rundt det samme nivået. De påpeker videre at resultatene deres viser tegn på at effekten av risikoaversjonsnivået er størst for landene med et høyt gjeldsnivå (Barrios, 2009). Vi fant imidlertid ingen tydelige bevis for det forholdet. Effekten i inneværende uke var stor for både Portugal og Belgia. Portugal som har hatt stigende gjeld over hele perioden. Belgia har også hatt et særdeles høyt gjeldsnivå, selv om det har blitt redusert over mesteparten av perioden siden 2000. På den andre siden var effekten av CDS - prisene liten for Italia, selv om landet har hatt et av de høyeste gjeldsnivåene. Ut i fra våre resultater har vi dermed ingen grunn til å hevde at land med høyt gjeldsnivå er mer påvirket av investorenes generelle risikoaversjonsnivå. Våre estimerte standardavvik er i tillegg store i forhold til koeffisientene, slik at eventuelle observerte forskjeller i koeffisientene ikke nødvendigvis er signifikante. Med mediens sterke fokusering på landenes gjeldssituasjon er det merkelig om ikke det kan ha påvirket renteforskjellene. Vi vil se nærmere på denne problemstillingen når vi analyserer makroøkonomiske variablers innvirkning på rentedifferansene.

Videre viser modellen vår at rentedifferansen for Hellas, Irland og Spania kun er drevet av CDS– prisene. Det virker uforståelig at rentedifferansen mellom Hellas og Tyskland ikke påvirkes av investorenes generelle risikoaversjonsnivå, da denne sier noe om det generelle risikonivået i markedene. En mulig forklaring kan ligge i de tyske bankenes eksponering mot

den greske gjelden. Det kan ha ført til at rentene på de tyske og de greske statsobligasjonene reagerte likt på endringer i risikoaversjonsnivået. Allikevel finner vi støtte for våre resultater i funn gjort av Barrios et al.(2009). De fant heller ingen sammenheng mellom investorenes generelle risikoaversjonsnivå og rentedifferansen mellom Hellas og Tyskland (Barrios, 2009).

Vi har også sett på effekten av foregående observasjoner av den generelle risikoaversjonsindikatoren. Det viser seg at denne kun har innvirkning for Østerrike og Portugal. Det kan dermed virke som om investorene tok de historiske verdiene for risikoaversjon med i sitt beslutningsgrunnlag for risikopåslagene for disse to landene. For Portugal reagerte investorene negativ på økninger i det generelle risikoaversjonsnivået fra foregående uke. Det er dermed mulig at de overreagerte på informasjonen latent i variabelen når nyheten blir sluppet, og har sett seg nødt til å korrigere rentepåslaget.

Analysen vår inneholder også dummyvariabelen "Krise", med verdi 1 i perioden september 2008 til mars 2009. Vi har tatt med denne variabelen for å fange opp eventuelle effekter av finanskrisen som våre andre variabler ikke fanger opp. Eksempler på slike effekter kan være knapphet på likviditet, overførsel av risiko fra privat- til offentlig sektor, samt at variablene våre kanskje ikke er lineære (Barrios, 2009). Variabelen viste seg ikke å være signifikant for noen av landene. Det strider med resultatene funnet av Barrios et al.(2009), hvor krisevariabelen er signifikant for alle landene med unntak av ett (Barrios, 2009). En mulig årsak for den manglende effekten av finanskrisen kan være at perioden med rolige forhold, og hvor det var små forskjeller mellom landenes renter, ble lang i forhold til perioden vi definerte som krise. Det kan også være at våre andre variabler har fanget opp effektene av finanskrisen slik at det ikke var mer å forklare for dummyvariabelen. Vi ønsker likevel å undersøke nærmere om det kan eksistere brudd i tidsseriene våre på bakgrunn av funnene gjort i Barrios et al.(2009).

Når vi ser på F-observatoren til landene viser den seg å være sterkt signifikant for alle landene bortsett fra Frankrike og Spania. Der F-observatoren er signifikant har variablene hatt en felles innvirkning på landets rentedifferanse til Tyskland. For Frankrike, hvor F-observatoren ikke er signifikant, har ingen av variablene i modellen felles innvirkning på rentedifferansen. Variablene i seg selv er heller ikke signifikante, og modellen har dermed ingen forklaringskraft i forhold til rentedifferansen mellom de to landene. En mulig forklaring

er at investorene ser på Frankrike som tilnærmet lik Tyskland når det kommer til kredittrisiko og risikoaversjon, slik at eventuelle renteforskjeller påvirkes av andre forskjeller mellom de to landene. I modellen for Spania kan man se at CDS – prisen har innvirkning på rentedifferansen til Tyskland, men som gruppe har ikke variablene en felles innvirkning. En annen modell kunne dermed ha vært mer hensiktsmessig for å forklare utviklingen i rentedifferansen.

Analysen vår viser dermed at landenes rentedifferanse til Tyskland, vurdert over hele tidsperioden, i stor grad har blitt drevet både av kredittrisiko og det generelle nivået på investorenes risikoaversjon. Funnene våre er dermed i tråd med rentemodellen til Bernhardsen & Åmås (2009), siden rentene blant annet ble påvirket av kredittrisikoen. Modellen sier også at likviditetsrisiko påvirker renten. Vi har dessverre ikke fått målt denne effekten, men Barrios et al.(2009) har funnet bevis for dette for noen av landene. På den andre siden strider resultatene våre mot hypotesene presentert om rentens terminstruktur, hvor renten påvirkes av investorenes forventninger om fremtidige renter og inflasjon, samt løpetid. For våre euroland er alle disse faktorene like, noe som gjør at rentene på landenes tiårige statsobligasjoner skulle være like. Siden vi ikke har fått kontrollert for likviditetsrisiko kan resultatene våre være preget av problemer med utelukkede variabler. Vi har i tillegg valgt å utelukke kredittvurderingen av landenes statsobligasjoner som en variabel, en variabel som også kan ha hatt en innvirkning på rentedifferansen.

Videre vil vi nå se på hvordan variablene våre har påvirket rentedifferansene for periodene

- 1) Januar 2004 til og med juli 2007: *Tiden før finanskrisen*
- 2) August 2007 til april 2009: *Tiden under finanskrisen*
- 3) Mai 2009 til april 2010: *Tiden etter finanskrisen*

Vi har valgt de forskjellige tidsperiodene på bakgrunn av at vi har en mistanke om at det eksisterer brudd i tidsseriene våre i forbindelse med finanskrisen. I den første perioden ser vi på tiden før finanskrisen, mens den andre perioden skal representere finanskrisen frem til de fleste av landene hadde fått implementert sine redningspakker. Til slutt ser vi på perioden i etterkant av krisen.

5.1.1. Delperiode 1: Januar 2004 til og med juli 2007

Tabell (8) viser forholdet mellom våre variabler og rentedifferansen frem til juli 2007 for de forskjellige landene. Vi mener at det mest interessante å merke seg her er at den landspesifikke variabelen CDS – pris ser ut til å ha spilt en særdeles liten rolle i inneværende tidsperiode, med unntak av Italia. Der har CDS – prisen hatt en sterkt signifikant innvirkning, slik at hvis variabelen økte med ett basispunkt ville det gi en økt rentedifferansen på 0,282 basispunkter, alt annet like. En mulig forklaring kan være at Italias gjeldsnivå har ligget høyt gjennom hele perioden. I tillegg kan investorer ha blitt påvirket av Italias mafiaproblemer, noe som kan ha skapt utrygge rammer rundt det å få tilbake investerte beløp.

Mafiagruppene kan dermed ha skapt et pålitelighetsproblem. Våre resultater for de andre landene er imidlertid i samsvar med Barrios et al.(2009), som heller ikke kunne påvise at CDS– prisene påvirket rentedifferansen mellom landene og Tyskland for denne perioden.

Til forskjell fra Barrios et al.(2009) har vi også sett på betydningen av tidligere verdier av CDS– prisene og her viser det seg at for Frankrike, Nederland og Spania er disse signifikante og positive. Det kan dermed virke som at endringer i CDS- prisene nesten utelukkende har hatt betydning på rentedifferansen med en tidsforskyvning. En mulig grunn for denne forsinkede effekten av CDS – prisen kan være at det eksisterer noe treghet i markedet slik at prisendringer ikke får full effekt før etter det har gått litt tid. Investorene kan også være litt usikre i forhold til hvilken betydning en økning i CDS – prisen skal få og dermed avventer å øke sine krav til risikokompensasjon til endringen har blitt stor nok. For de tre landene er det litt varierende når effekten av en endring i CDS – prisen slår ut.

Det som driver rentedifferansene i denne perioden er heller, ut i fra våre resultater, nivået på investorenes generelle risikoaversjon. Variabelen er positiv og sterkt signifikant for alle landene i inneværende tidsperiode. Betydningen for Østerrike er at ved et økt nivå på generell risikoaversjon med ett basispunkt, økte rentedifferansen mellom Østerrike og Tyskland med 5,949 basispunkter, alt annet like. I tillegg blir rentedifferansene mellom Østerrike, Hellas og Spania drevet av tidligere verdier av risikoaversjonsindikatoren. For Østerrike og Spania er denne negativ, slik at et økt nivå på risikoaversjonen i markedet i tidligere uker reduserer rentedifferansen i inneværende uke, alt annet like. Totaleffekten av et økt nivå på rentedifferansen vil dermed være uklar og avhengig av størrelsesforholdet mellom endringene i risikoaversjonsindikatoren. Vi tror at

den negative effekten tidligere observasjoner på risikoaversjonen, har på rentedifferansen skyldes at investorene i tidligere perioder opplevde en økt risikoaversjon i markedet. Det kan ha fått dem til å revurdere investeringsstrategiene sine mot mer risikofrie alternativer som statsobligasjoner. Økt interesse for statsobligasjonene ville ha drevet prisen på obligasjonene og dermed redusert renten. Den andre effekten økt risikoaversjon gir, er et generelt økt nivå på kompensasjonen for å ta på seg risiko. Dette vil gi økt rentedifferanse, noe som gjenspeiles i våre resultater. For Hellas har tidligere verdier av risikoaversjonsindikatoren hatt en positiv innvirkning på rentedifferansen, slik at disse økes ytterligere.

Tabell 8: Resultater drivere av rentedifferanser målt mot Tyskland mikronivå, ukentlige observasjoner januar 2004 til juli 2007

Land	Østerrike	Belgia	Frankrike	Hellas	Irland	Italia	Nederland	Portugal	Spania
Variabler									
Konstant	0,0313 (0,20213)	0,14581 (0,13796)	0,10455 (0,18071)	0,13168 (0,1445)	-0,00654 (0,22405)	0,10297 (0,07235)	0,04489 (0,27088)	0,11294 (0,14929)	0,05007 (0,13959)
D(CDS)	0,09008 (0,44862)	0,1833 (0,21568)	0,54669 (0,4232)	0,02706 (0,14193)	0,00148 (0,03893)	0,28196*** (0,10155)	-0,01329 (0,01596)	0,21865 (0,33129)	0,01665 (0,02772)
D(CDS)t-1	-	-	0,91359** (0,39651)	-	-	0,0709 (0,12723)	0,02942* (0,01659)	-	0,02459 (0,03267)
D(CDS)t-2	-	-	0,7105* (0,38125)	-	-	0,17098 (0,10806)	-0,00871 (0,01042)	-	0,14651*** (0,0281)
D(CDS)t-3	-	-	0,66035** (0,30601)	-	-	-	0,02855* (0,01479)	-	0,07092 (0,03668)
D(CDS)t-4	-	-	-	-	-	-	-	-	0,26804*** (0,03031)
D(Risiko)	5,94948*** (1,73447)	4,3872*** (1,09151)	4,01422*** (1,12467)	2,50554*** (0,67848)	5,38787*** (1,7552)	1,582*** (0,58432)	2,52761* (1,38744)	2,46216** (1,00092)	4,6455*** (1,14907)
D(Risiko)t-1	-0,36543 (2,19457)	-	-	1,12159* (0,66981)	-	0,58065 (0,37159)	-	-	-1,8429 (1,23982)
D(Risiko)t-2	-3,49951* (2,03977)	-	-	-	-	-	-	-	-2,41811** (1,11961)
D(Risiko)t-3	-	-	-	-	-	-	-	-	-
D(Risiko)t-4	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Krise	-	-	-	-	-	-	-	-	-
F	6,31	8,38	4,14	6,48	4,96	3,57	5,49	3,54	19,79
Prob> F	0,0001	0,0003	0,0019	0,0003	0,008	0,0042	0,0002	0,031	0
Antall Obs	185	185	98	185	185	181	95	181	113
Maks laggs	4	4	3	4	4	4	3	4	3

Note: *, **, *** betyr signifikante koeffisienter på 0,01, 0,05 og 0,1 prosent signifikansnivå

Den sterke effekten risikoaversjon har hatt på rentedifferansen i den første tidsperioden bekreftes av resultatene i Barrios et al.(2009) sine undersøkelser, og de estimerte effektene var på tilsvarende størrelse. Grunnen til at rentedifferansene i større grad har blitt påvirket av investorenes generelle risikoaversjonsnivå i denne perioden mener vi skyldes flere faktorer. For det første har landene nå vært tilknyttet pengeunionen i flere år, utviklingen har gått bra og vi mener at man i større grad har begynt å se på euroområdet som en samlet enhet. I tillegg har ØMU-medlemskapet fjernet ubehagligheter som overraskende inflasjon og devaluering som flere land var ”plaget” med (Becker, 2009). Dermed har nok landene blitt oppfattet som mer like. Hvorvidt investorene krever ekstra premie for å investere i annet enn risikofrie aktiva har derfor i større grad være avhengig av hvor stor aversjon de har mot å investere. Resultatene våre er for denne perioden i tråd med teoriene rundt rentens terminstruktur, med den forenkling om at investorene har like inflasjonsforventninger til landene i ØMU.

Alle modellene våre har signifikante F-observatorer, slik at variablene våre har en felles innvirkning på rentedifferansene målt i forhold til Tyskland.

5.1.2. Delperiode 2: august 2007 til og med april 2009

Resultatene for den andre tidsperioden er rapportert i tabell (9). Dette er den perioden vi har definert som preget av finanskrisen. CDS – prisene har nå blitt viktigere i å forklare landenes rentedifferanse til Tyskland. Variabelen er signifikant for Belgia, Hellas, Irland, Italia og Nederland, hvor Belgia har opplevd den sterkeste effekten av kredittrisikoen.

Koeffisientene er alle positive, slik at en økning i CDS – prisene, til eksempelvis Belgia, på ett basispunkt ville ført til en økt rentedifferanse på 0,73 basispunkter, alt annet like. Belgias gjeldsnivå var høy for perioden og i tillegg økende mot slutten. Driftsbalansen utviklet seg samtidig negativt, og vi mener dette kan være med på å forklare den sterke kredittrisikoeffekten. For Hellas og Irland har også tidligere observasjoner av variabelen hatt sterk innvirkning på rentedifferansene, slik at totaleffekten av økt nivå i CDS– prisene kan ha blitt betraktelig større. I denne turbulente perioden tror vi derfor at investorene for disse to landene mente at tidligere observasjoner indikerte den videre utviklingen for landene. For Irland tror vi dette kan skyldes bankenes store eksponering mot boligmarkedet som kollapset i 2006. I tillegg opplevde markedene en likviditetsskvis som følge av Lehman Brothers’ konkurs, slik at gjelden ble vanskelig å refinansiere. Irske myndigheter var først ute

med statlige garantier til sine banker, noe som kan ha overført risiko fra privat- til offentlig sektor (NTB, 2008; Solidaritetslista.org). Hellas, med sin store gjeld, ble også rammet av likviditetsklemmen, slik at frykten for at myndighetene ikke skulle klare å betale til forfall økte. Landene har også en forverret utvikling i driftsresultatet samt økende gjeldnivå, og vi mener dette også påvirker kredittrisikoeffekten. Resultatene våre for CDS – prisene er i tråd med funnene til Barrios et al.(2009), hvor den landspesifikke variabelen CDS – priser også her har fått økt betydning. Investorenes generelle risikoaversjonsindikator har nå gått over til å være av mindre betydning, og er signifikant kun for de tre landene Østerrike, Nederland og Portugal. For Østerrike er den også negativ. Det kan skyldes at østerrikske statsobligasjoner blir sett på som tryggere enn investeringer i, for eksempel aksjemarkedet. Ved økt risikoaversjon vil investorene øke sine investeringer i statsobligasjonene. Dette vil presse prisene oppover slik at renten faller og kan gi en lavere rentedifferanse til Tyskland. En annen mulighet for denne effekten er problemet med utelatte variabler som kan ha påvirket koeffisientens fortegn til å bli negativt.

Det mest overraskende resultatet vårt er at krisevariabelen heller ikke her er signifikant for noen av landene. Våre forventninger var at krisevariabelen ville være signifikant, siden flere av problemene med finanskrisen knyttet seg til likviditetsproblemer vi ikke har fått kontrollert for. Vi trodde at den reduserte tilgangen på likviditet kom til å slå ut som økte likviditetspremier, fanget opp av krisevariabelen. Resultater fra analysen til Barrios et al.(2009) viser at kriedummyen faktisk er signifikant for flere av landene, noe de tolker som tegn på et strukturelt brudd i tidsserien (Barrios, 2009). Vi har med andre ord ikke klart å avdekke noe slikt forhold enda. Eventuelle variabler som påvirker rentedifferansen vil dermed ha blitt fanget opp av feilledet.

Tabell (9) viser også at våre forklaringsvariabler ikke har signifikant påvirkning på rentedifferansen i Frankrike og Spania. Vi har dermed grunn til å tro at andre variabler har fått betydning for rentedifferansen til de to landene i denne perioden. Dette bekreftes også av F-observatorene til de to landene, som ikke er signifikant. Variablene våre har dermed ikke hatt noen innvirkning på Spanias og Frankrikes rentedifferanse til Tyskland. For de andre landene i analysen er F-observatoren signifikant slik at variablene har felles betydning på renteforskjellene.

Tabell 9: Resultater drivere av rentedifferanser målt mot Tyskland mikronivå, ukentlige observasjoner august 2007 til april 2009

Land	Østerrike	Belgia	Frankrike	Hellas	Irland	Italia	Nederland	Portugal	Spania
Variabler									
Konstant	0,02701 (0,63019)	-0,26309 (0,82444)	-0,01699 (0,34476)	-0,50826 (0,76172)	-0,00938 (0,89874)	-0,3067 (0,67454)	0,00602 (0,54288)	-0,4933 (0,7256)	-0,13491 (0,51142)
D(CDS)	0,1811 (0,13588)	0,73054*** (0,26574)	0,76885 (0,60906)	0,49736* (0,29438)	0,28889** (0,13337)	0,51857*** (0,18165)	0,67974** (0,31205)	0,34825 (0,34083)	0,2906 (0,31835)
D(CDS)t-1	-	-0,13807 (0,23798)	-	0,42242** (0,19309)	0,2062* (0,1116)	-	-	-	-
D(CDS)t-2	-	-0,56536* (0,31975)	-	-0,45246** (0,1834)	-0,0595 (0,13858)	-	-	-	-
D(CDS)t-3	-	-	-	0,36321*** (0,13552)	0,09028* (0,04788)	-	-	-	-
D(CDS)t-4	-	-	-	-	-	-	-	-	-
D(Risiko)	1,38555 (1,55009)	1,76949 (1,63922)	-0,78174 (0,02384)	0,54063 (2,28614)	2,8714 (3,28501)	1,59338 (1,39557)	2,3438** (1,16185)	4,12294*** (1,54917)	1,7022 (1,84306)
D(Risiko)t-1	1,94426** (0,00956)	-	-	-	-	-	-	2,50636*** (0,85028)	-
D(Risiko)t-2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
D(Risiko)t-3	-	-	-	-	-	-	-	-	-
D(Risiko)t-4	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Krise	0,0138 (0,0063)	1,8415 (2,2298)	1,11293 (1,91161)	3,57187 (2,92264)	2,04729 (4,29873)	1,47671 (2,16647)	-0,26007 (1,4166)	3,49313 (2,3615)	1,11588 (2,07315)
F	2,38	2,75	0,66	5,72	3,9	3,54	2,55	11,65	0,55
Prob> F	0,0579	0,0238	0,5781	0,0001	0,0018	0,018	0,0608	0	0,6467
Antall Obs	91	91	91	91	91	91	91	91	91
Maks laggs	3	3	3	3	3	3	3	3	3

Note: *, **, *** betyr signifikante koeffisienter på 0,01, 0,05 og 0,1 prosent signifikansnivå

5.1.3. Delperiode 3: mai 2009 til og med april 2010

Den siste tidsperioden strekker seg fra mai 2009 til april 2010, og resultatene er gjengitt i tabell (10). Myndighetene i de respektive landene har i denne perioden fått satt i gang redningspakker og tiltak for å få økonomiene på rett kjøll igjen. Resultatene fra analysen viser at den landspesifikke variabelen CDS– priser fortsatt har hatt en stor innvirkning på rentedifferansene. Variabelen i inneværende tidsperiode er signifikant for Belgia, Hellas, Irland, Portugal og Spania. Effekten av kredittrisikoen viste seg å være størst for Hellas, noe vi mener er naturlig, sett i lys av den store negative mediedekningen som var av den svimlende store greske statsgjelden. Mot slutten av perioden nærmet den seg 120 % av BNP. Landene hadde i tillegg en sterk negativ drifts- og fiskalbalanse. Det kan virke som at en

negativ utvikling i disse tre faktorene var felles for landene hvor kreditttrisikoen hadde effekt på rentedifferansen. Den negative økonomiske utviklingen knyttet opp mot at regjeringene har måtte sprøyte mye kapital inn i næringslivet, spesielt for bankene. Mye av risikoen som lå latent i bankene, som følge av at de holdt råtne investeringer, har dermed blitt overført til det offentlige (Barrios et al., 2009). Det kan dermed tyde på at investorene fryktet konsekvensene for de individuelle landene, og dermed krevde økt kompensasjon. CDS-prisene påvirket også rentedifferansene med et tidsetterslep på alt fra en til tre uker. Det virker dermed som at den fulle effekten av endringer i CDS – prisene ble synlig etter litt tid. En mulig grunn kan være at investorene for denne perioden feilberegnet effekten av den økte prisen på kredittforsikringen slik at de korrigerer rentedifferansene i etterkant. For Nederland, Belgia og Irland er tidsetterslepet positivt, noe som kan tyde på at CDS – prisene har hatt en selvforsterkende mekanisme. Verken Frankrike, Italia eller Østerrike har blitt påvirket av endringer i CDS – prisene. Med tanke på Italias høye gjeldsnivå er dette rart. En mulighet er at vi har utelukket variabler som har innvirkning på rentedifferansene til Tyskland slik at de har påvirket koeffisienten for CDS – prisene.

Videre har også investorenes generelle risikoaversjon fått mer å si for rentedifferansen. Variabelen er signifikant for Østerrike, Hellas, Italia, Portugal og Spania og også her er effekten størst for Hellas. Det kan gjenspeile den store oppmerksomheten Hellas har fått i mediene de siste månedene, slik at investorer har mistet lysten til å investere i greske statsobligasjoner uten å bli skikkelig kompensert. Tolkningen av koeffisienten til Hellas vil her være at en økt risikoaversjon på ett basispunkt førte til en økning i rentedifferansen på 16,77 basispunkter, alt annet like. Sammenliknet med de tidligere periodene virker det nå som at investorenes generelle nivå på risikoaversjon har spilt en betydelig større rolle.

Koeffisientene for flere av landene har nesten tredoblet seg. Vi tror denne økningen, i sammenhengen med investorenes generelle risikoaversjon, kom av et lavere ønske om å investere til det gitte nivået på avkastningen kontra risikoen. Flere land har signalisert kraftige innstramninger og ambisiøse spareplaner, noe som kan legge en kraftig demper på et eventuelt økonomisk oppsving. Trolig har det ført til at investorene har blitt pessimistiske overfor fremtidsutsiktene, og dermed har blitt mer nølende i forhold til hvor og i hva de ønsker å plassere pengene sine. Tidligere observasjoner av risikoaversjonen er her tillagt liten vekt. Reaksjoner i rentedifferansene kommer dermed som følge av ny informasjon. En

mulig forklaring kan være at den store usikkerheten i markedene har fått investorene til å reagere på hver minste ny bit med informasjon.

F-observatoren er sterkt signifikant for alle landene med unntak av Frankrike. Variablene i analysen for Frankrike har dermed ingen felles innvirkning på rentedifferansen mellom Frankrike og Tyskland. For de resterende landene har variablene i vår analyse en felles innvirkning på rentedifferansene. Antallet observasjoner i denne delperioden er betraktelig lavere enn for de andre periodene. Siden vi har brukt robuste standardavvik i vår analyse, kan det lave antallet observasjoner ha påvirket resultatene våre.

Tabell 10: Resultater drivere av rentedifferanser målt mot Tyskland mikronivå, ukentlige observasjoner mai 2009 til april 2010

Land	Østerrike	Belgia	Frankrike	Hellas	Irland	Italia	Nederland	Portugal	Spania
Variabler									
Konstant	1,02738 (1,08671)	-0,13011 (0,73234)	-0,00028 (0,69606)	3,03782 (2,87677)	1,20955 (1,2333)	-0,17637 (0,86163)	0,66382 (1,31843)	-0,00352 (1,06787)	1,27174 (0,84049)
D(CDS)	0,31734 (0,2188)	0,55689* (0,32839)	-0,15699 (0,3628)	0,9021*** (0,17706)	0,59835*** (0,1199)	0,23608 (0,16342)	0,22002 (0,61461)	0,5253*** (0,06041)	0,16332*** (0,0587)
D(CDS)t-1	0,00432 (0,16751)	-0,20118 (0,29531)	- -	-0,23791** (0,09296)	0,11782 (0,10421)	-0,07014 (0,12005)	0,16939 (0,44352)	- -	-0,17052* (0,09064)
D(CDS)t-2	0,00173 (0,16785)	0,44197* (0,25981)	- -	- -	-0,00245 (0,08169)	-0,07039 (0,13441)	-0,14174 (0,55169)	- -	-0,17116** (0,08137)
D(CDS)t-3	0,14975 (0,15585)	- -	- -	- -	0,23882* (0,12871)	- -	1,07458* (0,60326)	- -	- -
D(CDS)t-4	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -
D(Risiko)	11,2394*** (3,92446)	3,04496 (2,99834)	3,82064 (2,8636)	16,77067** (7,51551)	6,3079* (3,73765)	11,0753*** (3,26335)	9,23713 (5,84601)	11,293*** (3,90862)	15,78304*** (2,50691)
D(Risiko)t-1	- -	- -	- -	- -	- -	0,24771 (2,64848)	7,09511 (4,64112)	- -	3,09769 (2,44692)
D(Risiko)t-2	- -	- -	- -	- -	- -	-6,50569 (3,91357)	-7,39276 (4,47337)	- -	-6,48637* (3,67306)
D(Risiko)t-3	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -
D(Risiko)t-4	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -
Krise	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -	- -
F	3,51	4,13	0,92	63,7	9,28	5349	4,63	66,2	41,19
Prob> F	0,0092	0,0061	0,3922	0	0	0,0003	0,0006	0	0
Antall Obs	51	51	51	51	51	51	51	51	51
Maks laggs	3	3	3	3	3	3	3	3	3

Note: *, **, *** betyr signifikante koeffisienter på 0,01, 0,05 og 0,1 prosent signifikansnivå

5.1.4. Konklusjon analysen for de individuelle landene

Analysene våre har vist at for hele perioden sett under ett, har både den landspesifikke variabelen CDS – priser og den generelle risikoaversjonen til investorer hatt innvirkning på landenes rentedifferanse til Tyskland. Unntaket er Frankrike, hvor ingen av variablene hadde innvirkning på rentedifferansen. Vi tror dette skyldes av at investorer oppfatter Frankrike og Tyskland som forholdsvis like når det kommer til kredittrisiko og risikoaversjon. Vår modell vil dermed ikke fange opp det som driver renteforskjellene. Det strider imidlertid med funnene til Barrios et al.(2009) som fant signifikante forhold for risikoaversjon og likviditet. Våre resultater er ellers i overensstemmelse med resultatene til Barrios et al.(2009), hvor både CDS– prisene og investorenes generelle risikoaversjon har forklart rentedifferansene til Tyskland for flere av landene (Barrios et al., 2009). Resultatene er også i overensstemmelse med Bernhardsen & Åmås sin modell for statsobligasjonsrenter i eurosonen. De mener at renten også påvirkes av risikopremier, i tillegg til kortsiktige renter og inflasjonsforventninger (Bernhardsen & Åmås, 2009). I motsetning til Barrios et al.(2009) fant vi ingen tegn på brudd i forholdet mellom variablene og rentedifferansene som følge av finanskrisen.

Ved å dele opp tidsperioden i mindre delperioder har vi kunne se nærmere på utviklingen av variabelenes betydning. Den første perioden var preget av ro, slik at den landspesifikke variabelen CDS – priser fikk mindre betydning for rentedifferansene. For flere av landene har investorene lagt tidligere observasjoner av CDS – prisene til grunn for rentedifferansen. Igjen kan det komme av at investorene mener det ligger informasjon i tidligere observasjoner som kan si noe om den fremtidige utviklingen i rentedifferansen. Alternativt kan det komme som følge av tregheter i markedet slik at investorene trenger litt tid til å vurdere betydningen av en endring. I denne perioden har rentedifferansene i stor grad vært drevet av investorenes generelle risikoaversjonsindikator. Resultatene er i god overensstemmelse med funnene gjort av Barrios et al.(2009), men også med teorien rundt de lange rentene (Bodie et al., 2009). I den andre delperioden så vi på effektene av driverne under finanskrisen. Her fikk CDS – prisene en større betydning, spesielt for Hellas. Også her viser resultatene seg å være på linje med funnene til Barrios et al.(2009). Vi fant heller ikke her noe tegn til strukturelt brudd i tidsseriene. Den siste delperioden viste at risikoaversjonsindikatoren igjen har fått betydning, denne gangen i mye større grad enn tidligere. Vi tror det har forbindelse med en

voksende usikkerhet blant investorene om de økonomiske fremtidsutsiktene, spesielt i Europa.

Vi har valgt å utelukke noen variabler, blant annet mål på likviditet. Dette kan ha påvirket våre analyser slik at estimatene ikke er forventningsrette. Bruken av Newey – West robuste standardavvik er heller ikke uproblematisk, da de kan være større enn vanlige OLS standardavvik. Variablene som under OLS estimering hadde vært signifikante vil ikke nødvendigvis være det ved estimering med Newey- West robuste standardavvik. Til slutt kan det også tenkes at kausaliteten mellom CDS- prisene og rentedifferansene går andre veien. Altså at en økning i rentedifferansen påvirker CDS- prisene. En nærmere undersøkelse av en lik sammenheng kunne det ha ført til en forbedring av vår modell.

5.2 Analyse av rentedifferansen på makroøkonomisk nivå

5.2.1 Analyse av rentedifferansen samlet for eurolandene

Til nå har vi sett hvilken betydning risikovariabler som endrer seg raskt har hatt på forskjellene i renter mellom eurolandene og Tyskland. I tillegg til de nevnte variablene mener vi at rentedifferansene også påvirkes av makroøkonomiske forskjeller mellom landene. Slike makroøkonomiske variabler registreres i lengre intervaller, gjerne månedlig eller kvartalsvis. Vi har derfor valgt å gjøre undersøkelsene våre på kvartalsvise data over perioden første kvartal 2000 til første kvartal 2010, hvor estimeringen gjøres ved hjelp av en paneldata modell. Metoden vil gi oss et økt antall observasjoner sammenliknet med å se på landene individuelt. Det vil gjøre oss i stand til å se på den gjennomsnittlige effekten variablene⁶ driftsbalanse, fiskalbalanse, gjeld, landets rentebetaling som andel av landets inntekt, inflasjon og arbeidsledighet har på gjennomsnittlig rentedifferanse til Tyskland. Variablene driftsbalanse, fiskalbalanse og gjeld er målt som en andel av BNP, og alle variablene er uttrykt som forskjeller til Tyskland. I tillegg har vi valgt å se på effekten av investorers generelle risikoaversjonsnivå og dummyvariabelen "Krise". I lys av den siste tids utvikling i eurosonen, ønsker vi i tillegg å se eksplisitt på variablenes effekt på

⁶ Vi så også på hvorvidt brutto nasjonalprodukt påvirket rentedifferansene, men da vi ikke fant noen klare resultater, valgte vi å droppe denne variabelen til fordel for økt antall frihetsgrader.

rentedifferansene for PIIGS- landene, samt se hvorvidt de som gruppe skiller seg ut fra gruppen av euroland.

I tabell (11) nedenfor presenteres resultatene for våre fem modeller. Analysen viser en sterk indikasjon på at forverrede makroøkonomiske forhold har bidratt til å øke rentedifferansen i snitt til Tyskland. Våre variablers innvirkning på rentedifferansen er dermed i overensstemmelse med resultatene til Barrios et al.(2009), selv om flere av variablenes effekt på rentedifferansen er liten. I den første modellen ønsker vi å se på hvorvidt alle variablene har hatt innvirkning på eurolandenes rentedifferanse til Tyskland. Vi har valgt å utelukke fiskalbalansen for å unngå en mulig kollinearitet med gjelden. Modellen viser at landenes økonomiske posisjon har hatt en sterk innvirkning på gjennomsnittlig rentedifferanser til Tyskland. I tråd med våre forventninger, førte en økt driftsbalanse til en redusert gjennomsnittlig renteforskjell. Grunnen er at en positiv driftsbalanse vil gi et land en økt fordringsposisjon eller redusert gjeldsposisjon overfor utlandet, noe som anses som positivt for landets økonomiske situasjon (Finansdepartementet, 1996 - 9). I analysen har driftsbalansen fått en negativ koeffisient på $-0,97438$. Betydningen av resultater er at en økt driftsbalanse på ett prosentpoeng i gjennomsnitt har redusert rentedifferansen til Tyskland på $0,97438$ basispoeng, gitt alt annet like.

Gjelden forventet vi kom til å øke eurolandenes rentedifferanse i forhold til Tyskland. Årsaken er at en økning i gjelden kan styrke investorenes frykt for at landet ikke bare vil få problemer med å dekke sine renteutgifter, men også hvorvidt de klarer å betale tilbake all gjelden. Denne problemstillingen gjenspeiler seg i vår første modell, hvor analysen viser at en økt gjeldsgrad på ett prosentpoeng ville ført til en økt rentedifferanse til Tyskland på gjennomsnittlig $0,11495$ basispoeng, alt annet like. Effekten estimert i modellen er ikke veldig sterk, men den viser at investorene straffet landene som tok opp mer gjeld med å kreve en høyere kompensasjon for den økte risikoen. Variabelens estimerte innvirkning på den gjennomsnittlige rentedifferansen samsvarer med funn gjort av Barrios et al.(2009) De fant også at investorer har hatt en tendens til å straffe land for å øke gjeldsgraden sin (Barrios, 2009). Denne svake effekten kan komme som følge av at Tyskland selv har økt gjelden over perioden, slik at forholdet mellom gjeld og renteforskjeller har blitt redusert.

Modellen vår inneholder også muligheten for at gjeld kan være ikke-lineær, uttrykt ved den kvadrerte gjelden. I vår første modell fant vi ingen indikasjon på at det var tilfellet. Våre resultater strider derfor med funn gjort av Barrios et al.(2009), som viser at den kvadrerte gjelden har hatt en signifikant innvirkning på rentedifferansene. De fant at en økning i den kvadrerte gjelden med ett basispoeng, førte til en økt rentedifferanse på rundt 0,07 basispoeng, slik at variabelens effekt var relativt svak. Resultatene er vel og merke for en annen sammensetning av euroland. En mulig årsak til at vi ikke har funnet den samme effekten kan være at vi har et høyere antall variabler med i analysen, som kan ha påvirket antall frihetsgrader. I tillegg har vi brukt robuste standardavvik, noe som kan ha påvirket estimatet til å bli ikke- signifikant.

Videre har vi funnet at inflasjonsøkning overraskende har hatt en reduserende virkning på rentedifferansen. Våre forventninger var at en økt inflasjon ville føre til økt rentedifferanse, spesielt siden sentralbanken og landene har hatt stort fokus på å holde kontroll på inflasjonen, i siktet rundt 2 – 2,5 %. I tillegg forverrer inflasjonen investorers kjøpekraft, slik at også det taler for at økt inflasjon ville øke rentedifferansen. Resultatene våre viser imidlertid at en økt inflasjon på ett prosentpoeng i snitt heller førte til en redusert rentedifferanse i forhold til Tyskland på 3,207 basispoeng, alt annet like. Ved å se på korrelasjonen mellom rentedifferansen og inflasjonen i tabell (2), ser vi at de er negativt korrelerte for perioden. En årsak til dette uventede resultatet kan være utviklingen den irske inflasjonen har hatt. I starten av perioden steg den raskt for så å falle over flere år. Rundt 2005 steg den markant igjen for så falle dramatisk, se graf (8). Vi mener dette skyldes prisene i det irske boligmarkedet kollapset. Denne turbulente utviklingen kan derfor ha hatt en stor innflytelse på forholdet mellom rentedifferansen og inflasjonen. Spania, som også opplevde en stor boligprisboble, har ikke opplevd et slikt markant fall i inflasjonen. En mulig grunn kan være at prisene ikke falt like raskt og kraftig som i Irland. Det kan også være at inflasjonen er korrelert med andre utelatte variabler, som påvirker koeffisienten i en negativ retning. Vi er heller mer tilbøyelige til å tro at Irland er hovedgrunnen til denne effekten, da korrelasjonsmatrisen viser en negativ korrelasjon mellom inflasjonen og rentedifferansen.

Analysen vår viser også at arbeidsledighet har hatt en innvirkning på den gjennomsnittlige rentedifferansen til Tyskland. I forkant ventet vi at en økt arbeidsledighet førte til en økning i rentedifferansen til Tyskland. Resultatene våre er i samsvar med forventningene, og en økt

arbeidsledighet på ett prosentpoeng påvirket rentedifferansen med 1,69463 basispoeng, alt annet like. Økt arbeidsledighet kan være et signal på at det går dårligere med landets økonomi, produksjonen blir redusert og flere personer må over på en eller annen form for sosiale velferdstiltak. Det er derfor ingen overraskelse at markedet krever økt kompensasjon for den økte risikoen for at landet ikke klarer å generere nok inntekter til å overholde sine gjeldsforpliktelser.

Krisevariabelen er i denne modellen, og alle de andre modellene, signifikante og har en stor innvirkning. Effekten spenner seg fra å ha økt rentedifferansen fra mellom 11 basispoeng til 15 basispoeng. Det virker derfor som at investorene krevde et rentepåslag på i snitt mellom 11 og 15 basispunkter under finanskrisen, alt annet like. En mulig årsak kan være at andre variabler som likviditet og landenes kredittvurdering har påvirket rentedifferansene kraftig i denne perioden. Dette verifisert av Barrios et al.(2009), hvor bid-ask differansen har vist seg å ha en sterk innvirkning på gjennomsnittlige rentedifferanser. Det er også i tråd med det som skjedde i dagene etter kollapsen av Lehman Brothers, og markedet for likviditet tørket helt inn samtidig som man observerte økte rentedifferanser. Det virker dermed som at det faktisk eksisterer et brudd i tidsserien, noe vi ikke klarte å påvise i våre tidligere analyser.

Den generelle risikoaversjonen har også hatt forklaringskraft på rentedifferansene, noe som fremkommer i alle modellene. Et økt nivå i investorenes risikoaversjon førte i modell 1 til at rentedifferansen til Tyskland økte i snitt med 9,40077 basispoeng, alt annet like. Det er derfor klart, både fra analysen på landnivå og fra paneldata analysen, at den generelle risikoaversjonen som lå i markedet har vært en viktig driver av rentedifferansen til Tyskland. Våre resultater for risikoaversjonen ser ut til å være noe høyere enn hva Barrios et al.(2009) oppnådde i sine undersøkelser (Barrios, 2009). I motsetning til oss fikk Barrios et al.(2009) koeffisienter med verdier på rundt 6 – 7 basispoeng. Hvorvidt det eksisterer forskjeller mellom resultatene kan ikke testes, da vi blant annet mangler opplysninger om antall observasjoner.

I modell 2 har vi kuttet ut gjeldsvariablene for å kunne se nærmere på effekten som endringer i fiskalbalansen har hatt for rentedifferansene. Siden fiskalbalansen ser på forhold mellom landets inntekter og utgifter, vil en forverring i denne balansen signalisere økte problemer med å dekke utgiftene og dermed forverrede fremtidsutsikter for landet.

Redusert fiskalbalanse vil derfor føre til en økt rentedifferanse. Forholdet beskrevet over kommer frem i resultatene våre. En forverret fiskalbalanse på ett prosentpoeng førte til en økning i rentedifferansen til Tyskland på i snitt 0,57215 basispoeng, alt annet like. Våre resultater er dermed i overensstemmelse med de negative koeffisientene Barrios et al.(2009) oppnådde i sine resultater. Resultatene til Barrios et al.(2009) sin gruppe av land er dog noe høyere, hvor en økt fiskalbalanse på ett prosentpoeng i fiskalbalansen ga en reduksjon i rentedifferansen på 1,3 basispoeng.

Tabell 11: Drivere av rentedifferanser mellom euroland og Tyskland, kvartalsvis data fra 1.kvartal 2000 til 1.kvartal 2010

Modeller	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
Variabler					
Konstant	8,89942*** (2,62205)	8,8312*** (2,46123)	4,85626* (2,47922)	7,99502*** (2,36552)	18,45447*** (3,56301)
Generell risikoaversjon	9,40077*** (1,338)	9,68547*** (1,45931)	9,48483*** (1,5131)	9,50093*** (1,44651)	7,91947*** (1,38479)
Driftsbalanse	0,97438*** (0,26894)	1,02533*** (0,29223)	1,04813*** (0,29302)	1,02543*** (0,28434)	-
Fiskalbalanse	-	0,57215*** (0,13127)	-	0,36566*** (0,13758)	-
Gjeld	0,11495* (0,06371)	-	0,24288*** (0,06153)	-	-
Gjeld2	0,0027 (0,002)	-	0,00365* (0,00213)	-	-
Rente	0,81738** (0,33816)	-	-	0,85957** (0,34634)	-
Inflasjon	-3,207** (1,25391)	-	-	-	-1,73921 (1,15644)
Arbeidsledighet	1,69463*** (0,51171)	-	-	-	2,97673*** (0,6424)
Krise	12,74393** (5,30776)	11,80388** (5,93423)	14,80479** (6,15114)	12,09464** (2,36552)	14,24005** (5,78801)
Antall observasjoner	400	400	400	400	400
Antall grupper	10	10	10	10	10
R2	0,5023	0,4197	0,4462	0,4472	0,365
Wald chi2(8)	163,88	99,25	122,59	103,27	85,16
Prob>chi2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Rho	0,4940676	0,4938169	0,4954906	0,4825034	0,662191
Panels correlated	balanced	balanced	balanced	balanced	balanced

Note: *, **, *** betyr signifikante koeffisienter på 0,01, 0,05 og 0,1 prosent signifikansnivå

I modell 3 kommer gjelden igjen i fokus. Koeffisienten for gjeld har økt til 0,24288, slik at et økt gjeldsnivå på ett prosentpoeng førte til en økt rentedifferansen med i snitt 0,24288 basispunkter gitt at alt annet holdes likt. Igjen samsvarer resultatene våre med funnene til Barrios et al.(2009), hvor et økt gjeldsnivå på ett prosentpoeng påvirket rentedifferansen positivt med i snitt mellom 0,2 og 0,3 basispoeng (Barrios, 2009). De estimerte effektene er fortsatt små, noe som vi tror henger sammen med det faktum at Tyskland selv har opplevd en kraftig gjeldsøkning over perioden år 2000 til år 2010. Det mest interessante funnet i denne modellen er at den kvadrerte gjelden har fått innvirkning på rentedifferansen. Den estimerte positive koeffisienten på 0,00365 er liten, slik at økt kvadrert gjeld på ett prosentpoeng kun ga en gjennomsnittlig økt rentedifferanse på 0,00365 basispoeng, alt annet like. Vår estimerte effekt av den kvadrerte gjelden er betydelig mindre enn estimatene til Barrios et al.(2009) I tillegg hadde vår kvadrerte gjeldsvariabel en mindre koeffisient enn vanlig gjeld. Det virker dermed ikke som at en økt takt i eurolandenes låneopptak har blitt straffet noe hardere av investorene, noe som var et av funnene i Barrios et al.(2009) sine undersøkelser. Det at investorene ikke reagerer mer på gjelden kan virke merkelig, med tanke på hvor stor oppmerksomhet denne variabelen har fått i media. En mulig årsak kan være at det økte gjeldsnivået heller viser seg som økt uro i markedet og dermed fangs opp av risikoaversjonsindikatoren.

Videre i modell 4 ser vi nærmere på landenes rentebetaling som andel av landets inntekt. Rentebetalingens andel av inntektene forteller noe om landets evne til å betjene gjelden sin. Resultatene våre viser at en økning i landenes rentebetaling som andel av inntektene med ett prosentpoeng i snitt har påvirket rentedifferansene med 0,85957 basispoeng, alt annet like. Effektene er dermed ikke så store, men er i samsvar med hva Barrios et al.(2009) har funnet. Det virker dermed som at markedet straffet landene hvis kostnadene ved å betjene lånene krevde for mye av landets inntekter. Dette fordi investorene fryktet at landene ville få problemer med sin gjeldsbetjening.

Til sist ser vi på inflasjonen og arbeidsledighetens rolle. Effekten av inflasjonen har ikke hatt signifikant innvirkning på rentedifferansen i denne modellen. Det kan komme av at bruken av robuste standardavvik har gjort disse store, noe som igjen påvirker koeffisientens

signifikans. Videre ser vi at arbeidsledigheten har hatt en sterk signifikant innvirkning på rentedifferansen. Økt arbeidsledighet på ett prosentpoeng i forhold til Tyskland bidro dermed til en økt rentedifferanse på 2,97673 basispunkter, alt annet like. I tillegg har både den generelle risikoaversjonsindikatoren og variabelen for finanskrisen påvirket rentedifferansen til Tyskland. Modellene våre har forklaringskraft, R^2 , som høyst er på 50,23 %. Tidsvariansen i våre uavhengige variabler forklarer dermed høyst 50,23 % av tidsvariasjonen i den totale variansen i rentedifferansene (Wooldridge, 2002). Det gjenstår dermed mye uforklart. Wald Chi Square testobservatoren er for alle modellene signifikant på 1 % signifikansnivå (Wooldridge, 2002). Det betyr at våre forklaringsvariabler som en gruppe har felles innvirkning på eurolandenes gjennomsnittlige rentedifferanse til Tyskland.

5.2.1.1. Konklusjon

Modellene våre viser at det har vært en sterk sammenheng mellom de økonomiske forholdene i landene og rentedifferansene. Sammen med investorenes generelle risikoaversjon har disse variablene spilt en stor rolle i å drive rentedifferansene i denne tidsperioden, i likhet med funn av Barrios et al.(2009). Den generelle risikoaversjonsindikatoren har blitt tildelt en relativt stor koeffisient med sterk signifikans. Dette er i tråd med at investorene opplevde en kraftig økning i sin risikoaversjon i forbindelse med den uventede konkursen til Lehman Brothers, noe som sendte sjokkbølger gjennom finansverdenen.

I tillegg har det vist seg at det er store ubalanser mellom Tyskland, et av de store lokomotivene i den europeiske økonomien, og flere av de andre landene i eurosamarbeidet. Spesielt landene i ytterkant av eurosonen, som Hellas og Portugal, har opplevd å få sine driftsbalanser og fiskalbalanser redusert målt mot Tyskland. Disse ubalansene har i våre analyser vist seg å ha en signifikant innvirkning på eurolandenes rentedifferanse til Tyskland.

Det har også vært ubalanser i landenes gjeld. Flere av landene har hatt en gjeld som godt overstiger kravet satt i Maastricht avtalen. For andre, har gjelden vokst sakte, men sikkert. I tillegg har alle landene tatt opp mer gjeld i forbindelse med finanskrisen, for å støtte bank- og finanssektoren. I følge Barrios et al.(2009) kan dette ha overført risiko fra den private sektoren til den offentlig, slik at investorer krevde et økt rentepåslag. Analysen vår har vist at det økte gjeldsnivået dermed har vært med på å øke eurolandenes gjennomsnittlige

renteforskjell til Tyskland. Allikevel er effekten liten, og vi tror gjeldsøkninger i stedet har forplantet seg til en generell uro i markedene, og absorbert av risikoaversjonsindikatoren.

I motsetning til de første analysene har nå krisevariabelen hatt en signifikant innvirkning på rentedifferansen. Det kan derfor se ut til at denne nå har fanget opp blant annet den nevnte likviditetsskvisen som kom i kjølvannet av Lehman Brothers. Krisevariabelen kan også ha plukket opp ekstra informasjon fra CDS- prisene, siden de økte sterkt under finanskrisen.

Det finnes flere svakheter med våre metoder som det er viktig å være klar over. Det viktigste er kanskje at residualene våre viser seg å ikke være fullstendig normalfordelt, som er en av antagelsene bak bruken av paneldata. Resultatene vil dermed ikke være like effektive, og kanskje også feil. Estimatene vil heller ikke følge en eksakt t-distribusjon eller F-distribusjon. Vi belager oss dermed på en asymptotisk tilnærming, hvor vi har antatt at antallet enheter i panelet er stort og antall tidsperioder er lite (Wooldridge, 2002). Et annet problem kan være at inflasjonen i Irland har påvirket variabelen inflasjon såpass mye at den har skiftet fortegn. Modellen modellerer dermed ikke rett forhold mellom inflasjonen og rentedifferansen til Tyskland. Det kan også være et problem med variabler vi ikke har tatt med i modellen, men som er korrelerte med noen av våre uavhengige variabler. Dette vil kunne føre til at resultatene våre er forventningsskjeve.

5.2.2. Analyse av rentedifferansen for PIIGS- landene

Til slutt ser vi på de effektene for landene Portugal, Irland, Italia, Hellas og Spania, omtalt som PIIGS- landene. De har slitt mer enn de andre i tiden etter at finanskrisen var et faktum. Ut i fra graf(2) ser det ut til at disse landene har en høyere rentedifferanse til Tyskland enn de andre eurolandene. Vi vil derfor se om det var en annen vektlegging av variablene som driver rentedifferansene kontra eurosamarbeidet sett under ett. Modellene vi har brukt er de samme som under analysen for eurolandene og resultatene fremkommer i tabell (12)

Tabell 12: Drivere av rentedifferanser mellom PIIGS- landene og Tyskland, kvartalsvise observasjoner fra 1.kvartal 2000 til 1.kvartal 2010

Modeller	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5
Variabler					
Konstant	6,27085 (5,67201)	13,64186** (5,80717)	6,42005 (6,28769)	11,18309** (5,50299)	24,8598*** (4,15289)
Generell risikoaversjon	15,12177*** (2,06472)	13,70206*** (2,32823)	15,19218*** (2,29954)	14,06608*** (2,33334)	11,70859*** (2,03507)
Driftsbalanse	-1,44317*** (0,45018)	-0,89767* (0,51261)	-1,32491*** (0,50815)	-1,03516** (0,49049)	-
Fiskalbalanse	-	-0,62128*** (0,20169)	-	-0,47093** (0,21998)	-
Gjeld	0,18424** (0,08428)	-	0,32548*** (0,07984)	-	-
Gjeld2	0,0028 (0,00276)	-	0,00144 (0,00287)	-	-
Rente	0,62955* (0,36093)	-	-	0,66869* (0,36393)	-
Inflasjon	-4,05114*** (0,39298)	-	-	-	-2,2962* (1,21527)
Arbeidsledighet	1,31691** (0,59983)	-	-	-	2,58327*** (0,81383)
Krise	12,03195 (7,88902)	15,26338* (9,16694)	16,64249* (9,00303)	14,61428 (9,10066)	17,38196** (8,19696)
Antall observasjoner	200	200	200	200	200
Antall grupper	5	5	5	5	5
R2	0,5866	0,4708	0,5448	0,5045	0,4379
Wald chi2(8)	158,72	76,98	127,25	85,27	80,2
Prob>chi2	0	0	0	0	0
Rho	0,3915562	0,4581102	0,3863282	0,4137792	0,4908067
Panels correlated	balanced	balanced	balanced	balanced	balanced

Note: *, **, *** betyr signifikante koeffisienter på 0,01, 0,05 og 0,1 prosent signifikansnivå

I den første modellen var formålet å se hvorvidt alle variablene hadde innvirkning på rentedifferansen. Resultatet viser at også for PIIGS landene har landenes økonomiske posisjon hatt en sterk innvirkning på rentedifferansen i forhold til Tyskland. Driftsbalansen er negativt og signifikant, slik at en forverret posisjon overfor handelspartnerne, i form av økt gjeld eller redusert netto fordringer, førte til en økt rentedifferanse i forhold til Tyskland. Dette er i overensstemmelse med resultatene vi fikk for eurolandene samlet under ett. Resultatet er også i tråd med funn av Barrios et al.(2009) i den forstand at en forverret driftsbalanse vil sette landet under mer press og investorer vil kreve økt kompensasjon for den økte risikoen. En forverret driftsbalanse på et prosentpoeng økte i snitt rentedifferansen med 1,44317 basispunkter, alt annet like. Driftsbalansens koeffisient er mer negativ enn for eurolandene, og det kan dermed se ut som om effekten av driftsbalansen har vært sterkere for PIIGS- landene enn for eurolandene som samlet gruppe. Vi tester denne hypotesen ved hjelp av t-testen beskrevet i avsnittet "Metoder og modeller", og testen avdekker at det faktisk er en signifikant forskjell mellom de to resultatene. Vi tolker det som at en reduksjon i driftsbalansen i PIIGS- landene dermed har hatt en større innvirkning på rentedifferansen enn for eurolandene. Ifølge en artikkel publisert av Deutsche Bank Research hevdes det at denne ubalansen kan komme av økte forskjeller i arbeidskraftens produktivitet mellom Tyskland og hovedsakelig de søreuropeiske landene og Irland, noe som har ført til at de har opplevd en svekket konkurransevne (Becker, 2009).

Videre kan vi se at PIIGS- landenes gjeld også har hatt en forklaringskraft for rentedifferansene målt i forhold til Tyskland også for PIIGS- landene. Dette resultatet er som forventet, spesielt siden PIIGS – landene har slitt med tung gjeldsbyrde den siste tiden. Det ser dermed ut til at investorene krevde et påslag på rentene for å kompensere dem for den økte risikoen ved at landenes gjeldsnivå økte. Det som kan være mer interessant er hvorvidt gjelden har hatt en større innvirkning på gjennomsnittlig rentedifferanse for PIIGS – landene enn for alle landene samlet. En t-test på koeffisientene viser at gjeldens innvirkning på rentedifferansene faktisk har vært forskjellige. Siden koeffisienten til PIIGS – landene er størst, kan det virke som at markedene har straffet PIIGS- landene hardere for økninger i gjeldsnivået. Dette er i tråd med den siste tidens utvikling, hvor myndighetene i eurolandene og investorer generelt har vært bekymret for gjeldsnivået i denne gruppen av land. Virkningen av en økt gjeldsgrad på rentedifferansen har vært positiv, noe som også er i

samsvar med våre resultater fra analysen gjort for eurolandene. Variabelens innvirkning på rentedifferansene er også i tråd med funn gjort av Barrios et al.(2009) for deres gruppe av euroland. Enda gjeldens innvirkning på rentedifferansen var høyere for PIIGS- landene, er den estimerte effekten fortsatt lav. Den kvadrerte gjeldsvariabelen er ikke signifikant, noe som er i overensstemmelse med tidligere resultater. Det virker, i motsetning til resultatene til Barrios et al.(2009), dermed ikke som om investorer har straffet økt gjeldstakt med ekstra påslag på renten. En mulig grunn til at vi ikke fikk samme resultat kan være bruken av robuste standardavvik, som er større enn vanlige standardavvik og kan føre til at koeffisienter ikke blir signifikante.

Inflasjonens betydning for rentedifferansen for PIIGS – landene er estimert negativ, og koeffisienten er mer negativ enn for eurolandene samlet. Det virker derfor som at inflasjonen har hatt en sterkere effekt på rentedifferansene for PIIGS- landene, noe t-testen bekrefter. Dette forsterker vår tro på at Irlands inflasjonsutvikling har hatt en stor påvirkning på den estimerte koeffisienten. I tillegg har både Portugal og Spania opplevd en fallende inflasjon over mesteparten av tidsperioden. Det er motstridende i forhold til teorien om inflasjonens innvirkning på renten, som sier at økt inflasjon vil føre til at investorene trenger ekstra kompensasjon for tapt kjøpekraft i form av økt rente.

Arbeidsledigheten har også påvirket rentedifferansene til Tyskland, i likhet med tidligere resultater. Det er også i samsvar med observasjoner gjort i markedet, hvor rentene har reagert på slipp av arbeidsledighetstall (Killoren, 2010). Sett i forhold til eurolandene under ett, så har arbeidsledigheten en større innvirkning på euroområdet som samlet gruppe. Det virker rart, i og med at både Spania og Irland har slitt med særdeles høy arbeidsledighet fra slutten av 2007 og utover. En mulig grunn kan være at Tyskland selv har hatt en høy arbeidsledighet over størsteparten av tidsperioden. Sammenliknet med Tyskland, har både Irland og Portugal hatt en arbeidsledighet betraktelig lavere frem til finanskrisen. Spania, Hellas og Italia har på den andre siden har hatt en fallende arbeidsledighet frem til finanskrisen. Til forskjell har flere av de andre eurolandene hatt en utvikling i arbeidsledigheten på linje med Tyskland. Denne likheten tror vi har gitt arbeidsledighet for de samlede eurolandene en større forklaringskraft for renteforskjellene, sammenliknet med resultatet for kun PIIGS- landene. I tillegg har alle landene opplevd en stigende arbeidsledighet kontra Tyskland fra rundt år 2006. Denne effekten kan ha fått en sterkere

innvirkning for den samlede gruppen av euroland. Forskjellen i antall land i hver gruppe kan også ha ført til at arbeidsledigheten ikke har like stor betydning for rentedifferansen mellom PIIGS – landene kontra eurosamarbeidet.

Til forskjell fra analysen med alle landene, har ikke krisevariabelen lenger en innvirkning på rentedifferansen i modell 1. En forklaring kan være at en eller flere variabler i modellen har fanget opp effekten av finanskrisen. For eksempel kan det være investorenes generelle risikoaversjon, hvor investorene har vært mer skeptiske til å investere i PIIGS – landene. En annen mulighet er at informasjonen som krisevariabelen plukker opp for PIIGS – landene absorberes av variabelen renteandel. Det kan forklares med at disse landene, i finanskrisen, opplevde at rentene de måtte betale på lånene steg kraftig, og at renteandelen dermed plukker opp effekten av finanskrisen. I de resterende modellene er det heller ingen signifikant forskjell i hvordan finanskrisen, representert ved krisevariabelen, påvirker rentedifferansene til Tyskland.

Den generelle risikoaversjonen har, i likhet med analysen for eurosamarbeidet, hatt en markant innvirkning på PIIGS- landenes rentedifferanse til Tyskland i alle modellene. Det vi forventet å se var at investorenes generelle risikoaversjon ville ha en sterkere innvirkning for PIIGS – gruppen, da landene i større grad har vært utsatt for spekulasjon om hvorvidt gjeldsbyrden er på vei til å bli for tung, om det må kuttes kraftig i offentlig sektor og så videre. Vi testet denne hypotesen med en t-test, og det viste seg at det var store forskjeller mellom PIIGS- landene og den samlede eurogruppen for alle modellene. Investorenes generelle risikoaversjon har dermed hatt en større innvirkning på gjennomsnittlig rentedifferanse mellom PIIGS – landene og Tyskland enn for euroområdet generelt.

I modell 2 kuttet vi ut gjeldsvariabelen for å se nærmere på fiskalbalansens betydning. Fortegnet til koeffisienten er, som for eurolandene samlet, negativ slik at en forverret fiskalbalanse har ført til en økning i rentedifferansen. Resultatet for PIIGS- landene er dermed i samsvar med forventningene vi har til fiskalbalansens betydning for rentedifferansene. Den reduserende effekten en økning i fiskalbalansen har hatt på rentedifferansene er også i tråd med resultatene funnet av Barrios et al.(2009). Imidlertid er effekten lavere, i likhet med euroområdet. T-testen sier at det har vært forskjeller mellom PIIGS – landene og euroområdet, med en større effekt for PIIGS- landene. Det kan komme av

at PIIGS- landene, og kanskje spesielt Hellas, har lagt seg på et mye høyere forbruksnivå enn hva inntektene skulle tilsi. Hellas er et godt eksempel på dette, hvor pensjonsalderen er på 53 år og arbeiderne mottar 14 lønnsutbetalinger i året (TDN Finans, 2010).

Til forskjell fra den første modellen, er krisevariabelen nå signifikant og med en stor effekt. Dette er også tilfelle i modell tre og fem. Imidlertid er ikke PIIGS- landene rammet av noen større renteforskjell som følge av finanskrisen. Det kan dermed virke som at faktorene denne dummyvariabelen fanger opp påvirker i snitt rentedifferansene tilnærmet likt.

I den tredje modellen tar vi igjen opp gjeldseffekten. I tråd med funnene fra eurolandene samlet, er gjeldskoeffisienten til PIIGS – landene positiv og signifikant, samt signifikant større enn den for eurolandene. Resultatet for PIIGS- landene viser et økt forhold mellom gjeld og rentedifferansen sammenliknet med da vi så på eurolandene som en gruppe. Vi mener det er naturlig, i og med at både Italia og Hellas har slitt med veldig høy gjeld gjennom hele perioden. I tillegg har Portugal hatt en stigende gjeld i forhold til Tyskland. Investorer fryktet nok derfor at gjelden skulle vokse seg for stor til å betjenes. Det er dermed grunn til å tro at en økt gjeldsgrad for disse landene førte til at investorer krevde en kompensasjon for den økte risikoen de satt med. Heller ikke i denne modellen har den kvadrerte gjelden hatt forklaringskraft for renteforskjellene. Vi har dermed ikke grunnlag for å påstå at investorene har straffet en økende gjeldstakt utover det at gjelden øker. Dette var heller ikke noe klart resultat fra analysene gjort for eurolandene samlet. Dette strider mot funnene til Barrios et al.(2009) hvor de påviste at gjelden var ikke lineær (Barrios, 2009).

I nest siste modell fokuserer vi på hvor mye av PIIGS- landenes inntekter som går til å betjene lånene, og hvorvidt det har forklaringskraft på renteforskjellen. Koeffisienten til variabelen er som ventet positiv og signifikant, slik at en økt renteandel med ett prosentpoeng i snitt økte rentedifferansen med 0,66869 basispunkter. Investorene straffet dermed landene med økt rentedifferanse hvis evnen til å betale gjelden falt, men selve effekten på renten var liten. Denne svake effekten er i samsvar med tidligere resultater, samt resultatene fra Barrios et al.(2009) på 0,7 basispunkter. Ved nærmere testing finner vi at rentens andel av inntektene har hatt en større betydning for rentedifferansen i euroområdet samlet enn for PIIGS – landene. Variablene driftsbalanse og fiskalbalanse har som forventet hatt en negativ og signifikant innvirkning, slik at en forverret offentlig

økonomi drev opp rentedifferansen i snitt til Tyskland. Av disse to variablene er det kun for fiskalbalansen det har vært signifikante forskjeller mellom eurolandene og PIIGS – landene. Det kan komme av at flere av PIIGS – landene har konsekvent brukt mer enn hva de har klart å drive inn av skatter og avgifter. Et eksempel kan være Hellas, som til nå har hatt sjenerøse sosiale goder som en pensjonsalder på 54 år (TDN Finans, 2010). Dette kan være med på å redusere skatteinntektene og øke utleggene.

Den siste modellen ser på inflasjonen og arbeidsledighetens rolle. Begge disse variablene har hatt en signifikant innvirkning på rentedifferansen for PIIGS – landene. Effekten av inflasjonen er fortsatt negativ som ved tidligere resultater, og den er signifikant mer negativ enn koeffisienten for eurolandene. Den negative koeffisienten tror vi skyldes at Irlands innflytelse på utvalget er enda sterkere for PIIGS – landene, som er en mindre gruppe enn for eurolandene samlet. Effekten av arbeidsledigheten har, i motsetning til inflasjonen, vært mer i tråd med forventningene. Koeffisienten er positiv og signifikant på 1 % signifikansnivå. Økt arbeidsledighet ga dermed i snitt en økt rentedifferanse på 2,58327 basispunkter, alt annet like. Dette tyder på at arbeidsledigheten har en sterk innvirkning på rentedifferansen for disse landene. Tilsvarende resultat fra eurolandene samlet ga en koeffisient på 2,97673. Det kan dermed virke som om arbeidsledigheten ikke påvirker PIIGS – landene mer enn eurogruppen generelt, noe t-testen bekrefter. Vi opprettholder dermed vår teori presentert under modell 1. En mulig forklaring er at arbeidsledigheten til PIIGS – landene over tidsperioden ikke er stort annerledes enn for euroområdet sett under ett. Irlands lave arbeidsledighet over en lang periode fra år 2000 av har nok også vært med på å trekke ned resultatet for PIIGS – landene.

Modellene våre har en forklaringskraft, R^2 som varierer fra 43,79 % til 58,66 %. Tidsvariansen til våre uavhengige variabler forklarer dermed høyst 58,66 % av tidsvariansen i den totale variansen (Wooldridge, 2002) til rentedifferansen mellom PIIGS – landene og Tyskland. I likhet med analysen for eurolandene står det dermed mye uforklart varians igjen. Sammenliknet med Barrios et al.(2009) forklarer våre modeller betraktelig mindre av variansen. Vi opprettholder vår tro på at det blant annet kan skyldes et manglende mål på markedslikviditet. Wald Chi Square testobservatoren er også her signifikant på 1 % nivå for alle modellene. Våre forklaringsvariabler har dermed hatt en innvirkning på renteforskjellene mellom PIIGS- landene og Tyskland (Wooldridge, 2002).

5.2.2.1. Konklusjon

Analysen for PIIGS – landene viser at det er de samme variablene som påvirker rentedifferansen til Tyskland som for eurolandene sett under ett. Renteforskjellene blir dermed blant annet drevet av landenes økonomiske forhold, og de ubalansene som måtte oppstå når landene overskrider bestemmelsene i stabilitetspakten nedskrevet i Maastrichtavtalen (Sveriges Riksdag, 2010). Disse ubalansene har oppstått blant annet som følge av at PIIGS-landene har opplevd en forverret konkurransevne i forhold til Tyskland, noe som har vært med på å drive rentedifferansene (Becker, 2009). I tillegg har investorens generelle ønske om å plassere penger i markedet hatt en sterk innvirkning på rentedifferansene. Som for eurolandene sett under ett, er resultatene våre i samsvar med Barrios et al.(2009) sine funn med tanke på koeffisientenes betydning.

Ved å skille ut PIIGS-landene som egen gruppe fant vi at flere av variablene fikk en sterkere innvirkning på rentedifferansen. Spesielt gjaldt det for risikoaversjonens innvirkning på rentedifferansen. Dette var som forventet siden PIIGS er land hvor investorene, kanskje mest i senere tid på grunn av stor negativ medieomtale, er veldig følsomme overfor å investere i. I tillegg har det vært stor usikkerhet knyttet til hvor kraftig finanskrisen vil sette disse landene tilbake, økonomisk sett. I tillegg vil vi trekke frem at PIIGS – landenes gjeldssituasjon også påvirker rentedifferansen sterkere enn for eurolandene som samlet gruppe. Dette er også et resultat vi forventet da PIIGS – landene har hatt et høyt eller kraftig økende gjelds nivå i forbindelse med finanskrisen.

5.3 Oppsummering av analysene

Analysene våre, både for de individuelle landene, men også for landene som en gruppe, viser at rentedifferansen påvirkes av variabler for kredittrisiko og risikoaversjon. Det kom klart frem at investorer krevde en høyere rente når de oppfattet sannsynligheten for mislighold knyttet til de enkelte lands statsobligasjoner som økt. Vi fant også at det generelle nivået på investorenes risikoaversjon har påvirket deres ønske om å sitte med risiko. De har trengt å bli kompensert for den opplevd økte risikoen, selv om risikoen knyttet til selve obligasjonen ikke nødvendigvis var endret (Barrios et al., 2009).

Videre avdekket analysen at innenlandske makroøkonomiske faktorer som fiskalbalanse, driftsbalanse og gjeld har påvirket rentedifferansene. Ubalanser i disse, målt i forhold til Tyskland, kan ha gitt grobunn til frykt for økonomiens fremtidige utvikling og ført til krav om rentepåslag. Vi fant også at omdømmevariabelen arbeidsledighet påvirket rentedifferansen. Inflasjonen kunne vi ikke trekke noen klare konklusjoner om, da den mest sannsynlig var påvirket av Irlands volatile utvikling. Til slutt så vi at variablenes effekt på rentedifferansen var sterkere for PIIGS-landene.

Sammenliknet med undersøkelsene gjort av Barrios et al.(2009) har vi valgt å ta med variablene inflasjon og arbeidsledighet, i tillegg til en krisedummy. Våre resultater viser at også de variablene har forklaringskraft overfor rentedifferansene, selv om inflasjonen var til tvetydig. Modellen til Barrios et al.(2009) kunne derfor ha blitt forbedret hvis disse variablene hadde blitt inkludert. I så fall burde man vurdert å utelukke Irland, slik at den irske inflasjonen ikke overskygger forholdet mellom rentedifferanser og inflasjon.

En mulig ulempe med metodene vi har benyttet i analysen er at den forutsetter at feilledet er normalfordelt. Ved å se på distribusjonene til modellenes residualer, viser disse at residualene ikke er helt normalfordelt. Dette bekreftes også av residualenes histogrammer som viser at residualene har en klokkeform, men gjerne har både positive og negative haler. Det kan ha gjort våre resultater mindre effektive, og de vil heller ikke eksakt følge en t-distribusjon eller F-distribusjon (Wooldridge, 2002). Vi har dermed måtte belage oss på asymptotisk tilnærming, og håpe at antallet enheter i panelet er stort nok, samt at tidsperioden er liten nok.

Et annet problem kan være at vi har måtte bruke robuste standardavvik som følge av seriekorrelasjon. Dermed kan standardavvikene blitt større, slik at t-observatoren blir mindre. Noen av variablene våre kan derfor ha blitt endret fra signifikante til ikke signifikante. I tillegg kan inflasjonsvariabelen vår være kraftig påvirket av bevegelsene i Irland slik at den ikke er representativ til å si noe om det faktiske forholdet for rentedifferansene til Tyskland. Effekten av inflasjonen er heller ikke i samsvar med hva økonomisk teori sier. Ved å fjerne Irland fra analysen kunne vi kanskje få bedre frem hvilken effekt inflasjonen har på rentedifferansen. Det kan også være variabler vi har utelatt i modellen som påvirker våre uavhengige variabler. Da disse blir plukket opp av residualene er

det en mulighet for at residualene blir korrelerte med en eller flere av de uavhengige variablene. Resultatene våre kan da være forventningsskjeve. Det kan også tenkes at resultatene for eurolandene har blitt kraftigere som følge av at PIIGS-landene er med i gruppen for euroland. En mulig endring av analysen vår kunne derfor ha vært å utelukke PIIGS-landene fra eurogruppen.

Ved sammenlikningen av PIIGS-landene kontra eurolandene som en samlet gruppe, benyttet vi oss av en t-test. Det kan være noen problemer med å benytte en slik test, i og med at alle forutsetningene for testen er oppfylt. Det kan dermed hende at det er en annen testmetode som hadde passet bedre.

En mulig forbedring av våre modeller kan være å ta med en variabel som viser landenes kredittvurdering, slik som kommentaren fra Norges Bank har gjort (Bernhardsen & Åmås, 2009). En slik variabel kunne ha plukket opp investorenes forventninger om landenes fremtid. Dette hadde kanskje vært mer i tråd med den teoretiske beskrivelsen av renter, hvor det sies at investorenes forventninger spiller inn.

6. En vurdering av nåværende situasjon og fremtidsutsikter

De økonometriske analysene våre viste at flere variabler har kunnet forklare renteforskjellene til eurolandenes statsobligasjoner i forhold til Tyskland. Både *CDS-differanser* og *generell risikoaversjon* har spilt en viktig rolle.⁷ I tillegg fant vi flere makroøkonomiske størrelser av betydning; *driftsbalanse, fiskal balanse, gjeld, rentebetalinger, arbeidsledighet og inflasjon* har alle vært med på å drive eurolandenes renteforskjeller i forhold til Tyskland.

Trolig vil også *fremtidige rentedifferanser* påvirkes av utviklingen i variablene nevnt ovenfor. Med utgangspunkt i dagens markedssituasjon⁸ og fremtidsutsikter, kan man vurdere hvordan disse variablene kan tenkes å endre seg. På den måten kan man også forsøke å forutsi hvordan rentedifferansene i Eurosonen vil utvikle seg frem i tid. I det følgende vil vi derfor ta for oss den siste tids markedsutvikling med utgangspunkt i de aktuelle variablene, og ut ifra den gjøre en vurdering av fremtidsutsiktene.

6.1 Nåværende utvikling i rentedifferanser i eurosonen

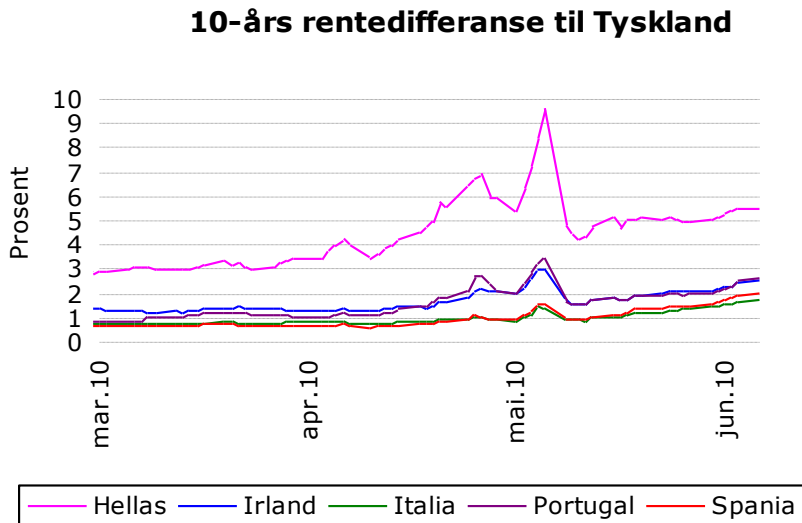
Den volatile markedsutviklingen vi har sett den siste tiden viser at situasjonen i eurosonen fremdeles er anspent og usikker. Økende statsrenter og CDS- priser for enkelte euroland, børsfall, samt en kraftig svekkelse av euroen har vært noe av det som har preget de siste måneders utvikling. Gjeldsproblemene i PIIGS- landene har fått stadig større oppmerksomhet, og tiltroen til den økonomiske stabiliteten i landene har blitt satt kraftig på prøve, spesielt for Hellas. Som graf (13) under illustrerer, har nervøsiteten i forbindelse med de høye gjeldsnivåene i eurosonen medført nye perioder med stigende rentedifferanser for

⁷ Som tidligere nevnt, har vi ikke kunnet ta markedets likviditetsrisiko inn i beregning, da vi ikke har hatt tilgjengelige data.

⁸ Defineres her som utviklingen etter perioden vi har sett på i analysene våre, dvs. fra siste del av april 2010 til begynnelsen av juni 2010

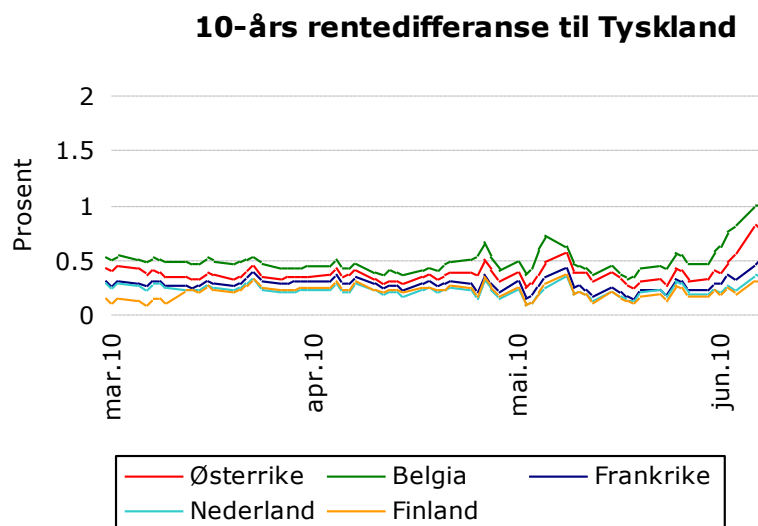
PIIGS- landene. For de øvrige eurolandene har riktignok ikke rentedifferansene i forhold til Tyskland økt like markant, se graf (14).

Graf 13: 10 års rentedifferanse til Tyskland for PIIGS- landene, mars 2010 til juni 2010



Kilde: Bloomberg

Graf 14: 10 års rentedifferanse eurolandene uten PIIGS- landene, mars 2010 til juni 2010



Kilde: Bloomberg

Hovedfokus har vært rettet mot gjeldsproblemene i Hellas, og som graf (13) viser har utviklingen i 10-års rentedifferanse mellom gresk og tysk statsgjeld nådd historisk høye

nivåer. Da det i slutten av april 2010, like etter vårt datamateriale slutter, ble kjent at Hellas' budsjettunderskudd for 2009 var større enn anslått, økte markedsuroen kraftig (Takla, 2010). Årsaken skyldtes i stor grad økt frykt for at Hellas kunne komme til å gå konkurs, men ikke minst hvilken alvorlig smitteeffekt et eventuelt mislighold av gresk statsgjeld kunne medføre. Det bidro til at kredittvurderingsbyrået Standard & Poor's nedgraderte Hellas statsgjeld til BB+, såkalt spekulativ status. Like etter ble også Spania nedgradert til AA. (Watts, 2010)

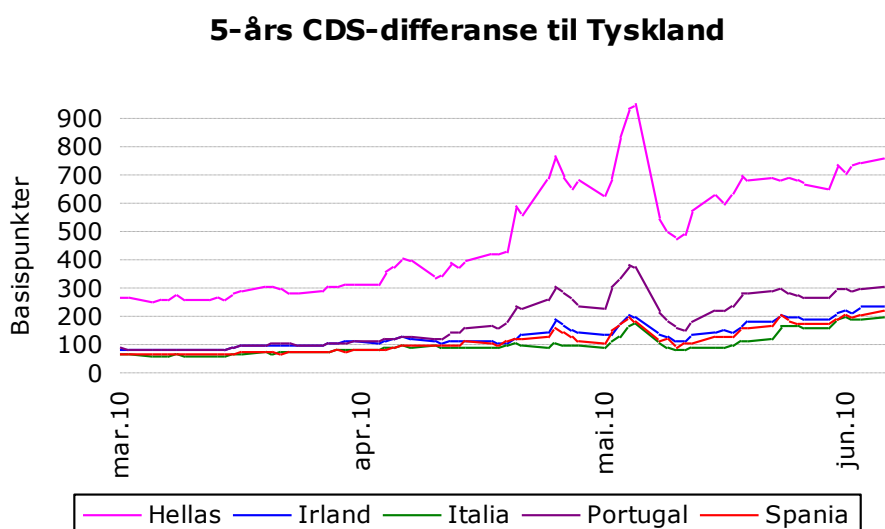
De negative markedsreaksjonene førte til at EU og IMF i begynnelsen av mai innførte en redningspakke for Hellas på 110 milliarder euro (Krause-Jackson & Thesing, 2010). Pakken viste seg derimot kun å skape ro i markedene i en liten stund. Bekymringer for at støtten ikke ville være tilstrekkelig stor nok, samt at problemene i Hellas kunne spre seg til andre europeiske land, gjorde at statsrentene begynte å øke like i etterkant (Fletcher & Wearden, 2010). De greske statsrentene nådde 7. mai 2010 rekordhøyde 12,45 %, noe som gav utslag i en rentedifferanse til Tyskland på hele 9,65 %⁹. Frykten for at de øvrige PIIGS-landene også skulle få problemer, gjorde at deres statsrenter samtidig viste en stigende trend. Den store bekymringen knyttet til gjeldsproblematikken førte til at medlemslandene i Eurosonen 10. mai gikk sammen om en ny krisepakke, denne gang på 750 milliarder, som skulle hjelpe euroland med finansielle problemer (Takla, 2010) I tillegg annonserte den Europeiske Sentralbanken (ESB) at den ville kjøpe statsobligasjoner i markedene (OECD, 2010). Rentene og differansene til Tyskland falt kraftig som følge av de beroligende nyhetene. Til tross for at hjelpepakken avverget en krise på kort sikt, så løste den imidlertid ikke de fundamentale problemene. Ytterligere hjelpelån vil ikke slette Hellas' eller de andre eurolandenes gjeld, men snarere øke den, noe som vil kreve ytterligere fremtidige innstramminger. Av den grunn tok det ikke lang tid før statsrentene og rentedifferansene til Tyskland igjen steg på nytt i Eurosonen. Denne trenden har vi sett fortsette frem til i begynnelsen av juni. Årsaken til den siste tids økende rentedifferanser mellom eurolandene og Tyskland kan forklares ut ifra utviklingen i både risikovariabler og makroøkonomiske størrelser.

⁹ Beregning gjort med utgangspunkt i tall for statsrenter hentet ut fra Bloomberg's database

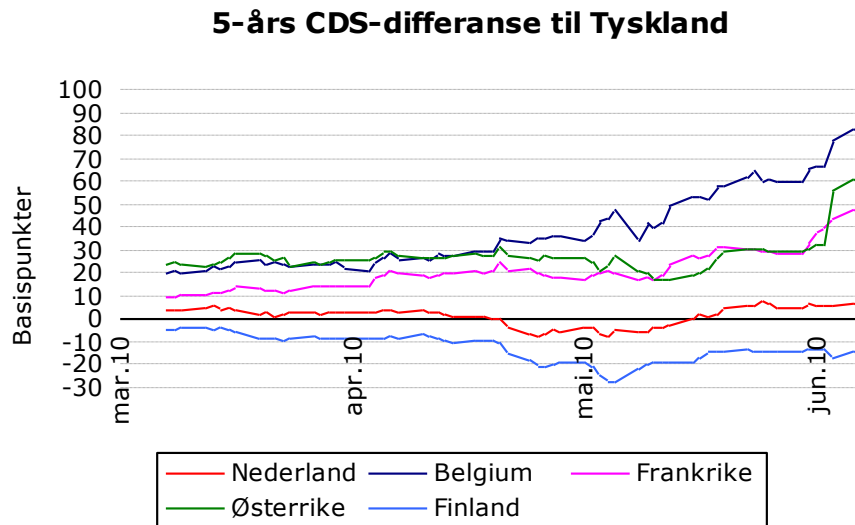
6.2. Økt risikooppfatning som forklaring på økende rentedifferanser

En mer usikker økonomisk situasjon i flere euroland har ført til at markedets risikooppfatning har spilt en stor rolle for renteutviklingen til statsobligasjoner. Av risikodrivende variabler er det nokså åpenlyst at *kredittrisiko* har blitt tillagt stadig større vekt. Statlig mislighold hos PIIGS-landene har blitt ansett som mer sannsynlig, og det har gjenspeilet seg i økende CDS-priser. Som graf (15) illustrerer har CDS-prisdifferansene for PIIGS-landene, i likehet med statsrentedifferansene, i løpet av de siste par månedene hatt en stigende trend. I mai 2010, like i forkant av eurosonens hjelpepakke, nådde Hellas' CDS-prisdifferanse til Tyskland en historisk høy notering på nesten 950 basispunkter. Som nevnt over, løste imidlertid redningspakken kun kortvarige problemer og ikke de underliggende fundamentale gjeldsproblemene. Det gjorde at også CDS-prisene steg på nytt. En høyere kredittrisiko knyttet til PIIGS-landene har gitt utslag i høyere risikopremier på landenes statsobligasjoner; investorer krever en kompensasjon for å bære den økte risikoen, og det har medført økende statsrenter. Det virker med andre ord tydelig at det er en sammenheng mellom PIIGS-landenes CDS-differanser og renteforskjeller til Tyskland. For de øvrige eurolandene ser derimot den økonomiske situasjonen noe lysere ut, og deres CDS-differanser til Tyskland er ikke like bekymringsverdige, se graf (16).

Graf 15: 5 års CDS- differanse til Tyskland for PIIGS- landene, mars 2010 til juni 2010



Graf 16: 5 års CDS- differanse til Tyskland for Eurolandene uten PIIGS-landene, mars 2010 til juni 2010



Kilde: Bloomberg

Den *generelle risikoaversjonen* har sannsynligvis også spilt en sentral rolle for Eurosonens statsrentedifferanser til Tyskland. Gjeldssituasjonen i Eurosonen, især for Hellas, har skapt mye uro og nervøsitet i markedene i forbindelse med eventuelle smitteeffekter til andre euroland. Det er flere tegn som tyder på at markedets generelle risikooppfatning har økt, og at investorer har blitt mindre villige til å ta risiko, og heller søker seg til sikrere investeringer med bedre oppfattet kvalitet. Blant annet har etterspørselen etter tyske statsobligasjoner økt, siden de regnes som eurosonens sikreste. Det førte nylig til at tyske statsrenter falt til et historisk lavt nivå (Gulfnews, 2010). I tillegg har vi sett tendenser til redusert risikoappetitt ut ifra utviklingen i aksjemarkedene. For eksempel har vi sett at den europeiske VSTOXX-indeksen har økt, en indeks ment å måle markedets forventninger om volatiliteten i Eurosonen (Stoxx, 2010). Et oppsving i denne indeksen forteller at markedene blir ansett som mer usikre, noe graf (17) viser var tilfellet fra april i år.

Graf 17: VSTOXX - indeksen, juni 2009 til mai 2010



Kilde: Bloomberg

Bekymringene for gjeldsproblemene i Eurosonen og for EUs videre fremtid, har også ført til at euroen har svekket seg kraftig i verdi relativt til dollaren. Euroen nådde nylig sin laveste notering på over fire år (Byberg, 2010). Det kan også være tegn på økt risikoaversjon, som følge av at investorer flykter fra valutaen på grunn av eurosonens usikre fremtid.

Dessuten har markedsaktører også begynt å bekymre seg over at gjeldsproblemene i Hellas kan spre seg til banksektoren. Ved siden av de amerikanske er tyske og franske banker de som har størst eksponering mot gresk stasgjeld. Blant annet har tyske "Landesbanker" investert stort i Sør-Europa (Madsen, 2010). Skulle de stå overfor store tap vil det kaste et negativt lys over Tyskland, noe som ville svekket Eurosonen i enda større grad. Et eventuelt mislighold i Hellas vil dermed gi tap i banker som har kjøpt greske statsobligasjoner, og føre til at problemene spres. Riktignok er ikke utestående statsobligasjonsgjeld i Hellas så stor i absolutt forstand (Madsen, 2010). Faren er derimot at eventuelle tap kan føre til at problemene spres til Spania og Hellas, noe som vil medføre ytterligere tap. At markedene er mer urolige med tanke på hvilke problemer banksektoren kan få dersom tap oppstår, kan ses ut ifra økende forsikringspremier for mislighold hos banker og finansinstitusjoner, målt ved iTraxx Financials. (OECD, 2010) Faktisk har iTraxx-indeksen for de sikreste bank- og finansinstitusjonene (senior) nesten nådd et like høyt nivå som under finanskrisen. Det er enda et tegn på at markedets generelle risikoaversjon har økt.

Graf 18: iTraxx Financial (Sen) - indeksen, juni 2007 til juni 2010



Kilde: Bloomberg

I tillegg er det ikke utenkelig at likviditetsrisikoen kan bli ansett som større per dags dato. Som følge av mangel på tilgjengelige data kunne vi ikke måle effektene av denne risikovariabelen i analysene våre. Den siste tiden har trolig vært en periode med noe mindre aktivitet i statsobligasjonsmarkedene, da investorer er mer skeptiske til å inngå risikable investeringer i enkelte eurolands statsobligasjoner. Det kan gjøre det vanskeligere å omsette slike papirer i markedet, og for å være villig til å påta seg mindre likvide posisjoner vil dermed investorer kreve en ekstra likviditetspremie. Riktignok annonserte ESB at de ville kjøpe statsobligasjoner, men også intervensere i euroområdet offentlige og private gjeldsmarkeder for å sikre dybden og likviditeten i markedene. (OECD, 2010)

6.3 Endringer i makroøkonomiske størrelser som forklaring på rentedifferanser

Ut ifra analysene våre fant vi at endringer i makroøkonomiske størrelser også har hatt innflytelse på statsrentene. Av variablene vi har studert har flere utviklet seg i negativ retning for en rekke euroland. Graf (5) og (7) tidligere i oppgaven viser utviklingen i henholdsvis driftsbalansen og offentlig gjeld, begge som andel av BNP. Som graf (5) viser, har spesielt Hellas og Portugal hatt en negativ driftsbalanse, etterfulgt av Spania, Irland og Italia. Gjeldsnivåene har også vært høye for flere, og noen av de landene som har opplevd de største økningene i gjeldsnivåer har også vært de som har opplevd største økninger i 10-

årige rentedifferanser til Tyskland. I tillegg har arbeidsledigheten i flere av eurolandene økt, og i Spania er nå arbeidsledighetsraten på cirka 20 % (Gilbrant, 2010). Ettersom enkelte euroland har presentert dårlige nyheter om egne finanser har også rentedifferansene deres til Tyskland steget. Sammenhengen mellom statsrenter og statsfinanser har blitt tydeliggjort i forbindelse med urolighetene tilknyttet Hellas, men i de siste månedene har man også, i noen grad, kunnet se tilsvarende sammenheng for de andre søreuropeiske landene (OECD, 2010). Eksempelvis økte, som tidligere nevnt, Hellas' rentedifferanse til Tyskland da det ble kjent at landet hadde et høyere budsjettunderskudd enn markedene trodde. En negativ utvikling i makroøkonomiske størrelser vil indikere at landets økonomi er mer sårbar. Dersom landets inntjening ikke øker tilstrekkelig grad, vil dermed landet kunne få større vansker med å innfri sine betalingsforpliktelser, noe som vil øke dets kredittrisiko. Den generelle økonomiske utviklingen i Eurolandene har på så måte hatt, og vil i fremtiden fortsette å ha, innflytelse på statsrentene.

6.4 Fremtidsutsikter til statlige rentedifferanser i eurosonen

Per dags dato er markedet fremdeles nervøst og volatil. Markedsaktører er skeptiske i forhold til den fremtidige økonomiske utviklingen i Eurosonen, og det er få tegn til at markedene vil roe seg med det første. Usikkerhet knyttet til gjeldsproblemene for euroland, samt svekkelsen av euroens verdi, har ført til spekulasjoner rundt eurosamarbeidets fremtid. Hittil er det ikke klart hvordan eurolandene skal klare å løse sine stadig større gjeldsproblemer, eller om de i det hele tatt vil klare det.

Til tross for den nåværende markedsuroen kommer eurolandene til å oppleve en gradvis økonomisk forbedring, ifølge OECD. Organisasjonen mener at økonomiske tiltak fra myndighetene, oppsving i verdenshandelen og forbedrede finansielle forhold vil bedre situasjonen. Noe som imidlertid kan skape problemer for den økonomiske fremgangen er vanskeligheter med å gjenopprette konkurranseevnen og stabile offentlige finanser i noen perifere euroland. En fortsatt høy arbeidsledighet i mange land, samt reduksjon i gjelden til husholdninger og selskaper, vil redusere innenlandsk etterspørsel. I tillegg vil økonomisk slakk sannsynligvis holde inflasjonen lav (OECD, 2010). Mye av fokus vil trolig være rettet

mot den fremtidige utviklingen i eurolandene som anses som de mest risikable, med andre ord PIIGS-landene. Etter vår mening, må en rekke forutsetninger være tilstede dersom markedsf forholdene skal bedres og rentedifferansene reduseres.

Først og fremst må en rekke reformer og innsparinger innføres hvis euroland skal klare å betjene de høye gjeldsnivåene og overholde betalingsforpliktelsene sine. For å øke verdiskapningen og forhindre at arbeidsledigheten blir strukturell må blant annet arbeidsmarkedsreformer implementeres. I Spanias tilfelle, som har Eurosonens høyeste ledighetsrate, vil en slik reform være svært viktig. For å forhindre langsiktige statlige gjeldsproblemer er budsjettkutt og innstramminger nødvendige. (OECD, 2010) Planer for hvordan man skal håndtere en stadig større andel eldre mennesker i befolkningen må utarbeides gjennom nye pensjonsreformer. I tillegg må bedre praksis på plass med tanke på sanksjoner for brudd på EUs fiskale regler, budsjettovervåking og statistikkrapportering, for å forhindre at euroland igjen kan bryte EUs regler. (Dagens Næringsliv, 2010). Landene vil med andre ord stå overfor omfattende utfordringer både på kort og lang sikt.

Det er imidlertid ikke tilstrekkelig å innføre reformer og kutt dersom de ikke er troverdige eller har støtte i befolkningen. Dersom forholdene skal bedres er en sentral forutsetning at markedsaktører må ha tiltro til reformene. For eurolandene er det derfor viktig å skape en tro i markedet om at de vil klare å imøtekomme fremtidige forpliktelser. For Italias vedkommende, så klarte landet å holde budsjettunderskudd i 2009 i tråd med planene. Med det oppnådde de tiltro i obligasjonsmarkedene, noe som førte til relativt lavere risikopremier. (OECD, 2010)

Noe som kan gjøre det vanskelig for myndighetene å lykkes med innføringen av budsjettkutt og vedtatte reformer er blant annet befolkningens opprør. Som vi har sett i mediene, har blant annet grekere demonstrert høylytt mot myndighetenes planlagte innstramminger, mens spanjoler har protestert mot planlagte arbeidsreformer. Basert på befolkningens reaksjoner og motvilje er det ingen enkel utfordring de søreuropeiske landene står overfor, spesielt for Hellas med sin høye gjeldsandel. På den andre siden er alternativet, å forlate EU og dermed devaluere valutaen, et dårligere alternativ for greske borgere. Årsaken er at den greske valutaen ville blitt mindre verdt relativt til euroen, og at greske lån nominert i euro dermed ville blitt en større belastning.

En annen utfordring som også kan bidra til økende rentedifferanser er de store ulikhetene og ubalansene innad i Eurosonen. I det første tiåret av eurosamarbeidet har det blitt bygget opp underliggende ubalanser mellom landene. Noe som er påfallende er hvordan disse forskjellene har vedvart. Blant annet har noen av landene ført en politikk som ikke har vært bærekraftig på lang sikt. (OECD, 2010) Det er samtidig liten fleksibilitet innad i EU og det er store forskjeller mellom land når det kommer til pensjonssystemer, beskatning og andre regelverk. Til sammenligning har USA, som også består av mange ulike stater, et mye mer fleksibelt arbeidsmarked, lik skatt og pensjonsalder (Madsen, 2010). Når landenes økonomier er så ulike er det vanskelig å føre én pengepolitikk som skal være optimal for samtlige euroland. Dersom ubalansene ikke reduseres taler det også for fortsatt høye rentedifferanser. Med andre ord vil en bedre markedsfleksibilitet, samt konsolidering mellom landene i Eurosonen, gjøre det lettere å føre en pengepolitikk som vil være mer hensiktsmessig for alle land. Det vil igjen kunne bidra til å redusere forskjellen mellom statsrentene.

Basert på utviklingen i de aktuelle variablene og egne vurderinger, synes det vanskelig å se at PIIGS-landene vil komme seg ut av gjeldsproblemene på en lang stund. Mediene fokuserer i stor grad på negative hendelser noe som ikke er med på å lette på den nervøse stemningen. Store nyhetsoppslag i mediene påvirker markedsaktørens risikooppfatning, og per dags dato er de nokså pessimistiske i sine fremtidsutsikter for Eurosonen. En spørreundersøkelse nyhetsbyrået Bloomberg News utførte blant ulike investorer og analytikere i verden, viser at hele 73 % tror at Hellas vil komme til å gå konkurs (Takla, 2010). Det illustrerer markedets lave og negative forventninger til utviklingen i gresk økonomi. Psykologi og investorers tiltro til markedet spiller på denne måten en nøkkelrolle, og det er mulig at risikoen overvurderes fordi markedene er nervøse og overtolker all ny informasjon.

Etter all sannsynlighet må troverdige, grunnleggende reformer og økonomiske innstramminger være på plass før markedene endrer sin oppfatning av misligholdsrisikoen for de verst stilte eurolandene. Imidlertid vil det etter all sannsynlighet ta tid før partene kommer til enighet om de økonomiske reformene. Så lenge det ikke foreligger noen konkrete løsninger, eller så lenge man ikke klarer å overbevise markedene, vil den statlige risikoen knyttet til landenes betalingsevne fremdeles anses som høy. Skulle man i tillegg mislykkes i å få utarbeidet og implementert nødvendige finanspolitiske tiltak vil uroen og

risikoaversjonen øke ytterligere (OECD, 2010). Vi mener derfor at det vil være helt avgjørende å få på plass slike reformer for at bekymringen i markedene skal avta, noe som vil kunne redusere rentedifferansene. Jo mer troverdige slike reformer virker, desto lettere vil de kunne endre markedets fremtidsforventninger i positiv retning.

Fremtiden er med andre ord usikker, og det er mye som kan skje. De store utfordringene Europa står overfor er et tankekors. Så lenge usikkerhet råder i markedet, vil neppe rentedifferansene reduseres i betydelig grad. På kort sikt vil ikke de fundamentale problemene med høye gjeldsnivåer bli løst, og vi tror derfor at CDS-differansene og risikoaversjonen ikke vil falle i nevneverdig grad i nærmeste fremtid. Det er mye som tyder på at vi fremdeles går en usikker tid i møte de neste seks månedene, en tid som sannsynligvis fortsatt vil være preget av bekymring. På kort sikt taler det for at PIIGS-landenes renteforskjeller til Tyskland, til tross for at de kanskje faller noe, vil forbli relativt høye sammenlignet med tiden før finanskrisen.

7. Oppsummering og konklusjon

I utredningen vår har vi sett på utviklingen i renteforskjellene mellom euroland og Tyskland, og over en tiårsperiode har vi forsøkt å stadfeste hva som har påvirket disse forskjellene. Vi fant at renteforskjellene for de individuelle landene i stor grad har blitt styrt av oppfatninger rundt kredittrisiko og markedsnivået på risikoaversjon. I tiden som ledet opp mot finanskrisen hadde den landspesifikke variabelen, CDS-priser, særdeles lav forklaringskraft for rentedifferansen. Investorenes oppfattelse av markedsrisikoen hadde i stedet stor betydning. Dette endret seg med finanskrisen og tiden videre, hvor både CDS-prisene og den generelle risikoaversjonen påvirket forskjellene i renter mellom eurolandene og Tyskland. En nærmere titt på landenes statsfinanser avslørte at også de hadde innflytelse på rentedifferansene. Økte ubalanser i statsfinansene, målt i forhold til Tyskland, ga dermed investorene grunnlag for å kreve kompensasjon for den økte risikoen tilknyttet obligasjonen. I tillegg spilte investorenes risikoaversjon en rolle i å drive renteforskjellene ytterligere opp. Analysen avslørte også et brudd i tidsseriene rundt finanskrisen. Denne effekten ble fanget opp av krisevariabelen.

I tiden etter at vi avsluttet datainnsamlingen fortsatte renteforskjellene mellom landene og Tyskland å øke, spesielt for PIIGS-landene. Markedenes fokus har ligget på landenes stadig forverrede gjeldssituasjon og frykt for mislighold av betalingsforpliktelser. Vi mener derfor at landenes renteforskjeller til Tyskland mest sannsynlig ikke vil reduseres før omfattende strukturelle endringer i ØMU systemet er på plass.

Opgaven vår har vært høyaktuell i forhold til hva som har preget nyhetsbildet det siste halve året. Likevel virker det ikke som problemene er over for euroområdet. Det kunne derfor vært interessant å analysere forholdene på ny om et halvt til ett års tid, slik at eventuelle reaksjoner på mulige strukturelle endringer i ØMU hadde blitt fanget opp.

8. Kilder

- Aamo, B. (2010, Juni 4). *Artikkelarkiv: Finanstilsynet*. Hentet Juni 17, 2010 fra Finanstilsynet Web side: <http://www.finanstilsynet.no/no/Artikkelarkiv/Foredragartikler/2010/Utviklingen-i-regnskapsreglene-i-lys-av-finanskrisen/>
- Andersen, T., & Aakvik, J. (2010, April 22). "Storbritannia renner over av gjeld": E24. Hentet Juni 14, 2010 fra E24 Web side: <http://e24.no/makro-og-politikk/article3619115.ece>
- Baltagi, B. H. (1995). *Econometric analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons Ltd.
- Barrios, e. a. (2009, November). *Determinants of intra-euro area government bond spreads during the financial crisis*. Hentet June 10, 2010 fra European Commission: http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/publication16255_en.pdf
- Beck, N., & Katz, J. (1995). What to do (and not to do) with time-series-cross-section data. *American Political Journal Review* , 634-647.
- Becker, S. (2009, Juni 29). EMU Sovereign Spread Widening: *Deutsche Bank Research*. Hentet Juni 11, 2010 fra Deutsche Bank Research Web site: http://www.dbresearch.de/PROD/DBR_INTERNET_EN-PROD/PROD000000000243619.pdf
- Bernhardsen, T., & Åmås, T. (2009). Økte risikopremier på statsgjeld: *Norges Bank*. Hentet Juni 11, 2010 fra Norges Bank Web side: http://www.norges-bank.no/templates/article____73717.aspx
- Bodie et al. (2009). *Investments, 8.utgave*. Mc Graw - Hill, International Edition.
- Brandner et al. (2007). *Yield Differences in Euro Area Government Bond Markets- A View from the Market: Bundesministerium Für Finanzen*. Hentet Februar 26, 2010 fra Bundesministerium Für Finanzen: http://m.bmf.gv.at/Publikationen/Downloads/WorkingPapers/WP7_2007.pdf
- Byberg, Ø. (2010, juni 1). *Laveste euro på fire år: Hegnar*. Hentet juni 13, 2010 fra Hegnar: <http://www.hegnar.no/okonomi/valuta/article428798.ece>
- Corder, K. (u.d.). *PLS 692 Class 4: Heteroskedasticity and Serial Correlation PLS692 Western Michigan University*. Hentet Juni 14, 2010 fra Homepage Western Michigan University Web side: <http://homepages.wmich.edu/~corder/PLS%20692%20Class%204.pdf>
- Dagenborg, J. (2008, September 16). *Finanskrisen for DummiesBørs og Finans: E24.no* Hentet Juni 14, 2010 fra E24 Web side: <http://e24.no/boers-og-finans/article2657790.ece>
- Dagens Næringsliv. (2010, juni 8). *Eurosonen trenger grunnleggende reformer: Dagens Næringsliv*. Hentet juni 13, 2010 fra Dagens Næringsliv: <http://www.dn.no/forsiden/utenriks/article1913495.ece>
- DnB NOR Markets. (2010). *Obligasjoner og sertifikater: DnB NOR Markets*. Hentet juni 13, 2010 fra DnB NOR : https://www.dnbnor.no/markets/obligasjoner_sertifikater/
- Dunne et al. (2006, mai 24). *European Government Bond Markets: transparency, liquidity, efficiency: Centre for Economic Policy Research (CEPR)*. Hentet juni 13, 2010 fra CEPR: http://www.cepr.org/PRESS/TT_GovernmentFULL.pdf

ECON 375, høst 2009. Notater fra økonometrifaget Econ 375 ved University of Otago, høst 2009.

European Central Bank. (2010, Juni 10). *Convergence Criteria*. Hentet Juni 10, 2010 fra European Central Bank Web site: <http://www.ecb.int/ecb/orga/escb/html/convergence-criteria.en.html>

Eurostat. (2010, Juni 6). *Statistics Database: Eurostat*. Hentet Juni 11, 2010 fra Eurostat Web site: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database

Fabozzi, F. J. (2007). *Fixed Income Analysis, 2. utgave*. John Wiley & Sons, Inc.

Federal Reserve Bank of St.Louis. (2010). *Economic Data: Federal Reserve Bank of St.Louis*. Hentet Juni 11, 2010 fra Federal Reserve Bank of St.Louis Web site: <http://research.stlouisfed.org/fred2/categories/119>

Finansdepartementet. (1996 - 9). *NOU-er Definisjoner og forklaringer på en del faguttrykk: Finansdepartementet*. Hentet Juni 14, 2010 fra Finansdepartementet Web side: <http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/dok/nouer/1996/nou-1996-9/19.html?id=340449>

Fit for Banking (2009). Øvingsside for ansatte ved DnB Nor Markets. Krever innlogging.

Fletcher, N., & Wearden, G. (2010, mai 4). *Greek rescue fears hit global stock markets: Guardian*. Hentet juni 13, 2010 fra Guardian: <http://www.guardian.co.uk/business/2010/may/04/greek-fears-hit-stock-markets>

Furunes, N. (2008, September 20). *Finanskrisen - hva gikk galt*. Hentet Juni 14, 2010 fra Aftenposten.no: <http://www.aftenposten.no/meninger/debatt/article2664644.ece>

Gilbrant, J. (2010, mai 27). *Spanske statsansatte ned fem prosent i lønn: Dagbladet*. Hentet juni 13, 2010 fra Dagbladet: <http://www.dagbladet.no/2010/05/27/nyheter/spania/utenriks/finanskrise/11893303/>

Gitman, L., & Joehnk, M. (2008). *Fundamentals of Investing 10. utgave*. Pearson International Edition.

Gulfnews. (2010, juni 7). *German government bonds advance: Bloomberg*. Hentet juni 13, 2010 fra Gulfnews Web side: <http://gulfnews.com/business/markets/german-government-bonds-advance-1.637705>

Hair, J. e. (1995). *Multivariate Data Analysis, 4. utgave*. Prentice Hall.

Hoechle, D. Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *The Stata Journal*, 7 (3), 281-312.

HolbergFondene. (2009). *Månedens Holberggraf - August 2009*. HolbergFondene.

Howells, P., & Bain, K. (2007). Bonds Markets. I P. Howells, & K. Bain, *The Economics of Money, Banking and Finance, 3. utgave* (ss. Side 308-341). Kompendie FIE 420, Institutt for Samfunnsøkonomi, NHH.

Investing In Bonds Europe. (2010). *Types of Bonds: Investing in Bonds Europe*. Hentet Juni 11, 2010 fra Investing in Bonds Europe Web side: http://www.investinginbondseurope.org/Pages/LearnAboutBonds.aspx?folder_id=466

- Investopedia. (2010). *Terms: Investopedia*. Hentet Juni 14, 2010 fra Investopedia Web side: <http://www.investopedia.com/terms/c/creditdefaultswap.asp>
- Keller, G. (2005). *Statistics for Management and Economics, 7, utgave*. Thomson South-Western, International Student Edition.
- Killoren, G. (2010, Januar 6). Strong US GDP growth would reverse unemployment trends, help municipal bonds :*Blogpost: Raw Finance*. Hentet Juni 14, 2010 fra Raw Finance Web side: <http://rawfinanceblog.com/2010/01/06/strong-u-s-gdp-growth-would-reverse-unemployment-trends-help-municipal-bonds/>
- Klovland, J. (2009, Februar 17). Fra kortsiktige til Langsiktige markedsrente, slide 27. *Foreslningsnotat FIE 403 Konjunkturanalyse NHH* . Bergen: Jan Tore Klovland.
- Koekebakker, S., & Ollmar, F. (2001, Oktober). Forward Curve Dynamics in the Nordic electricity market *Discussion Paper: Bergen Open Research Archive - NHH*. Hentet Juni 14, 2010 fra BORA - NHH: <http://bora.nhh.no/handle/2330/754>
- Koop, G. (2007). *Analysis of Finacial Data: Personal, Strathclyde Business School*. Hentet Juni 14, 2010 fra University of Strathclyde Business School Web site: http://personal.strath.ac.uk/gary.koop/Oheads_Chapter8.pdf
- Krause-Jackson, F., & Thesing, G. (2010, mai 3). *Greece Gets \$146 Billion Rescue in EU, IMF Package (Update1): Bloomberg*. Hentet juni 13, 2010 fra Bloomberg: http://www.bloomberg.com/apps/news?pid=20601087&sid=au0_uWpbbcuw&pos=1
- Kristiansen, M. (2009). *Thesis: Bergen Open Research Archive - NHH*. Hentet Juni 14, 2010 fra BORA - NHH: <http://bora.nhh.no/handle/2330/2209>
- Levy, H., & Post, T. (2005). *Investments*. Prentice Hall.
- Lipinska, A. (2008, Mai). *Economic Research: European Central Bank*. Hentet Juni 10, 2010 fra European Central Bank: <http://www.ecb.int/pub/scientific/wps/date/html/wps2008.en.html>
- Madsen, M. (2010, juni 9). *Uformell samtale med kollega i DnB NOR Markets*.
- Magee, L. (2007, November). ECON 761 Autocorrelated Errors Example *Magee: McMaster University*. Hentet Juni 14, 2010 fra McMaster University (socserv): http://socserv.mcmaster.ca/magee/761_762/Stata%20Examples/auto%20handout.pdf
- Monogan, J. (2009, Oktober 26). *Teaching: James E. Monogan 3rd*. Hentet Juni 14, 2010 fra Homepage James E. Monogans 3rd Web side: <http://stats.wustl.edu/~jmonogan/teaching/ts/12panels2.pdf>
- Moody's. (2010, Mai). *Rating symbols and Definitions: Moody's*. Hentet Juni 14, 2010 fra Moodys Web side: http://v3.moodys.com/researchdocumentcontentpage.aspx?docid=PBC_79004
- MTS Data: MTS Group*. (2010). Hentet Juli 14, 2010 fra MTS Group Web side: <http://www.mtsmarkets.com/Products/MTS-Data>

Muranaga, J., & Shumizu, T. (2005, Desember 12). Market microstructure and market liquidity *CGFS Publication: Bank For International Settlements*. Hentet Juni 14, 2010 fra BIS web side: http://www.bis.org/publ/cgfs11mura_a.pdf

Neumann, J. (2008, Desember). Team compositions as a Source of Competitive Advantage in Professional Club Soccer - *Elektronische Scripties: Maastricht University School of Business and Economics*. Hentet Juni 14, 2010 fra Maastricht University School of Business and Economics Web side: <http://arno.unimaas.nl/show.cgi?fid=14790>

Norges Bank. (2003, Juni 30). *Statsgjeld: Norges Bank*. Hentet Juni 11, 2010 fra Norges Bank Web side: http://www.norges-bank.no/templates/article____12284.aspx

Norvald, H. (2008, Februar 22). Parlamentet vedtok nasjonalisering. *Hegnar Online*. Hentet Juni 14, 2010 fra Hegnar Online: <http://www.hegnar.no/bors/article254379.ece?service=print>

NTB. (2008, Oktober 1). *Strid om europeiske redningspakke: DN.no*. Hentet fra Dagens Næringsliv Web side.

OECD. (2010, mai). *General Assessment of the Macroeconomic Situation: OECD Economic Outlook No. 87, May 2010*. Hentet juni 13, 2010 fra OECD Web side: <http://www.oecd.org/dataoecd/36/57/43117724.pdf>

OECD Statistics Portal. (u.d.). *Statistics Portal: OECD*. Hentet Juni 11, 2010 fra Organisation for Economic Co-Operation and Development: http://www.oecd.org/statsportal/0,3352,en_2825_293564_1_1_1_1_1,00.html

Princeton University. (2007). *Data and Statistical Services: Princeton University*. Hentet Juni 14, 2010 fra Princeton University Web side: http://dss.princeton.edu/online_help/analysis/panel.htm

SAS. (u.d.). *Support: SAS*. Hentet Juni 14, 2010 fra SAS Web site: <http://support.sas.com/publishing/pubcat/chaps/55129.pdf>

Sheeka, C. (2010, April 12). Prisforespørsel bid-ask spread MTS Data. (H. Østvold, Intervjuer)

Solidaritetslista.org. (u.d.). *Konsekvenser Internasjonalt: Solidaritetslista.org*. Hentet Juni 14, 2010 fra Solidaritetslista.org: <http://solidaritetslista.org/GFCKonsekvenserInternasjonalt.html#IRLAND>

Standard & Poor's. (2010). *Ratings: Standard & Poor's*. Hentet Juni 14, 2010 fra Standard & Poor's Web side: <http://www.standardandpoors.com/ratings/definitions-and-faqs/en/us>

Statistisk Sentralbyrå. (2009). *Utenriktøkonomi: Statistisk Sentralbyrå*. Hentet Juni 14, 2010 fra Statistisk Sentralbyrå Web side: http://www.ssb.no/ur_okonomi/main.shtml

Stoxx. (2010, mai 31). *Factsheet/1: EURO STOXX 50 VOLATILITY INDEX (VSTOXX): Stoxx*. Hentet juni 13, 2010 fra Stoxx Web side: http://www.stoxx.com/download/indices/factsheets/v2tx_fs.pdf

Sveriges Riksdag. (2010, Mai 4). *EMU: EU - Opplysningen Sveriges Riksdag*. Hentet Juni 11, 2010 fra EU Opplysningen Sveriges Riksdag: <http://www.eu-upplysningen.se/Amnesomraden/EMU/Stabilitetspakten/>

Takla, E. (2010, juni 9). *Ny smell for Hellas: Dagens Næringsliv*. Hentet juni 13, 2010 fra Dagens Næringsliv: <http://www.dn.no/forsiden/borsMarked/article1914421.ece>

TDN Finans. (2010, April 30). *Her er Hellas' hestekur: DN.no*. Hentet Juni 14, 2010 fra Dagens Næringsliv Web side: <http://www.dn.no/forsiden/utenriks/article1889274.ece>

The Financial Pipeline. (2010). *How to trade bonds: The Financial Pipeline*. Hentet Juni 14, 2010 fra The Financial Pipeline Web side: <http://www.finpipe.com/tradebnds.htm>

Torres-Reyna, O. (2010). *Data & Statistical Service: Princeton University*. Hentet Juni 14, 2010 fra Princeton University Web side: <http://dss.princeton.edu/training/Panel101.pdf>

Van Landschoot, A. (2004, September). Sovereign Credit Spreads and the Composition of the Government Budget. *Review of the World Economics*, 510-524.

Watts, W. (2010, april 28). *S&P downgrades Spain; credit outlook termed negative: MarketWatch*. Hentet juni 13, 2010 fra MarketWatch: <http://www.marketwatch.com/story/sp-downgrades-spain-2010-04-28>

Wilkinson, A. (2010, Mai 2). *News: Futures Magazine*. Hentet Juni 14, 2010 fra Futures Magazine Web side: <http://www.futuresmag.com/News/2010/2/Pages/Interest-rate-monitor-Bonds-react-to-employment-number.aspx>

Wooldridge, J. (2002). *Introductory Econometrics - A Modern Approach, 2. utgave*. South - Western College Publisher.

World Bank. (2001, juli 31). *Developing Government Bond Markets - a handbook: World Bank*. Hentet juni 13, 2010 fra World Bank: http://www-wds.worldbank.org/external/default/WDSContentServer/WDSP/IB/2001/10/12/000094946_01092704071420/Rendered/PDF/multi0page.pdf

Zivot, E. (2006). *Classes:4- Unit Root. Eric Zivot's UW Homepage*. Hentet Juni 14, 2010 fra Eric Zivot's UW Homepage: <http://faculty.washington.edu/ezivot/econ584/notes/unitroot.pdf>

9. Appendiks 1 – Hypoteser rundt rentens terminstruktur

I avsnittet om rentens terminstruktur trekkes forventningshypotesen, likviditetspreferanshypotesen og markedssegmenteringshypotesen frem som forklaringer på rentens terminstruktur. I det følgende vil disse bli utdypet:

Forventningshypotesen

Forventningshypotesen sier at terminrenten skal være lik markedets forventning om den fremtidige korte renten, hvor likviditetspremien er lik null (Bodie et al., 2009):

Formel A2 - 1: Forventningshypotesen

$$f_2 = E(r_2)$$

Når formel (A2 - 1) holder vil avkastningen på langsiktige obligasjoner kunne knyttes til forventede fremtidige renter. Avkastningen ved å holde obligasjonen til forfall vil dermed kun være bestemt av inneværende rente og forventede fremtidige renter. Ved å sammenlikne reelle og nominelle terminrenter, kan man få et inntrykk av investorenes forventninger til fremtidig inflasjon. Hvis investorer har forventninger om høyere inflasjon i fremtiden vil de kreve høyere langsiktig rente i dag (Gitman & Joehnk, 2008). Vanligvis vil en økende inflasjonsforventning lede til en terminstruktur som heller oppover, noe som betyr at markedet forventer at spotrenten kommer til å stige i fremtiden. Synkende inflasjonsforventninger vil lede til en synkende terminstruktur, også kalt en invertert terminstruktur, og fallende fremtidige spotrenter. Stabile inflasjonsforventninger vil gi en relativt flat kurve (Bodie et al., 2009).

Likviditetspreferanshypotesen

Det er mer vanlig å observere en stigende kurve enn en synkende kurve. En mulig forklaring på dette er likviditetspreferanshypotesen. Denne sier at på grunn av risikoen involvert i å holde obligasjoner med lang løpetid burde investorer få en kompensasjon for dette i form av en høyere rente på obligasjoner med lengre løpetid. På grunn av forskjellene i risiko mellom

obligasjoner med kort og lang løpetid vil investorene foretrekke obligasjonene med kortest tid til forfall siden det er mindre risiko knyttet til disse.

Det er mange grunner til at investorer foretrekker obligasjoner med kortere løpetid. For det første er de mer likvide og dermed lettere å konvertere til kontanter. Obligasjoner med kort løpetid er også mindre sensitive til endringer i markedsrenten. Dette reduserer risikoen for obligasjonens pålydende skal synke i verdi. For en gitt endring i markedsrenten vil langsiktige obligasjoner vise betydelig mer prisvolatilitet enn obligasjoner med kortere løpetid. Dette viser at usikkerheten øker over tid, og investorer vil derfor kreve høyere avkastning for å investere i obligasjoner med lang løpetid. I tillegg vil utsteder av obligasjoner være villig til å betale et ekstra påslag for å få tilgang til lån med lang løpetid, slik at de skal slippe å måtte rullere gjelden til ukjente og potensielt høyere renter.

Dette kan uttrykkes ved formelen:

Formel A2 - 2: Likviditetspreferansehypotesen

$$f_t(T, T + 1) = E_t[r_T] + \pi_t(T, T + 1)$$

Formelen sier at dagens forwardrente er forskjellig fra fremtidig spotrente med en likviditetspremie. Forwardrenten er her den forventede fremtidige én-periode spotrente ved tidspunkt T, gitt ved renten r_T pluss likviditetspremien som er en funksjon av obligasjonens forfallstid (Gitman & Joehnk, 2008).

Markedssegmenteringshypotesen

Den tredje hypotesen rundt rentens terminstruktur er markedssegmenteringshypotesen. Hypotesen mener at markedet for obligasjoner er segmentert i forhold til investorers og finansinstitusjoners løpetidspreferanser. I følge teorien vil tilbud og etterspørsel av obligasjoner med forskjellige løpetider bestemme rentene for terminstruktur – kurve. Endringer i tilbud og etterspørsel vil derfor påvirke hvordan kurven heller.

Kurvens form kan enten være stigende eller synkende. Dette bestemmes av forholdet mellom rentene i de forskjellige markedssegmentene for løpetidspreferanser. Når tilbud av obligasjoner med kort løpetid overstiger etterspørselen etter slike obligasjoner, vil den korte renten være relativt lav. Og sett at etterspørsel etter obligasjoner med lang løpetid er høyere

enn tilbudet, vil de lange rentene stige. Dette vil gi en stigende kurve (Gitman & Joehnk, 2008).

Hvilken teori er korrekt?

Det er klart at alle de tre teoriene for rentens terminstruktur kan være med å forklare kurvens form. Gitman & Joehnk (2008) konkluderer derfor med at helningen på rentens terminstruktur er påvirket av inflasjonsforventningene, likviditetspreferanser og tilbud og etterspørsel i segmentene for obligasjoner med kort og lang løpetid (Gitman & Joehnk, 2008). En stigende kurve kommer fra høyere inflasjonsforventninger, långivers preferanse for kortere løpetid, samt et større tilbud obligasjoner med kort løpetid i forhold til lang løpetid sammenliknet med etterspørselen i de andre markedssegmentene.

10. Appendiks 2 – Prinsipalkomponentanalyse

Resultater for prinsipalkomponentanalyse, statsobligasjonsmarkedet

I prinsipalkomponentanalysen for landene er de observerbare variablene hvert enkelt lands rentedifferanse på tiårige statsobligasjoner, målt i forhold til den tyske tiårige statsobligasjonsrenten. De tiårige statsobligasjonsrentene er nominert i euro, med en fast tid til forfall. Tallmaterialet består av ukentlige observasjoner som strekker seg fra tidsperioden januar 2000 til april 2010. Tallene er hentet fra Thompson Reuters Datastream. Variablene er normalfordelt ved å trekke fra gjennomsnittet og dele på standardavviket, og er uttrykt i forhold til de tyske rentene.

Resultatet fra prinsipalkomponentanalysen er gjengitt i tabellene(A1 – 1) og (A1 – 2) under:

Tabell(A1 - 1):Prinsipalkomponenter og dets andel av variansen:

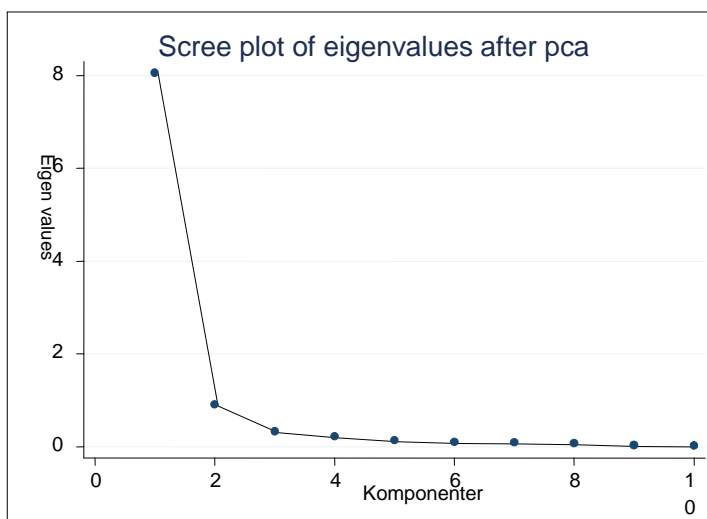
Komponent	Eigenvalue	Differanse	Andel av totalvarians	Kumulativ totalvarians
Komponent 1	8,06084	7,14913	0,8061	0,8061
Komponent 2	0,911712	0,575326	0,0912	0,8973
Komponent 3	0,336385	0,11517	0,0336	0,9309
Komponent 4	0,221215	0,0841507	0,0221	0,9530
Komponent 5	0,137064	0,034113	0,0137	0,9667
Komponent 6	0,102951	0,00669675	0,0103	0,9770
Komponent 7	0,0962547	0,251495	0,0096	0,9866
Komponent 8	0,0711052	0,0363027	0,0071	0,9938
Komponent 9	0,0348025	0,00713343	0,0035	0,9972
Komponent 10	0,0276691	,	0,0028	1,0000
Antall observasjoner	349			
Antall komponenter	10			
Trace	10			
Rho	1,0000			

Tabell(A1 - 2): Prinsipalkomponentenes egenvektor

Prinsipalkomponentene (eigenvektorene)										
Variabler	Komp 1	Komp 2	Komp 3	Komp 4	Komp 5	Komp 6	Komp 7	Komp 8	Komp 9	Komp 10
Østerrike	0,331	-0,0699	-0,3382	-0,1528	-0,1953	-0,6614	0,3787	0,0423	0,3563	0,0082
Belgia	0,3362	-0,2037	-0,0147	0,035	-0,2584	0,2884	-0,3969	0,1881	0,4546	-0,4527
Finland	0,2812	-0,5401	0,2792	0,4254	0,227	0,2694	0,2605	0,3131	-0,145	0,2435
Frankrike	0,3117	-0,2685	0,0276	-0,7002	0,5206	0,0259	-0,1778	-0,1423	-0,0053	0,1113
Hellas	0,2766	0,6187	0,0509	-0,0139	0,1455	0,3646	0,198	0,2247	0,4184	0,3449
Irland	0,3072	0,3776	-0,2859	0,3717	0,4977	-0,2253	-0,2249	-0,1888	-0,1994	-0,3445
Italia	0,3378	-0,0064	-0,1958	0,1163	-0,4172	0,1197	-0,313	-0,5759	-0,0671	0,4599
Nederland	0,3021	-0,1633	0,7815	0,2973	0,1114	-0,1604	0,2044	-0,2888	0,1375	-0,0262
Spania	0,3349	0,1214	0,2706	-0,0579	-0,2025	-0,2963	-0,3525	0,576	-0,4145	0,2000
Portugal	0,3358	0,1515	-0,0002	-0,2461	-0,2759	0,3015	0,4958	-0,1077	-0,4851	-0,3794

For å kunne konstruere en indikator for den felles risikoen som ligger i statsobligasjonene må vi så velge ut det antallet komponenter vi ønsker å beholde. Ut i fra eigenvaluekriteriet beskrevet over, er det kun komponent 1 med en eigenvalue på 8,0608 som skal beholdes. Det andre kriteriet ser vi på Scree-plottet. Graf(A1 - 1) under viser at det er et markant brudd mellom komponent 1 og komponent 2, noe som forsterker indikasjonen på at det kun er komponent 1 skal beholdes.

Graf (A1 - 1): Scree plot over eigenvalues fra prinsipalkomponentanalysen

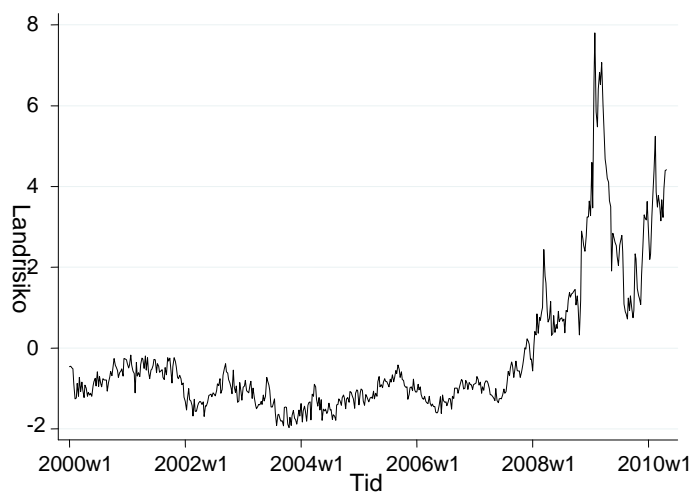


Det siste kriteriet ser på komponentenes andel av den totale variansen. Komponent 1 teller for en andel 80,61 % av den totale variansen mens komponent 2 utgjør 9,12 % av den totale variansen. De påfølgende komponentene teller for en avtagende andel av resterende totalvarians. Ut i fra resultatene velger vi å beholde komponenter som teller for mer enn 20 % av den totale variansen, slik at vi også her kun beholder komponent 1.

Ut i fra disse kriteriene ender vi opp med å beholde kun komponent 1. Siden komponenten har en høy eigenvalue samt bidrar med nesten helt lik vekt til komponenten, kan den tolkes som et parallellskift i de observerbare variablene. Den kan dermed ses på som et uttrykk for en felles risiko som ligger i markedet for statsobligasjoner for eurolandene.

For komponent 2 plasseres det positivt vekt på landene Hellas, Irland, Spania og Portugal mens de andre landene tildeles negativ vekt. En mulig tolkning av dette kan være at disse landene har fått tillagt en ekstra rentedifferanse fordi de blir sett på som ekstra sårbare (Barrios et al., 2009). Ved å multiplisere de forskjellige observerbare variablenes egenvektor med tilhørende komponent 1 får vi frem en historisk utvikling over den generelle risikoaversjonen og den felles risikoen som ligger i statsobligasjonene. Dette fremkommer i graf(A1 - 2):

Graf(A1 - 2):Utviklingen for risikofaktoren felles for landene i eurosamarbeidet fra januar 2000 til april 2010, ukentlige observasjoner



Ut i fra figuren kan man se den oppfattede risikoen som lå i statsobligasjonsmarkedet var negativ helt frem til starten av 2008. Det kan dermed virke som at den oppfattede risikoen i statsobligasjonsmarkedet var svært lav, slik at statsobligasjoner ble oppfattet som risikofrie. I den påfølgende tiden øker risikoindikatoren. Det virker derfor som at den oppfattede risikoen i statsobligasjonsmarkedet har steget kraftig i takt med den økte usikkerheten rundt gjeldssituasjonen i euroområdet.

Resultater for prinsipalkomponentanalysen på kvartalsvise data

Vi har også gjennomført en prinsipalkomponentanalyse for å trekke ut en indikator for generell risiko, men med kvartalsvise data. Dette for å kunne ha et mål på investorenes generelle risikoaversjon, og indikatoren blir benyttet i analysen sammen med de makroøkonomiske variablene. De observerbare variablene i analysen er som tidligere forskjellen Moody's Aaa kredittvurderte selskapsobligasjoner og renten på tyske tiårige statsobligasjoner (CB Aaa), forskjellen mellom Moody's Baa kredittvurderte selskapsobligasjoner og renten på tyske tiårige statsobligasjoner (CB Baa), volatiliteten i valutakursen mellom euro og japanske yen (VXVOLA) og til slutt volatiliteten i det europeiske aksjemarkedet (VSTOXX). Variablene er normalfordelte ved å trekke fra gjennomsnittet og dele så standardavviket. I tillegg er de uttrykt i forhold til den tyske renten. Alt tallmaterialet for de kvartalsvise observasjonene er hentet fra Thompson Reuters Datastream. Resultatet av denne analysen fremkommer i tabell(A1 - 3) og (A1 - 4) under:

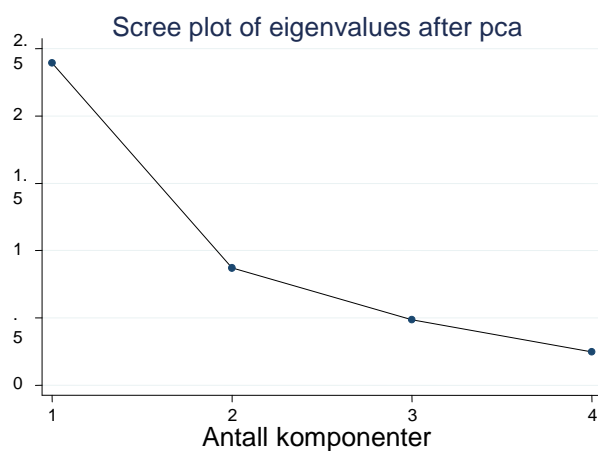
Tabell (A1 - 3) Prinsipalkomponenter og dets andel av variansen:

Komponent	Eigenvalue	Differanse	Andel av totalvarians	Kumulativ totalvarians
Komponent 1	2,39269	1,51968	0,5982	0,5982
Komponent 2	0,873017	0,386485	0,2183	0,8165
Komponent 3	0,486532	0,238777	0,1216	0,9381
Komponent 4	0,247756	-	0,0619	1
Antall observasjoner	42			
Antall komponenter	4			
Trace	4			
Rho	1,0000			

Tabell(A1 - 4): Prinsipalkomponentenes egenvektor

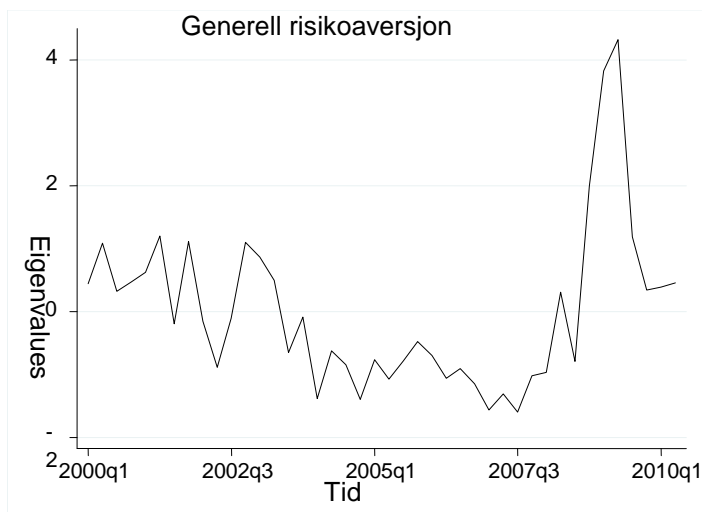
Prinsipalkomponentenes egenvektor				
Variabler	Komp 1	Komp 2	Komp 3	Komp 4
CB Aaa	0,5368	-0,1566	-0,7053	0,4357
CB Baa	0,4275	-0,6682	0,5827	0,1764
XR VOLA	0,4269	0,7194	0,3978	0,3768
VSTOXX	0,589	0,1064	-0,0684	-0,7982

I utvelgelsen av antall komponenter som skal beholdes benyttes samme kriterier som ved de tidligere analysene. Ut i fra det første kriteriet om komponentenes egenvektor, indikerer tabell (A1 - 3) at det kun er den første komponenten som skal beholdes. Dette bekreftes også av scree-testen, hvor det kan tyde på at det største bruddet i grafen befinner seg mellom komponent en og to.

Graf(A1- 3): Scree-test for de ulike komponentene fra prinsipalkomponentanalysen

Til slutt så vi på komponentenes andel av den totale variansen. Komponent 1 teller for 59,82 % av den totale variansen, mens komponent 2 teller for 21,83 %. Ut fra tidligere begrunnelser skulle vi her beholdt både komponent 1 og komponent 2. Siden vi trenger en indikator som sier noe om det generelle risikobildet i de forskjellige markedene, velger vi å beholde kun komponent 1. Denne komponenten laster nesten likt på de observerte variablene, slik at en endring i komponenten tilsvarer en nesten parallellforskyvning i grafen. Ved å multiplisere komponent 1 med de historiske observasjonene for variablene får vi et bilde av utviklingen i investorenes generelle risikoaversjon:

Graf(A1 - 4): Utviklingen i den generelle risikoaversjonsindikatoren, 1.kvartal 2000 - 1.kvartal 2010



Analysen for kvartalsvise data viser at den generelle risikoaversjonen har blitt redusert helt frem til 2007, hvor den så økte kraftig. Vi tror den fallende kurven først signaliserte at investorene oppfatter risikoen i markedet som fallende, slik at de trengte mindre kompensasjon for å ta på seg risiko. Dette sammenfaller med hendelser i årene opp mot finanskrisen, hvor det var tydelig at investorer stadig var på leten etter økt avkastning og dermed var villig til å ta på seg mer risiko enn hva avkastningen tilsa. Videre ser man ut av grafen at investorenes oppfattede markedsrisiko øker i forkant av finanskrisen. Da redningspakkene kom i starten av 2009 faller risikoaversjonen igjen.

Ulempen med å bruke kvartalsvise data som her er at mange hendelser går tapt i tiden mellom registreringen av data.