



MASTEROPPGAVE I FINANSIELL ØKONOMI

---

**Likevektskorrigering og strukturelle brudd**  
- en empirisk analyse av rentedifferansen mellom Italia og  
Tyskland i perioden 1958-2014

---

**Ole-Martin Nygaard og Pernille Løset Skrutvold**

Institutt for samfunnsøkonomi

NORGES TEKNISK-NATURVITENSKAPELIGE UNIVERSITET

Juni 2015

# Forord

Denne masteroppgaven markerer slutten på det 2-årige masterprogrammet i finansiell økonomi ved Institutt for samfunnsøkonomi, NTNU. Arbeidet med masteroppgaven har tidvis vært krevende, men en svært lærerik prosess. Vi vil rette en stor takk til vår veileder Gunnar Bårdsen for inspirasjon, verdifulle råd og kommentarer. Vi vil også takke familie og medstudenter for fruktbare innspill og gode diskusjoner.

Masteroppgaven er i helhet et felles arbeid utført av Pernille Løset Skrutvold og Ole-Martin Nygaard. Eventuelle synspunkter og feil i oppgaven er forfatterens egne.

Trondheim, 1.juni 2015

Pernille Løset Skrutvold

Ole-Martin Nygaard



# Innhold

<b>Figurer</b>	<b>v</b>
<b>Tabeller</b>	<b>v</b>
<b>1 Introduksjon</b>	<b>1</b>
<b>2 Langtidssammenheng i rentedifferansen</b>	<b>4</b>
2.1 Udekket renteparitet . . . . .	4
2.2 Stasjonaritet . . . . .	6
2.3 Dickey-Fuller tester . . . . .	6
2.4 Resultater ADF-test . . . . .	7
<b>3 Strukturelle brudd</b>	<b>10</b>
3.1 Bai-Perron Test for L+1 vs. L sekvensielt bestemte brudd . . . . .	11
3.2 Resultater Bai-Perron . . . . .	12
3.3 Resultater ADF-test i delperioder . . . . .	14
<b>4 Mulige årsaker til brudd i langtidsforholdet</b>	<b>16</b>
4.1 Første delperiode: Bretton Woods systemet (1958-1974) . . . . .	16
4.2 Andre delperiode: «Snake in the tunnel» og EMS (1974-1981) . . . . .	18
4.3 Tredje delperiode: En turbulent start på EMS (1981-1986) . . . . .	21
4.4 Fjerde delperiode: Stabil renteutvikling og «Black Wednesday» (1986-1996)	22
4.5 Femte delperiode: Tilbake i EMS og felles valuta (1996-2010) . . . . .	23
4.6 Sjette delperiode: Finans- og gjeldskrise (2010-2014) . . . . .	24
4.7 Oppsummering strukturelle brudd . . . . .	25
<b>5 Dynamisk makromodell</b>	<b>27</b>
5.1 Valg av makrovariabler . . . . .	28
5.1.1 ADF-test makrovariabler . . . . .	30
5.2 Kointegrasjon og feilkorrigeringsmodell . . . . .	31
5.3 Johansen-metoden . . . . .	33
5.3.1 Betinget modell . . . . .	33
5.4 Resultater fra dynamisk modellering . . . . .	35
5.4.1 Hypotesetesting i dynamisk modell . . . . .	35
5.4.2 Kointegrasjonsvektor . . . . .	36
5.4.3 Feilkorrigeringsmodell . . . . .	38
5.4.4 Feilkorrigeringsmodeller med dummyvariabler . . . . .	39
5.4.5 Parameterstabilitet . . . . .	43
5.5 Oppsummering dynamisk makromodell . . . . .	45

<b>6 Konklusjon</b>	<b>48</b>
<b>Bibliografi</b>	<b>50</b>
<b>A Appendiks: Renteserier, månedlige data</b>	<b>53</b>
A.1 Deskriptiv statistikk I . . . . .	53
A.2 Stasjonaritetstester . . . . .	53
<b>B Appendiks: Makrovariabler</b>	<b>54</b>
B.1 Datadefinisjoner . . . . .	54
B.2 Deskriptiv statistikk II . . . . .	55
B.3 Tidsserieegenskaper . . . . .	56
B.4 Feilspesifikasjonstester . . . . .	58
B.5 Residualer feilkorrigeringsmodell . . . . .	58
B.6 Reparameterisering feilkorrigeringsmodell . . . . .	59

## Figurer

1.1	Europeiske 10 års renter, 2001-2015 . . . . .	1
1.2	Rentedifferansen, 1958-2015 . . . . .	2
2.1	Tidsserieegenskaper, renter . . . . .	8
3.1	Eksempel på strukturelt brudd i konstantledd . . . . .	10
3.2	Bai-Perron Test for L+1 mot L sekvensielt bestemte brudd . . . . .	14
4.1	Nominell valutakursvariabilitet . . . . .	17
4.2	Årlig inflasjon i Italia og Tyskland . . . . .	20
5.1	Kointegrasjonsvektor og kointegrerende forhold . . . . .	37
5.2	Feilkorrigeringsmodell uten dummyvariabler . . . . .	39
5.3	Endelig feilkorrigeringsmodell. . . . .	41
5.4	Rekursive estimater av kointegrasjonsvektor . . . . .	43
5.5	Rekursive estimater av feilkorrigeringsmodell . . . . .	44
5.6	Langtidssammenheng, strukturelle brudd og rentedifferansen . . . . .	45
B.1	Makrovariabler dynamisk modell, nivåform . . . . .	56
B.2	Makrovariabler dynamisk modell, differanseform . . . . .	56
B.3	Makrovariabler dynamisk modell, førstedifferanse . . . . .	57
B.4	Depresieringsrate og logOil, nivå og førstedifferanser . . . . .	57
B.5	Residualer feilkorrigeringsmodell . . . . .	58

## Tabeller

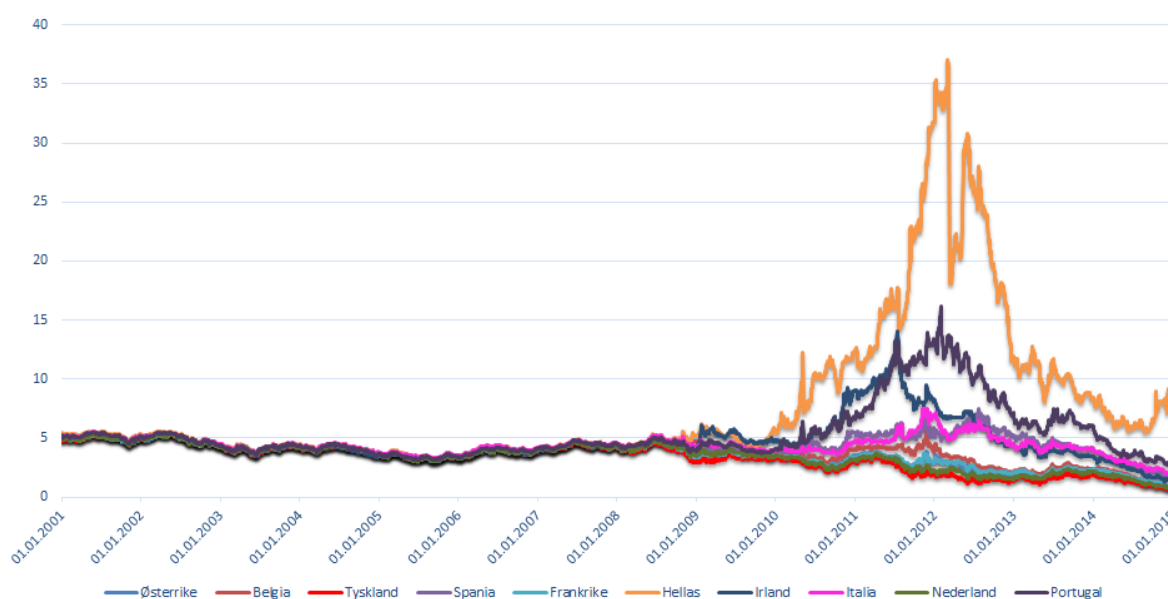
2.1	ADF-test av statsobligasjonsrenter . . . . .	8
3.1	Resultat Bai-Perron test: Antall brudd . . . . .	13
3.2	Konfidensintervall for sekvensiell Bai-Perron test . . . . .	13
3.3	Resultat Bai-Perron test: Konstantledd i regimene . . . . .	13
3.4	ADF-test delperioder . . . . .	14
4.1	Tidslinje: Viktige hendelser 1958-2015 . . . . .	16
4.2	Revalueringer DEM mot ITL 1979-1990 . . . . .	21
5.1	Oversikt over makrovariabler og forventet fortegn . . . . .	28
5.2	ADF-test makrovariabler . . . . .	31
5.3	Hypotesetesting dynamisk modell . . . . .	35
5.4	Feilkorrigeringsmodell uten dummyvariabler . . . . .	38
5.5	Endelig feilkorrigeringsmodell . . . . .	40
A.1	Deskriptiv Statistikk I . . . . .	53
A.2	ADF-test: Delperioder for tyske renter . . . . .	53
A.3	ADF-test: Delperioder for italienske renter . . . . .	53
B.1	Databeskrivelse . . . . .	54

B.2	Deskriptiv Statistikk II . . . . .	55
B.3	Feilkorrigeringsmodell, før reparameterisering . . . . .	59
B.4	Feilkorrigeringsmodell, reparameterisering 1.steg . . . . .	59

# 1 Introduksjon

## Motivasjon

Den globale finanskrisen og den etterfølgende europeiske gjeldskrisen har gitt opphav til en stor mengde litteratur<sup>1</sup> rundt hva som driver differansen mellom statsobligasjonsrenter. Etter innføringen av felles valuta i eurosonen hadde deltakerlandene jevnt over like renter på sin statsgjeld, men ettersom uroen i finansmarkedene tiltok fra høsten 2007, så man tydelig divergens i rentene. Det ble på nytt et fokus rundt hvilke fundamentale faktorer som tilsier at land som Hellas, Irland, Spania, Portugal og Italia skal betale en substansiell høyere rente på sin gjeld sammenlignet med land som Tyskland og Nederland.



FIGUR 1.1: Europeiske 10 års renter, 2001-2015. Kilde: Government Benchmark Bonds, Macrobonds.

Basert på at det eksisterer en rekke empiriske studier som ser på rentedifferansen etter innføringen av felles valuta for deltakerlandene i EMU<sup>2</sup>, ønsker vi å ta et lengre historisk tilbakeblikk. Et naturlig valg er perioden 1958-2015 gitt tilgjengelige data på renteseriene og starten på det pengepolitiske regimet Bretton Woods. Vi vil fokusere på tidsserieanalyse av to land, fremfor å gjøre en paneldatastudie av flere europeiske økonomier, ettersom førstnevnte vil tillate oss å ha et sterkere fokus på kontraster i makroøkonomisk utvikling og landspesifikke hendelser.

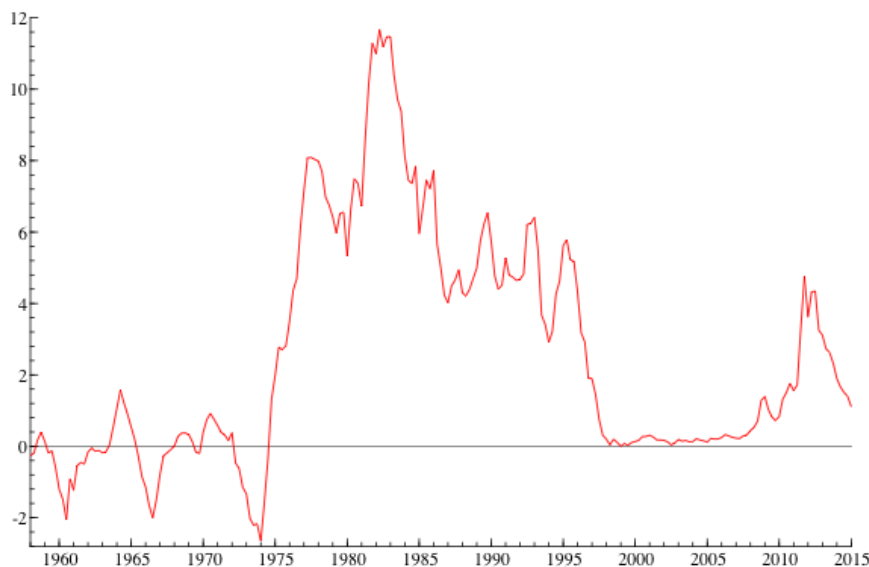
Tyskland og Italia utpeker seg som et spennende utgangspunkt, både på grunn av deres posisjon som henholdsvis største og tredje største økonomi i eurosamarbeidet, men

<sup>1</sup>bl.a. Barrios et al. (2009), Caceres et al. (2010), Maltritz (2012), Favero og Missale (2012), Gibson et al. (2012)

<sup>2</sup>European Monetary Union



også på grunn av tidsvis stor forskjell i den økonomiske utviklingen. De to landene har i majoriteten av perioden vært deltagere i fleksible fastkursregimer. Teoretisk sett taler dette for sterk samvariasjon mellom rentene ifølge udekket renteparitet. I en situasjon med perfekt kapitalmobilitet og et rent fastkursregime ville en sett perfekt likhet mellom den tyske og italienske statsrenten, under forutsetning om at rentepapirene er perfekte substitutter for hverandre. Til tross for dette har man periodevis observert store differanser mellom den tyske og italienske statsrenten, som illustrert i figur 1.2.



FIGUR 1.2: Rentedifferansen ( $i_{IT} - i_{TY}$ ) på statsobligasjoner i Italia med 10-års løpetid relativt til tyske statsobligasjoner med samme løpetid i perioden 1958-2015.

## Problemstilling

Vi har en tredelt problemstilling:

1. Er det en langtidssammenheng mellom tyske og italienske statsobligasjonsrenter?
2. Skyldes det eventuelle fraværet av langtidssammenheng strukturelle brudd i rentedifferansen?
3. Hvilke fundamentale faktorer kan forklare de strukturelle bruddene og den tidvise ikke-stasjonariteten i rentedifferansen?

## Oppgavens struktur

Dersom det eksisterer en langtidssammenheng mellom rentene er det sannsynlig at rentedifferansen er stasjonær. Derfor presenterer vi motivasjon for at rentedifferansen skal være stasjonær i kapittel 2, og tester formelt for enhetsrot ved bruk av Augmented Dickey-Fuller test.

Vi ser deretter på mulighetene for at det kan ha eksistert regimespesifikke risikopremier. Hypotesen blir motivert ut ifra to momenter: valutakursregimer med ulik troverdighet og at rentedifferansen fluktuerer rundt gitte gjennomsnittsnivåer i delperioder. På bakgrunn av dette introduserer vi begrepet strukturelle brudd i kapittel 3, og utfører Bai-Perron's test for multiple strukturelle brudd. Det gir oss muligheten til å se på endringer i gjennomsnittsnivå for rentedifferansen som en mulig forklaring på fravær av langtidssammenheng. For å kontrollere for usikkerhet knyttet til bruddtidspunktene estimerer vi, i tråd med Bai og Perron (2003), konfidensintervall for bruddtidspunktene. Vi definerer delperioder hvor vi utelater de estimerte konfidensintervallene og tester i disse periodene for enhetsrot i rentedifferansen. Videre drøfter vi mulige årsaker til de strukturelle bruddene og stasjonaritetsegenskaper i delperioder i kapittel 4.

I kapittel 5 vil vi se på muligheten for å modellere rentedifferansen og de strukturelle bruddene ved hjelp av fundamentale makroøkonomiske faktorer. I denne delen har vi forsøkt, med bakgrunn i diskusjonene i kapittel 4 og tidligere empiri, å forklare bruddene ved bruk av et dynamisk modellrammeverk. Vi undersøker om det eksisterer en kointegrerende sammenheng mellom rentedifferansen og et utvalg makrovariabler. Deretter bygger vi en betinget feilkorrigeringsmodell rundt det kointegrerende forholdet. Vi presenterer resultatene fra analysen og drøfter langtidssammenhengen mellom variablene.

Avslutningsvis sammenligner vi bruddtidspunktene fra kapittel 3 med langtidssammenhengen vi estimerer og drøfter hvorvidt den dynamiske modelleringen bidrar til å forklare de strukturelle bruddene.

## 2 Langtidssammenheng i rentedifferansen

Globaliseringen av finansielle markeder og den raske veksten i offentlig gjeld i mange land har resultert i at markedet for statsobligasjoner har blitt blant de viktigste segmentene i internasjonale finansielle markeder. Teknologiske nyvinninger og oppmykningen av kapitalbarrierer har bidratt til en kraftig økning i finansielle transaksjoner på tvers av landegrensler. At internasjonal finansiell integrasjon ville føre til konvergens i rentedifferansen mellom land eller i det minste til større grad av synkronisering i rentebevegelsene enn hva som tidligere var tilfellet, var det bred konsensus om ifølge Pigott (1993). Men finansiell integrering impliserer ikke konvergens i rentedifferanser mellom land med mindre fundamentalverdiene som styrer rentene blir like og valutakursregimet er fast. Ifølge Pigott (1993) eksisterer det bevis for at land med fleksible valutakurser kjennetegnes av nærmest like frie rentebevegelser etter at den finansielle integreringen har skutt fart siden starten av 1970-tallet.

Pigott (1993) trekker frem tre faktorer som avgjør graden av integrasjon mellom renter på tvers av landegrensene:

- Hindringer for finansiell integrering mellom land oppstår fra åpenlyse restriksjoner på kapitalflyt og fra forskjeller i skattelovgivning, regulatorisk politikk og andre institusjonelle ordninger.
- Som en konsekvens av det første argumentet, eksisterer det vesentlige forskjeller mellom landenes rentemarkeder hva gjelder tilgjengelige løpetider, transaksjonskostnader og generell likviditet.
- Den mest fundamentale faktoren for eksistensen av rentedifferansene er ulike valutakurser. For investorer som skal allokere sine midler mellom ulike aktiva, er det til hvilken grad deres potensielle relative avkastning uttrykt i felles valuta konvergerer, som er av betydning. Et prinsipp som står sentralt i denne sammenhengen, er udekket renteparitet.

### 2.1 Udekket renteparitet

Ifølge teorien om udekket renteparitet (URP) skal rentedifferansen mellom to land være lik forventet valutadepresiering. Udekket renteparitet forutsetter perfekt kapitalmobilitet og at aktørene er risikonøytrale med rasjonelle forventninger. Teorien bygger på et argument om fravær av arbitrasje. Det betyr at dersom antakelsene for URP-sammenhengen holder vil ikke investorene kunne dra nytte av renteforskjellene og forventet avkastning er den samme, uttrykt i felles valuta.

Vi illustrerer teorien om udekket renteparitet ved å ta utgangspunkt i en italiensk investor. Investoren sammenligner italienske og tyske statsobligasjoner med løpetid på et år. Vedkommende betrakter de to verdipapirene som perfekte substitutter. Han har to alternativer:

1. En ITL<sup>3</sup> investert på tidspunkt  $t$  vil gi en sikker utbetaling av  $(1 + i_{IT})ITL$  på tidspunkt  $t + 1$ .
2. For å gjøre tilsvarende investering i Tyskland må investoren veksle fra ITL til DEM<sup>4</sup> på tidspunkt  $t$ , investere i en tysk obligasjon og veksle tilbake på tidspunkt  $t+1$ .  $E_t$  er den kjente valutakursen på tidspunkt  $t$ , definert som  $ITL/DEM$ . 1 ITL vil gi  $\frac{1}{E_t}$  DEM investert i den tyske obligasjonen på tidspunkt  $t$ . Dette vil gi en sikker utbetaling av  $\frac{1+i_{TY}}{E_t}$  DEM på tidspunkt  $t+1$ . Valutakursen om et år er ukjent, slik at avkastningen for den italienske investoren i hjemlig valuta er forventet å være  $(1 + i_{TY})\frac{E_{t+1}^e}{E_t}ITL$ , der  $E_{t+1}^e$  er forventningen til fremtidig valutakurs på investeringstidspunktet.

Dersom investoren forventer at den tyske obligasjonen vil gi høyere avkastning sammenlignet med den italienske, vil dette fremstå som en arbitrasjemulighet. Den rasjonelle handlingen i et slikt tilfelle vil være short-salg av den italienske obligasjonen kombinert med kjøp av tyske obligasjoner. Det vil gi en forventet nettogevinst fra de utførte transaksjonene. Tanken er at prosessen vil fortsette slik inntil begge verdipapirene er forventet å gi lik avkastning. Dette formaliseres ved likheten

$$(1 + i_{IT}) = (1 + i_{TY}) * \frac{E_{t+1}^e}{E_t} \quad (2.1)$$

som gir opphav approksimasjonen

$$i_{IT} - i_{TY} \approx \frac{E_t^e + 1 - E_t}{E_t} \quad (2.2)$$

$$i_{IT} - i_{TY} \approx \Delta e_e \quad (2.3)$$

der  $\Delta e_e$  er den forventede depresieringen av ITL. En renteforskjell vil dermed implisere en forventning om fremtidig depresiering. De europeiske landene har historisk sett vært svært opptatt av valutakursvolatilitet (Blanchard et al., 2010). Ettersom en stor andel av inntekter og utgifter for de europeiske økonomiene er knyttet til intra-kontinental handel, utgjorde valutakursvolatilitet en trussel mot økonomisk stabilitet. Med et ønske om stabile valutakurser har det vært forsøkt ulike valutakursregimer frem til innføringen av felles valuta. Hoveddelen av regimene i perioden vi studerer var fastkursregimer med noe fleksibilitet. Isolert sett ville disse regimene talt for samvariasjon mellom rentene og mot rentedivergens, i henhold til ligning (2.3). I et troverdig fastkursregime, vil renteforskjeller

---

<sup>3</sup>Italiensk Lire

<sup>4</sup>Tyske Mark

tiltrekke seg kapitalstrømmer. Med bakgrunn i teorien om URP utfører vi en formell test av om rentedifferansen har vært *stasjonær* i perioden. Vi gjør en kort redegjørelse for begrepet stasjonaritet, og fortsetter deretter med en test for enhetsrot i renteseriene og rentedifferansen.

## 2.2 Stasjonaritet

Et sentralt begrep innenfor tidsserieøkonometri er stasjonaritet. Fravær av stasjonaritet impliserer egenskaper som er uønskede for en tidsserie og som en må ta hensyn til i en empirisk studie. Finansielle tidsserier, der i blant renter, aktivapriser og makroøkonomiske størrelser, er normalt antatt å være ikke-stasjonære. Vår studie baserer seg på tidsserie-data, og det er derfor relevant å redegjøre for stasjonaritetsbegrepet.

Brooks (2014) skiller mellom en *sterkt* stasjonær prosess og en *svakt* stasjonær prosess. En sterkt stasjonær prosess har en stabil sannsynlighetsfordeling over tid. Kravet er strengt og sjelden oppfylt i praksis. Et mer anvendt begrep er det svake stasjonaritetsbegrepet. En svak stasjonær tidsserie oppfylder følgende krav

$$E(y_t) = \mu \forall t \quad (2.4)$$

$$E(y_t - \mu)(y_t - \mu) = \sigma^2 < \infty \forall t \quad (2.5)$$

$$E(y_{t_1} - \mu)(y_{t_2} - \mu) = \gamma_{t_2-t_1} \forall t_1, t_2 \quad (2.6)$$

Kravene impliserer at serien har konstant gjennomsnitt, konstant varians og konstant autokovariansstruktur. En tidsserie er ikke-stasjonær dersom et eller flere ovennevnte krav er brutt. Det er viktig å teste for ikke-stasjonaritet ettersom ikke-stasjonære data kan gi spuriøse forhold og gjøre at standard antagelsene for asymptotisk analyse blir brutt. Det fører til at standard testobservatorer ikke følger sine respektive fordelinger, slik at inferensmetoder er ugyldige. Dersom de forventede valutakursendringene er stabile eller statiske i perioden vil man forvente at rentedifferansen skal være stasjonær. For å avdekke hvorvidt rentedifferansen er en stasjonær prosess benytter vi en Dickey-Fuller test.

## 2.3 Dickey-Fuller tester

En av de mest anvendte testene i forbindelse med stasjonaritet er Dickey-Fuller's test for enhetsrot. I sin enkleste form utfører en testen ved å ta utgangspunkt i følgende regresjon

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + u_t \quad (2.7)$$

Hypoteseformuleringene er  $H_0 : \psi = 0$  mot  $H_1 : \psi < 0$ . Teststatistikken er lik en vanlig t-test, men grunnet at nullhypotesen impliserer ikke-stasjonaritet ved enhetsrot, så brukes et alternativt sett med kritiske verdier fra Dickey og Fuller (1981). De kritiske verdiene er i absoluttverdi større enn verdiene fra en standard t-fordeling, fordi testen setter strengere krav til forkastelse av nullhypotesen. Dersom nullhypotesen forkastes, tyder det på at serien er stasjonær. Hvis  $H_0$  ikke forkastes, er serien *minst* I(1). For å avgjøre om  $y$  er I(1), gjentas samme test for førstedifferensialet av  $y$ . Testen kan utvides for å ta hensyn til konstantledd og/eller en deterministisk trend. (2.7) omformuleres da til

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \psi y_{t-1} + u_t \quad (2.8)$$

Testen er kun gyldig dersom restleddene er hvit støy. For å bøte på problemet med autokorrelasjon i restleddet, er det vanlig å inkludere laggede førstedifferensledd av  $y$  i testregresjonen. En slik test er kjent som en Augmented Dickey-Fuller test, og er grunnet overnevnte mer anvendt i praksis.

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (2.9)$$

Det er ikke et definitivt svar på hva som er optimalt valg av laglengde(p) i ligning (2.9). En vanlig metode som blir foreslått av Brooks (2014) er å velge den 'p' som minimerer et informasjonskriterie. Informasjonskriterier består av to deler. En del er en funksjon av summen av kvadrerte restledd, mens den andre delen er en funksjon av inkluderte parametere i modellen relativt til utvalgstørrelse. Verdien på informasjonskriteriet er negativt avhengig av summen av SSR<sup>5</sup>, mens det samtidig blir ilagt en straff for å inkludere flere parametere. Således vil bruken av informasjonskriteriet tilstrebe modellsparsommelighet og høy forklaringskraft. I oppgaven bruker vi gjennomgående AIC<sup>6</sup> som beslutningsgrunnlag. AIC er gitt som

$$AIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T} \quad (2.10)$$

hvor  $\hat{\sigma}^2$  er estimert restleddsvarians, k er antall regressorer og T er utvalgsstørrelsen.

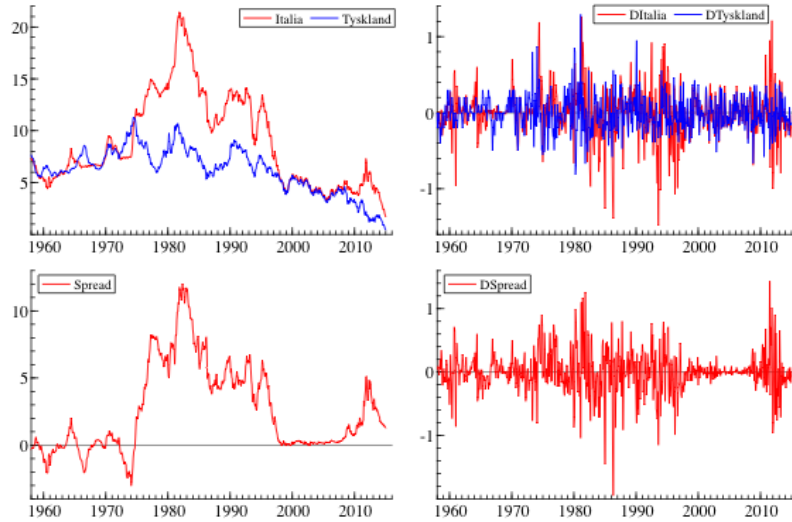
## 2.4 Resultater ADF-test

Først undersøker vi stasjonaritetsegenskapene til tyske og italienske statsobligasjonsrenter med 10-års løpetid målt på månedlig basis. Vi utfører tester for enhetsrot på de individuelle renteseriene og differansen mellom dem. Dersom tyske og italienske rentepapirer blir regnet som perfekte substitutter og forventet depresiering er stasjonær, vil rentedifferansen være stasjonær i tråd med ligning 2.3.

---

<sup>5</sup>Sum of Squared Residuals

<sup>6</sup>Akaike's Information Criteria



FIGUR 2.1: Tidsserieegenskaper, renter.

Variabel	Lags	t-ADF	Kritiske verdier		
			1%	5%	10%
$i_{IT}$	4	-1,02	-3,44	-2,87	-2,57
$i_{TY}$	3	-0,77			
$Sp$	9	-2,02			
$\Delta i_{IT}$	3	-10,11**			
$\Delta i_{TY}$	2	-13,13**			
$\Delta Sp$	8	-7,30**			

TABELL 2.1: ADF-test av renteserier og rentedifferanse( $Sp$ ). Deterministiske ledd: konstantledd. 1958M01 - 2015M01,  $T = 685$ . Antall lags er bestemt av informasjonskriteriet AIC. \*\* indikerer signifikans på en prosents nivå.

Nullhypotesen om enhetsrot kan ikke forkastes for enkeltseriene eller for rentedifferansen. Resultatene fra testen er inkludert i tabell 2.1. For å avgjøre korrekt integrasjonsorden for rentene, utfører vi deretter ADF-testen for førstedifferensen av renteseriene. Nullhypotesen om enhetsrot for førstedifferansen av rentene forkastes på 1% signifikansnivå. Resultatet tilsier at renteseriene og rentedifferansen er  $I(1)$ . Rentedifferansen indikerer å være ikke-stasjonær og tenderer ikke å vende tilbake til et likevektsnivå. Dette er, gitt historien om fastkursregimer i store deler av perioden og teorien om URP, et kontraintuitivt resultat. En betraktning av figur 2.1 viser imidlertid at rentedifferansen fluktuerer rundt gitte nivåer i delperioder.

Denne observasjonen gir opphav til vår neste hypotese, hvor vi tester for strukturelle brudd i gjennomsnittsnivået til rentedifferansen som en mulig årsak til den avdekte ikke-stasjonariteten. Selvom det basert på resultatene fra ADF-testene ikke eksisterer et unikt langsiktig forhold mellom rentene for *hele* perioden, så tillater vi at det periodevis kan ha eksistert et slikt forhold ved å teste for strukturelle brudd. Tolkningen av denne typen

brudd kan være knyttet til troverdigheten for det gjeldende valutakursregimet i perioden. I denne konteksten vil et positivt brudd i gjennomsnittsnivået for rentedifferansen representere en svekkelse av troverdigheten til fastkursregimet, og medføre en forventning om fremtidige devalueringer av ITL. Tilsvarende vil et negativt brudd representere en styrking av troverdigheten til fastkursregimet, og en forventning om mindre devalueringer i fremtiden. En lignende studie er gjort av Henry og McAdam (2001) som analyserte strukturelle brudd i den fransk-tyske rentedifferansen i perioden før innføring av felles valuta.



### 3 Strukturelle brudd

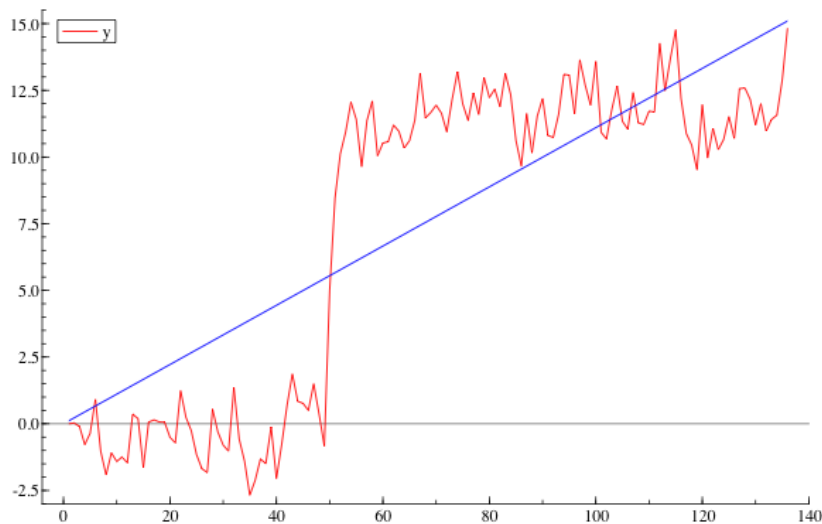
En kritikk av standard ADF-tester er at de kan gi feilaktige konklusjoner dersom strukturelle brudd ikke er hensyntatt i estimeringen. I slike tilfeller kan Dickey-Fuller testene konkludere med at serien inneholder enhetsrot, til tross for serien er  $I(0)$  før og etter brudd. Makroøkonomiske tidsserier har som nevnt vært antatt ikke-stasjonære. Dette ble blant annet vist av Nelson og Plosser (1982) som analyserte ulike makroøkonomiske tidsserier, og fant at hypotesen om enhetsrot ikke kunne forkastes i 13 av 14 tilfeller. Perron (1989) gjentok Nelson og Plosser (1982) sin analyse, men ved å tillate for strukturelle brudd, viste han at flere av tidsseriene kunne være stasjonære. Det kan med andre ord tyde på at standard ADF-tester feilaktig kan beholde nullhypotesen om enhetsrot.

Et strukturelt brudd er definert som en langsiktig endring i egenskapene for en tidsserie (Brooks, 2014). Hansen (2001) illustrerer et strukturelt brudd ved å ta utgangspunkt i den enkle dynamiske modellen

$$y_t = \alpha + \phi y_{t-1} + u_t \quad (3.1)$$

$$E[u_t^2] = \sigma^2 \quad (3.2)$$

Et strukturelt brudd kan inntreffe ved at en eller flere av parameterne  $(\alpha, \phi, \sigma^2)$  endres.



FIGUR 3.1: Eksempel på strukturelt brudd i konstantledd.  $y_t = 6I_t + 0,5y_{t-1} + u_t$ .  $I_t$  er 0 for alle  $t < 50$  og 1 for alle  $t \geq 50$ .  $u_t$  er et identisk og uavhengig standard normalfordelt restledd.

I figur 3.1 er det illustrert et strukturelt brudd ved endring av konstantleddet. Tidsserien er et eksempel på et tilfelle hvor Dickey-Fuller tester vil tendere mot å beholde en usann nullhypotese om enhetsrot. Vår hypotese er det kan ha skjedd lignende brudd

i rentedifferansen vi studerer, og at vi på grunn av bruddene ikke finner et langsiktig forhold mellom renteseriene i kapittel 2.

Basert på økonomisk teori, økonomisk historie og ved nøye undersøkelser av utviklingen av rentedifferansen, tror vi slike brudd hovedsakelig kan skyldes ustabiliteten i valutakursregimene i perioden. Strukturelle brudd i den tysk-italienske rentedifferansen før EMU kan ha en økonomisk tolkning i form av at troverdigheten til de ulike valutakursregimene i perioden 1958 til 1999 ble forbedret eller forverret. Vi ser for oss at troverdigheten til regimene kan ha gitt opphav til en risikopremie knyttet til det enkelte regimet. Eksempelvis devaluerte Italia ofte egen valuta innenfor EMS-systemet, og det er intuitivt at investorer vil kreve en risikopremie i påvente av flere devalueringer. En slik risikopremie tenkes å være stabil innenfor det enkelte regimet, slik at rentedifferansen vil tendere mot å vende tilbake til et gjennomsnittsnivå. I mer troverdige fastkursregimer vil derimot risikopremien være mindre.

Vi studerer en tidshorisont på 57 år, og figur 1.2 tyder på multiple strukturelle brudd i rentedifferansen. Intensjonen vår i dette kapittelet er å identifisere bruddtidspunktene. Med bakgrunn i vår hypotese om at det eksisterer multiple strukturelle brudd tar vi utgangspunkt i metoden presentert i Bai og Perron (1998).

### 3.1 Bai-Perron Test for $L+1$ vs. $L$ sekvensielt bestemte brudd

Bai og Perron (1998) presenterer en sekvensiell testprosedyre for testing av multiple strukturelle brudd i en lineær modell, hvor antallet brudd behandles som ukjent a priori. Testen, kalt  $supF_T(l+1|l)$ , tester stegvis for hvorvidt et ekstra brudd tilfører modellen signifikant informasjon. Vi illustrerer testprosedyren ved å ta utgangspunkt i en lineær regresjonsmodell med  $m$  brudd, og dermed  $m+1$  regimer:

$$\begin{aligned} y_t &= \delta_1 + u_t && \text{for } T_0 \leq t \leq T_1 \\ y_t &= \delta_2 + u_t && \text{for } T_1 + 1 \leq t \leq T_2 \\ & \vdots && \\ y_t &= \delta_{m+1} + u_t && \text{for } T_m \leq t \leq T_{m+1} \end{aligned}$$

$u_t$  er restleddet og  $\delta_j$  er gjennomsnittsverdi for  $y$  innenfor regimet.  $T_1, \dots, T_m$  er bruddtidspunktene.  $T_0$  og  $T_{m+1}$  er henholdsvis første og siste observasjon. Gitt bruddtidspunktene, så vil  $\delta_j$  være gitt av minimumet av  $\sum_{j=1}^{m+1} \sum_{t=T_{j-1}}^{T_j} (y_t - \delta_j)^2$ . Dette er en ren strukturell endringsmodell, ettersom det blir tillatt brudd i alle estimerte parametere.

Metoden baserer seg på minste kvadraters metode. Et enkelt strukturelt brudd i mo-

dellen vår er avdekket ved å minimere summen av kvadrerte residual for alle mulige inndelinger av delutvalg. For å illustrere defineres  $S_T$ , summen av kvadrerte residual, som en funksjon av bruddtidspunktet. Fremstillingen er hentet fra Bai (1997).

$$S_T(k) = \sum_{t=1}^k (Y_t - \bar{Y}_k)^2 + \sum_{t=k+1}^T (Y_t - \bar{Y}_{*k})^2 \quad (3.3)$$

$\bar{Y}_k$  er gjennomsnittsverdien av  $Y_t$  ved  $t \leq k$ , mens  $\bar{Y}_{*k}$  er gjennomsnittsverdi for  $Y_t$  ved  $t > k$ . Bruddtidspunkttestimatet,  $\hat{k}$ , vil være gitt ved

$$\hat{k} = \arg \min_{1 \leq k \leq T-1} S_T(k)$$

Vi forkaster nullhypotesen om fravær av brudd, dersom summen av kvadrerte residual er signifikant mindre ved et brudd. Konklusjonen vil da være at det eksisterer minst ett brudd. Gitt at nullhypotesen forkastes, vil neste bruddtidspunktsestimat være det tidspunktet som gir den største reduksjonen i SSR i de resulterende delutvalgene, gitt det første bruddet. Dersom reduksjonen i SSR som følger av et nytt bruddtidspunktsestimat er signifikant, forkastes nullhypotesen om et brudd til fordel for alternativet om to brudd. Prosessen fortsetter inntil nullhypotesen om L brudd, mot alternativet om L+1 brudd, ikke kan forkastes. Kritiske verdier og testobservator for testen er beskrevet i Bai og Perron (2003).

Vi følger Bai og Perron (2003) og kalkulerer konfidensintervall<sup>7</sup> for bruddtidspunktene. Bai-Perron testen forutsetter stasjonaritet. Vi har ved å bruke testen implisitt antatt at rentedifferansen vil være stasjonær i delperioder, og er på bakgrunn av dette forsiktig med å tolke betydningen av konfidensintervallene. Konfidensintervallene definerer perioder vi utelater fra det totale utvalget når vi tester for stasjonaritet i delperioder, grunnet usikkerhet rundt bruddtidspunktene.

## 3.2 Resultater Bai-Perron

Tabell 3.1 angir resultatene fra den sekvensielle BP-testen utført på rentedifferansen. Vi tillater at konstantleddet kan skifte mellom bruddtidspunktene. Et strukturelt brudd er en varig endring i tidsseriens egenskaper, og derfor blir det innført en beskrankning på minimum antall observasjoner i hver delperiode. Beskrankningen, eller trimmingparameteren, settes til 5%. Det impliserer, gitt et utvalg på 685 observasjoner, at minimum antall observasjoner i hvert regime er 34. 34 månedlige observasjoner svarer til en minimum periodelengde på 2,83 år. Vi tolker dermed endringer i gjennomsnittsnivå med varighet

<sup>7</sup>Tester for multiple strukturelle brudd er gjort i Eviews og Matlab. Matlab koden er skrevet av Yohei Yamamoto, og er en Matlab-versjon av Bai-Perron's originale kode.

lengre enn 34 måneder som et strukturelt brudd i rentedifferansen. Vi tillater maksimalt 6 brudd i serien. For å ta høyde for heteroskedastisitet og autokorrelasjon brukes HAC<sup>8</sup> standardfeil.

Sekvensielle brudd bestemt av F-statistikk: <b>5</b>			
Brudd-test	F-statistikk	Skalert F-statistikk	Kritisk verdi**
0 vs. 1*	116,191	116,191	9,63
1 vs. 2*	211,385	211,385	11,14
2 vs. 3*	49,888	49,888	12,16
3 vs. 4*	25,362	25,362	12,83
4 vs. 5*	25,170	25,17	13,45
5 vs. 6	10,292	10,29	14,05

\*Signifikant på 5%-nivå  
 \*\*Kritiske verdier fra Bai og Perron (2003)

TABELL 3.1: Resultat Bai-Perron test: Antall brudd.

Bruddpunkter	Konfidensintervall
1974M12	1974M12 - 1975M04
1981M04	1980M03 - 1981M09
1986M05	1986M04 - 1986M09
1996M04	1996M03 - 1996M06
2010M11	2010M09 - 2011M01

TABELL 3.2: 95% Konfidensintervall for sekvensiell Bai-Perron test. Resultatene er rapportert slik at bruddpunktene er første observasjon i hvert regime.

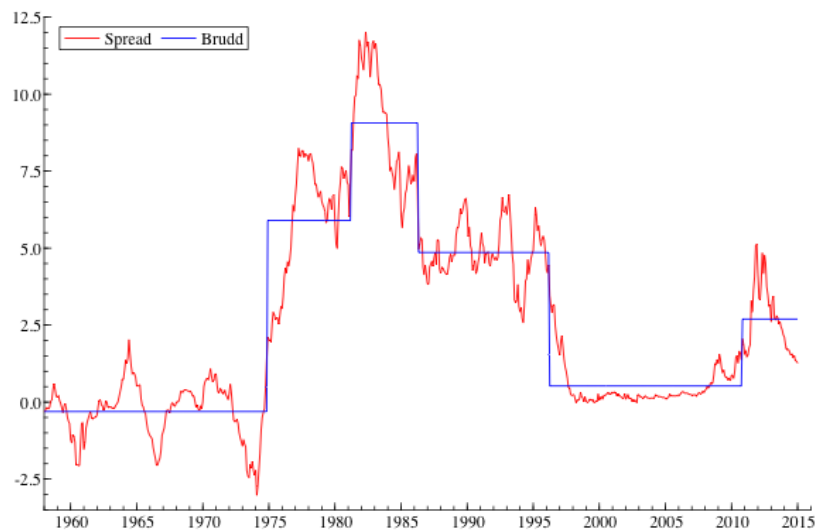
Resultatene av Bai-Perron testen er rapportert i tabell 3.1. Den sekvensielle testen for  $L$  mot  $L+1$  brudd forkaster nullhypotesen for  $L < 5$ . Nullhypotesen om fem brudd beholdes versus alternativet om seks brudd. Dette indikerer fem signifikante brudd i gjennomsnittsnivået for rentedifferansen. Tabell 3.2 viser de påviste bruddtidspunktene sammenstilt med 95% konfidensintervall. Konfidensintervallene er rapportert for å gi en indikasjon på presisjonen i bruddtidspunkttestimatene.

Variabel	Koeffisient	t-prob	Periode
$\delta_1$	-0,31	0,0001	1958M01-1974M11
$\delta_2$	5,90	0,0000	1974M12-1981M03
$\delta_3$	9,06	0,0000	1981M04-1986M04
$\delta_4$	4,86	0,0000	1986M05-1996M03
$\delta_5$	0,52	0,0000	1996M04-2010M11
$\delta_6$	2,7	0,0000	2010M11-2015M01

TABELL 3.3: Resultat Bai-Perron test: Koeffisienter.

<sup>8</sup>Heteroskedasticity Autocorrelation Consistent, Newey West

Tabell 3.3 viser gjennomsnittsnivået for rentedifferansen i regimene, og er illustrert i figur 3.2.



FIGUR 3.2: Bai-Perron Test for L+1 mot L sekvensielt bestemte brudd. Rød linje er rentedifferansen, mens blå linje er den estimerte sammenhengen med brudd i konstantledd.

### 3.3 Resultater ADF-test i delperioder

Neste steg er å avgjøre hvorvidt risikopremien er stasjonær innenfor hvert regime. For å avgjøre dette benytter vi ADF-tester som beskrevet i avsnitt 2.3. Vi tar høyde for mangel på presisjon i bruddpunktsestimatene ved å ekskludere konfidensintervallene rundt bruddtidspunktene fra testene. Resultatene er rapportert i tabell 3.4.

Delperiode	Lag-lengde (p)	p-verdi
1958M01 - 1974M11	7	0,0018**
1975M05 - 1980M02	3	0,5263
1981M10 - 1986M03	1	0,6775
1986M10 - 1996M02	8	0,0003**
1996M07 - 2010M08	0	0,0046**
2011M02 - 2015M01	0	0,6117

TABELL 3.4: ADF-test delperioder. Deterministiske ledd: konstantledd. \*\* indikerer signifikans på en prosents nivå.

Vi finner bevis for stasjonaritet i første, fjerde og femte delperiode. I andre, tredje og sjette delperiode finner vi ingen tegn til stasjonaritet, da resultatene fra ADF-testene tyder på at rentedifferansen er  $I(1)$ . ADF-tester viser, med unntak av den italienske renten fra 1996 til 2010, at den italienske og tyske renten er  $I(1)$  i delperiodene<sup>9</sup>. At en lineær

<sup>9</sup>Resultat i tabell A.2 og A.3 i appendiks

kombinasjon av de to  $I(1)$  prosessene er  $I(0)$  i delperioder støtter hypotesen om et tidvis likevektsforhold mellom rentene. Vi tolker dermed  $\delta_1, \delta_4$  og  $\delta_5$  i tabell 3.2 som stasjonære, regimespesifikke risikopremier. De øvrige delperiodene viser ikke et likevektsforhold mellom rentene. I neste del drøfter mulige årsaker til strukturelle brudd, ikke-stasjonaritet og stasjonaritet funnet i denne delen.

## 4 Mulige årsaker til brudd i langtidsforholdet

Som nevnt innledningsvis har det vært fokus på fastkurs med noe fleksibilitet for å bidra til økonomisk stabilitet på det europeiske kontinentet. Fastkurs eller forventninger om statiske valutakursendringer ville talt for en stasjonær rentedifferanse i kapittel 2. I kapittel 3 undersøkte vi muligheten for at ikke-stasjonariteten som ble avdekket i kapittel 2 kunne skyldes strukturelle brudd. Vi påviste fem strukturelle brudd i renteserien vår, og stasjonaritet i tre av seks delperioder.

Et mye drøftet teoretisk forhold mellom rentedifferanser og valutakurs er teorien om udekket renteparitet, gjort rede for i kapittel 2.1. En stor mengde empiri har forsøkt å teste URP-hypotesen, med blandede resultater. Til tross for at hypotesen har blitt forkastet en rekke antall ganger, er det likevel vanskelig å argumentere mot den økonomiske logikken bak URP. Vi tror, basert på teori og bruddtidspunktene avdekket i kapittel 3, at det kan være en tett sammenheng mellom valutakursregimer i Europa og rentedifferansen. Bruddene er til nå endogent bestemt fra renteseriene. For å identifisere de underliggende årsakene til bruddene i gjennomsnittsverdi, betrakter vi den makroøkonomiske utviklingen i perioden med et spesielt fokus på valutakursregimer.

---

1958	Full valutakonvertibilitet gjenopprettes mellom de europeiske økonomiene
1971	Tyskland forlater Bretton Woods
1972	«Snake in the Tunnel»-systemet opprettes
1973	Italia forlater «Snake in the tunnel» og oljesjokk I
1979	EMS opprettes og oljesjokk II
1992	Italia tvinges ut av EMS og Maastricht-traktaten signeres
1996	Italia blir igjen en del av EMS
1999	Introduksjon av felles valuta
2007	Global finanskris
2009	Gjeldskris
2012	ECB annonserer «Outright Monetary Transactions»-program

---

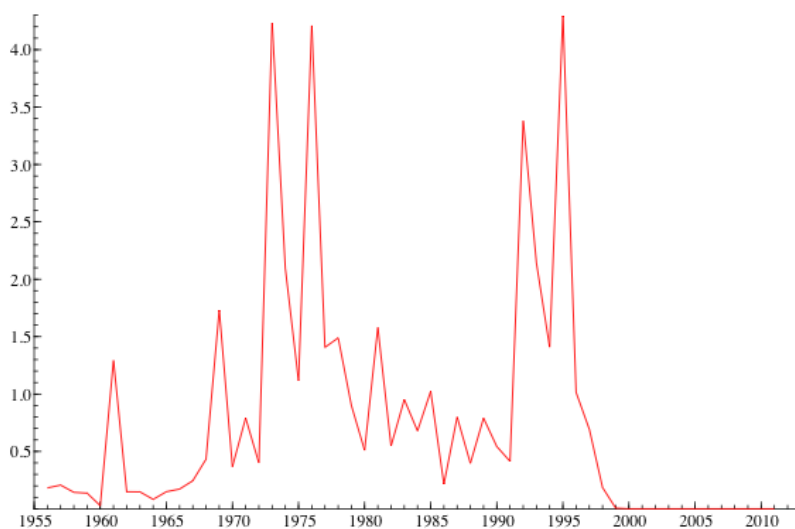
TABELL 4.1: Viktige hendelser 1958-2015.

Tabell 4.1 gir en oversikt over lokale og globale makrohendelser som vi mener kan ha hatt effekter på rentedifferansen og ført til midlertidige avvik fra langtidsforholdet i tidsperioden vi studerer. Et naturlig startpunkt for å avdekke mulige drivere bak rentedifferansen er Bretton Woods som var det gjeldende finans- og pengesystemet for Tyskland og Italia i 1958.

### 4.1 Første delperiode: Bretton Woods systemet (1958-1974)

Bretton Woods-avtalen ble vedtatt i 1944, men man sier gjerne at systemet var operativt fra 1958. I løpet av 1958 ble full valutakonvertibilitet mellom de europeiske landene gjen-

opprettet (Gros og Thygesen, 1998). Deltakerne forpliktet seg til en fastkurs mot USD, som igjen var knyttet til verdien av gull, men det ble tillatt bevegelser på  $\pm 0,75\%$  innenfor «bånd» knyttet til den sentrale pariteten mot USD (Blanchard et al., 2010). I praksis medførte dette bilaterale svingninger på maksimum  $\pm 3\%$  mellom de europeiske valutaene. Endringer i fastsatt rate mot USD måtte forhandles med IMF<sup>10</sup>. Slike justeringer ble sjelden foretatt, og bilaterale valutakurser i Europa var stabile i perioden, som illustrert i figur 4.1. Et unntak er 1961, hvor det ble gjort en revaluering av DEM relativt til USD.



FIGUR 4.1: Nominell valutakursvariabilitet for ITL/DEM. Viser standardavvik for månedlig depresjeringsrater.

I første definerte delperiode fra 1958 til 1974, indikerer testresultatene stasjonaritet i rentedifferansen. Vi er av den oppfatning at stasjonariteten skyldes at Bretton Woods fremsto som et troverdig fastkursregime for aktørene i finansmarkedet. Rentedifferansen skulle ifølge URP vært null i denne perioden, dersom kapitalmobiliteten mellom Tyskland og Italia var perfekt. En nærliggende forklaring på avvikene fra renteparitet er dermed den begrensede kapitalmobiliteten mellom de europeiske økonomiene på denne tiden. I følge Voth (2003) var det mulig for medlemslandene å beskytte seg mot kapitalstrømmer ved å innføre skatter. Det er verdt å merke seg at rentedifferansen fluktuerer rundt null og er avgrenset av bånd på omtrent  $\pm 2\%$ . Vår tolkning er at rentedifferanser på over 2% blir oppfattet som arbitrasjemuligheter av aktørene i finansmarkedet. En naturlig konsekvens er at rentene forblir innenfor båndene ettersom større rentedifferanser nødvendigvis vil tiltrekke seg kapitalstrømmer fra Tyskland m.fl. I et regime hvor deltakerne har forpliktet seg til fastkurs blir det derfor umulig med store renteforskjeller. Renteforskjeller medfører kapitalstrømmer som igjen gir endringer i valutakursene, men differanser på  $\pm 2\%$  ser ut til å ha vært bærekraftige innenfor Bretton Woods-systemet.

<sup>10</sup>International Monetary Fund



Systemet kollapset gradvis mellom 1968 og 1972 som en konsekvens av en interessekonflikt mellom ønsket økonomisk politikk i USA og Tyskland (Blanchard et al., 2010). Kollapsen er synliggjort av økt valutakursvariabilitet i denne perioden, illustrert i figur 4.1. Årsaken til sammenbruddet var at Vietnam-krigen ble finansiert ved å tillate en fleksibel pengepolitikk, hvor FED<sup>11</sup> håndterte budsjettunderskuddet. Påfølgende høyere amerikansk inflasjon ville implisere et behov for devaluering av USD, som en følge av tapt konkurransekraft på et senere tidspunkt eller at Tyskland også aksepterte høyere inflasjon. Dette var ikke i tråd med Bundesbank<sup>12</sup> sine mål, og DEM ble revaluert med 10% i 1969 (Gros og Thygesen, 1998). Tyskland forlot samarbeidet i 1971, og i praksis markerte hendelsen slutten av Bretton Woods.

En marginal gjennomsnittlig renteforskjell, -0,31% i favør Italia, indikerer at investorene ikke diskriminerte mellom verdipapirene i særlig grad inntil det første bruddet. Bretton Woods var preget av harmonisk makroøkonomisk utvikling mellom deltakerlandene. Arbeidsledigheten og inflasjonen var lav og relativt lik blant de europeiske økonomiene inntil oljesjokket i 1973. En implikasjon var at det ikke ble nødvendig å drive ekspansiv finans- og pengepolitikk for å rette opp i ubalanser. Ingen av deltakerne måtte ofre nasjonale økonomiske mål for å forsvare fastkursregimet. Lav kapitalmobiltet ga større pengepolitisk handlerom på kort til mellomlang sikt. Vår tolkning er at ovennevnte omstendigheter gjorde det mulig med et troverdig fastkursregime, og at fastkursregimet skapte forutsigbare forhold for internasjonale investorer. Det er intuitivt at forventningene til valutakursdepresiering i perioden var stabil og av beskjedne størrelsesorden, slik at udekket renteparitet tilsier et likevektsforhold mellom rentene.

Spådommen fra majoriteten av økonomer på dette tidspunktet var at valutakursene ville forbli stabile etter overgangen til mer fleksible valutakurser. Således kom de store valutakursfluktuasjonene som fulgte overraskende på markedet, men på midten av 1970-tallet var det konsensus om at valutakursutviklingen kunne forklares av underliggende faktorer (Blanchard et al., 2010).

## 4.2 Andre delperiode: «Snake in the tunnel» og EMS (1974-1981)

Resultatene fra BP-testen påviser det første bruddet i langtidssammenhengen i desember 1974. Det er imidlertid usikkerhet knyttet til når de estimerte bruddene inntreffer. Et forsøk på å få et bedre bilde av presisjonen i bruddtidspunktene ble gjort ved å kalkulere Bai-Perron's konfidensintervall. Konfidensintervallet er asymmetrisk rundt brudd-

---

<sup>11</sup>Federal Reserve, den amerikanske sentralbanken

<sup>12</sup>Deutsche Bundesbank, den tyske sentralbanken

tidspunktet, og anslår et brudd mellom desember 1974 og april 1975. Vi setter den brå endringen i gjennomsnittsnivå for rentedifferansen i sammenheng med flere viktige internasjonale makroøkonomiske hendelser i denne perioden. Den første hendelsen vi trekker frem er sammenbruddet av Bretton Woods-systemet. Etter kollapsen ble det forsøkt et system kjent som «Snake in the tunnel». Initielt fungerte systemet som en videreføring av Bretton Woods, men med større grad av valutakursfleksibilitet. Mekanismen skulle begrense bilaterale valutakursfluktuasjoner («the snake») innenfor grenser fastsatt av USD («the tunnel»). Systemet medførte begrensninger på valutakursbevegelser innenfor bånd på  $\pm 2,25\%$  mot USD (Gros og Thygesen, 1998). Dette medførte igjen at de bilaterale valutakursfluktuasjonene i Europa var begrenset til 4,5%.

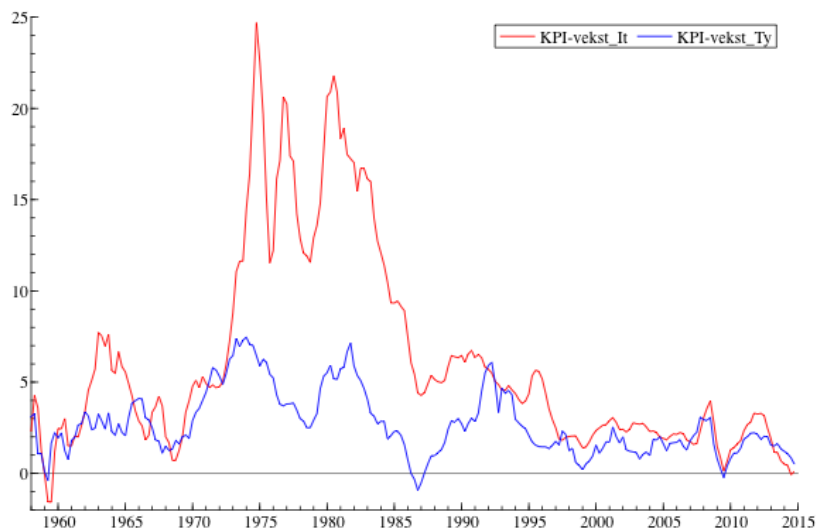
Systemet ble innført i april 1972, og de opprinnelige medlemslandene var grunnleggerne av EEC<sup>13</sup>. Forsøket på å holde stabile valutakurser var mislykket. Systemet eksisterte inntil 1979, men i løpet av levetiden forlot flere av medlemmene samarbeidet, både midlertidig og permanent. Marjolin (1975) mener at årsaken til at systemet feilet var ufordeleaktige hendelser i verdensøkonomien, mangel på politisk vilje til å håndtere vanskelige omstendigheter og manglende forståelse for hva som kreves av en monetær union. Fire av landene med størst grad av politisk diskrepans relativt til Tyskland - Frankrike, Italia, England og Irland - forlot samarbeidet. Italia forlot systemet for godt i februar 1973, mens Tyskland forble medlem inntil 1979.

Divergensen i landenes økonomiske målsetninger ble ytterligere forsterket av firedoblingen av oljeprisen i siste kvartal i 1973 (Gros og Thygesen, 1998). Oljeprissjokket ga en sterk prisvekst i flere europeiske land. Det var imidlertid en grad av politisk uenighet forbundet med hvordan man skulle håndtere sjokket da det oppsto en situasjon med høy inflasjon og høy ledighet - stagflasjon.

Ifølge Frieden og Eichengreen (2001), var det to kilder til de makroøkonomiske ubalansene som oppsto i Italia etter oljeprissjokket 1973. Den første var høye budsjettunderskudd som i stor grad ble finansiert ved pengetrykking. Det andre problemet var den vedvarende inflasjonen. Et strengt lønnsindekseringsregime mellom fagforeningene og arbeidsgiverne i Italia ble forhandlet frem i 1975. Et slikt system skulle sikre at arbeidstakernes kjøpekraft ikke ble svekket. En uheldig konsekvens av et slikt system er at det kan føre til en inflasjonsspiral, ettersom priser og lønninger stiger i takt. Den resulterende divergensen i inflasjonsratene fra 1973 er illustrert i figur 4.2. Inntil sjokket i oljeprisen hadde inflasjonsdifferansen mellom Tyskland og Italia vært stabil, men fra 1973 ser man en klar divergens.

---

<sup>13</sup>European Economic Community. Initiativtakerne var Italia, Vest-Tyskland, Frankrike, Nederland, Luxembourg og Belgia



FIGUR 4.2: Årlig inflasjon i Italia og Tyskland.

På et overordnet nivå tolker vi den sterke økningen i gjennomsnittsnivå (fra  $-0,31\%$  til  $5,9\%$ ) for rentedifferansen som et uttrykk for politiske uenigheter, spesielt kontrasten mellom pengepolitikken i Italia og Tyskland. Ulik håndtering av oljesjokket førte til store inflasjonsdifferanser, og la dermed press på valutakursene. Summen av disse faktorene bidro til en volatil valutakurs i perioden (1973-1979), illustrert i figur 4.1. For innenlandske investorer vil høy og eskalerende inflasjon være lite ønskelig, ettersom det bygger en forventning om at fremtidige faste betalinger vil tape kjøpekraft. Sparing er utsettelse av konsum, og dette fremstår som lite attraktivt ved potensielt negative realrenter. Utenlandske investorer vil oppfatte den høye og eskalerende inflasjonsdifferansen som et tegn på fremtidig depresiering og dermed kreve en risikopremie. Valutakursvolatiliteten var uønsket fra tyske og italienske myndigheter, men ble konsekvensen av ønsket om å drive en selvstendig økonomisk politikk. Perioden var kjennetegnet av ustabil og sterk depresiering av ITL, og vi finner dermed ikke et sterkt teorigrunnlag for at rentedifferansen skal være stasjonær.

I mars 1979 blir et nytt valutasamarbeid, kalt EMS<sup>14</sup>, initiert med hensikt å på nytt stabilisere valutakursene. Tyskland og Italia var blant medlemslandene, hvor førstnevnte fungerte som et «anker» i samarbeidet (Blanchard et al., 2010). Fra figur 4.1 er det tydelig at det følger en periode med lavere variabilitet i valutakursen fra omtrent 1979. Ved initieringen var det fremdeles store differanser i inflasjonsratene blant deltakerlandene, hvor Tyskland hadde konsistent lavere inflasjon enn resten av Europa. Majoriteten av landene ble enig om bånd på  $\pm 2\%$  valutakursfluktuasjoner fra den sentrale pariteten. Italia, som hadde særskilt høy inflasjon, ble tillatt fluktuasjoner på  $\pm 6\%$ . Deltakerne kunne ikke felle selvstendig beslutning om devalueringer og samtidig forbli medlem av systemet. Endrin-

<sup>14</sup>European Monetary System

ger i sentralpariteten måtte behandles og godtas i IMF.

I 1979 ble verden rammet av et nytt oljeprissjokk. Press på systemet kan ha oppstått som en konsekvens av økende italiensk inflasjonsdifferanse relativt til Tyskland m.fl. Driftsbalansen ble brått verre, produksjonen stagnerte og arbeidsledigheten økte på nytt. Den første devalueringen i systemet skjer i september 1979. Beslutningen er kontroversiell (Gros og Thygesen, 1998). Devalueringen var en felles handling, hvor alle medlemslandene svekket sin valuta mot DEM. Den omstendelige prosessen rundt devalueringen kan ha betydd mye for troverdigheten til regimet på et tidlig tidspunkt, og bidratt til at rentedifferansen var stabil i et par år før det påviste bruddet i april 1981.

24 september 1979	+2,0%
23 mars 1981	+6,5%
5 oktober 1981	+8,8%
14 juni 1982	+7,2%
21 mars 1983	+8,2%
22 juli 1985	+8,5%
7 april 1986	+3,0%
12 januar 1987	+3,0%
8 januar 1990	+3,7%

TABELL 4.2: Revalueringer av DEM mot ITL 1979-1990. Kilde: Gros og Thygesen (1998).

### 4.3 Tredje delperiode: En turbulent start på EMS (1981-1986)

Den påfølgende perioden, 1981-1986, var fortsatt preget av store inflasjonsdifferanser. Inflasjonsdifferansene ga signaler om behov for ytterligere devalueringer på lengre sikt. Etter devalueringen i september 1979, skjer det ingen ytterligere justeringer før italienske myndigheter 18 måneder senere ber om en 6% devaluering av ITL. Det sammenfaller med konfidensintervallet rundt det påviste bruddet i 1981. Devalueringen var en følge av at Italia ikke greide å dempe inflasjonen som fulgte av oljeprissjokket av samme institusjonelle årsaker som tidligere: lønnsindeksering, «relativt» ekspansiv finans- og pengepolitikk, og som en konsekvens av dette opplevde Italia en forverring av driftsbalansen (Gros og Thygesen, 1998). Vi tror at markedet oppfattet devalueringen som et tegn på svakhet, og som et signal på ytterligere devalueringer. Det fulgte ytterligere sterke devalueringer av ITL over de neste to årene som kan ha bekreftet dette inntrykket. Således er det naturlig at investorene ønsker en større risikopremie for å investere i italienske statsobligasjoner relativt til tyske, og at dette manifesterer seg i form av at gjennomsnittsnivået for rentedifferansen endres fra 5,9% til 9,1% i perioden april 1980 til mai 1986.

De første fire årene (1979-1983) av EMS var turbulente med hyppige devalueringer, samtidig som det pågikk økonomiske reformer for å sikre konvergens i makroøkonomiske forhold. Det ble besluttet at Banca d'Italia ikke lengre var forpliktet til å kjøpe overskuddstilbud av statsgjeld. Denne hendelsen har blitt kjent som «skilsmissen» mellom finansdepartementet og nevnte sentralbank i 1981. Etter den store justeringen av fastkursen i 1983, følger en periode på 28 måneder uten videre devalueringer. Inflasjonen er fallende i siste del av perioden, men det blir i juli 1985 foretatt en ny stor devaluering som følge av at italiensk inflasjon fortsatt er høyere enn gjennomsnittet i eurosonen.

Vi er av den oppfatning at fraværet av stasjonaritet i denne delperioden skyldes at devalueringene av ITL er for uforutsigbare og av relativ stor størrelsesorden. Mer forutsigbare omstendigheter ville sannsynligvis gitt mer stabile renter i perioden. Etter juli 1985 følger en periode hvor inflasjonsdifferansen mellom Tyskland og Italia konvergerer ytterligere. Videre følger det en devaluering av beskjeden størrelsesorden i april 1986. Markedet observerer dette, og vi finner et nytt brudd i mai 1986. Bruddet indikerer en overgang til et nytt og lavere likevektsnivå mellom de to renteseriene.

#### 4.4 Fjerde delperiode: Stabil renteutvikling og «Black Wednesday» (1986-1996)

Testresultatene påviser et nytt brudd i 1986 med relativt smalt konfidensintervall. Vårt inntrykk at bruddet skyldes overgangen til et regime hvor inflasjonsdifferansene er mindre og hvor harmoniseringen av andre makroøkonomiske forhold øker. Fra og med mai 1986 er rentedifferansen relativt stabil rundt det nye gjennomsnittsnivået på 4,86%. Det blir foretatt en devaluering av liten størrelsesorden i september 1987. Devalueringen markerer overgangen til en periode som er beskrevet som mindre turbulent i litteraturen. Ifølge Gros og Thygesen (1998) beskrev sentralbankene i EMS behovet for ytterligere devalueringer etter 1987 som mindre, men tilstedeværende, med bakgrunn i inflasjonskonvergens i medlemslandene. Konsekvensen av dette er en mer stabil rentedifferanse, og testresultatene indikerer en stasjonær risikopremie i denne delperioden på 4,86%. Vi tolker reduksjonen i gjennomsnittsnivå som en styrking av troverdigheten til EMS. En risikopremie større enn null indikerer at markedsaktørene fortsatt opplevde ITL som overvaluert.

Første halvdel av 1990-tallet var preget av uro i de europeiske valutamarkedene. ITL var den første valutaen som ble eksponert for spekulative angrep under EMS-krisen i 1992-93 (Tronzano, 2001). Den 16 september 1992, «Black Wednesday», blir Storbritannia tvunget til å trekke UK Sterling ut av EMS. Italia blir også midlertidig suspendert fra samarbeidet, og devaluerte valutaen 7% over natten (Blanchard et al., 2010). Episoden kan ses i sammenheng med at Tyskland førte en streng pengepolitikk i forbindelse med

gjenforeningen med DDR<sup>15</sup>. Gjenforeningen ga en sterk etterspørselsøkning med tilhørende inflasjonspress innenlands, og Bundesbank responderte med å heve renten. Tyskland fungerte som «anker» i valutasamarbeidet, slik at medlemslandene ble nødt til å følge de tyske rentene for å begrense svekkelsen av egen valuta. I perioden som fulgte lot Italia valutakursen flyte, og så en økning i risikopremien på 10-års obligasjonene relativt til Tyskland. Uroen ble utnyttet av spekulanter som tok korte posisjoner i de svake valutaene, og lange posisjoner i DEM.

Ifølge Tronzano (2001) er det dominerende synet i litteraturen at de spekulative angrepene mot ITL i stor grad var drevet av makroøkonomiske ubalanser. I tillegg til ubalanser i offentlige finanser var vesentlige tap i konkurransevnen mot utlandet en medvirkende årsak til at Italia forlot EMS i september 1992. Økt valutakursvolatilitet og redusert tillit til fastkursregimene i de resterende EMS landene preget det europeiske pengemarkedet høsten 1992. Etter spekulative angrep på andre europeiske valutaer ble det innført bånd på  $\pm 15\%$  i august 1993. I praksis medførte båndene flytende valutakurser (Gros og Thygesen, 1998).

Reformutviklingen fortsatte utover 1990-tallet og i februar 1992 ble Maastricht-traktaten signert. Avtalen tredde i kraft i 1993, og var første steg mot den europeiske union (EU) slik vi kjenner den i dag. Restriksjoner på kapitalstrømmer innenfor unionen ble i praksis fjernet i løpet av 1993. For å bli en del av valutaenheten som ble implementert i 1999 måtte en rekke krav være oppfylt. Kravene blir kalt konvergenzkriterier, og reflekterer nødvendigheten av harmonisering av makroøkonomisk politikk dersom man deler valuta- og pengepolitikk. Kravene var konkrete og knyttet til målbare størrelser som inflasjon, bruttogjeld som andel av BNP, renter, valutakursbevegelser og budsjettunderskudd.

Det hastet å iverksette tiltak for å unngå at det skulle oppstå en selvoppfyllende spiral mellom valutakursdevaluering og inflasjon i Italia. Tvil knyttet til bærekraften i offentlig gjeld og valutakursrisiko, presset rentedifferansen mellom tyske og italienske statsobligasjonsrenter til 6,3% i mars 1995. Etter en periode utenfor valutasamarbeidet, slutter Italia seg til EMS-samarbeidet igjen høsten 1996. Det sammenfaller grovt sett med det fjerde strukturelle bruddet i 1996 og tilhørende konfidensintervall.

## 4.5 Femte delperiode: Tilbake i EMS og felles valuta (1996-2010)

Etter en «peak» i rentedifferansen i 1995, indikerer figur 1.2 en tydelig vedvarende reduksjon i rentedifferansen på slutten av 90-tallet. Etter at Italia igjen slutter seg til EMS i 1996, synker den bilaterale valutakursvolatiliteten sterkt før innføringen av felles valuta i

---

<sup>15</sup>Deutsche Demokratische Republik

januar 1999. Innføringen av felles valuta impliserer fravær av valutarisiko, slik at perfekte markeder, null kredittrisiko og likvide markeder ville ført til perfekt konvergens.

I kjølvannet av at Italia igjen slutter seg til EMS i 1996, ble det ført en nøktern økonomisk politikk for å kvalifisere Italia til medlemskap i EU. Det er verdt å merke seg at Italia ikke oppfylte gjeldskravene ved innlemmingen i den monetære unionen i 1999, og hadde bruttogjeld som andel av BNP på over det dobbelte av hva som ble spesifisert som et krav i Maastricht-traktaten<sup>16</sup>. Italia ble tillatt medlemskap under betingelse om gjeldsreduksjon over tid. Blanchard et al. (2010) nevner at Italia var det landet blant de opprinnelige medlemmene som hadde mest problemer med å overholde konvergenskriteriene. Ved å bli medlem av unionen måtte landet gi slipp på selvstendig pengepolitikk, og kunne dermed ikke trykke penger for å betale ned på gjeld. Isolert sett ville dette ha gitt høyere kredittrisiko, til tross for fravær av valutarisiko (Codogno et al., 2003). Codogno et al. (2003) finner støtte for at rentedifferansen mellom Italia og Tyskland i stor grad kan forklares av gjeld som andel av BNP relativt til Tyskland i perioden 1999-2002.

Forventningene til den europeiske monetære unionen og implementeringen av felles valuta, bidro til at rentedifferansen fluktuerte i underkant av 0,5% fra september 1997 til februar 2008. Innføringen av euro skulle bidra til et mer integrert marked for europeiske statsobligasjoner, og utviklingen i rentedifferansen i denne tiårs-perioden tydet på at tyske og italienske statsobligasjoner kunne bli betraktet som tilnærmet perfekte substitutter. Vi tolker det slik at det er et klart likevektsforhold i størstedel av perioden med en gjennomsnittlig risikopremie på 0,5%. Men statsobligasjonsmarkedet forble mer heterogent enn EMUs pengemarked, og rentedifferansen begynte på nytt å divergere ved årsskiftet 2007/2008.

#### 4.6 Sjette delperiode: Finans- og gjeldskrise (2010-2014)

Rentedifferansen divergerte senhøsten 2007 og utover vinteren 2008 da subprime-krisen i USA førte til uro i finansmarkedene. I kjølvannet av Lehman Brothers kollapsen 15. september 2008 har finansmarkedene i større grad priset inn ulike lands kredittrisiko (Zoli, 2013). Den økende usikkerheten knyttet til bærekraften i italienske statsfinanser, samsvarer med det påviste strukturelle bruddet i november 2010. Tyskland på sin side opplevde en «flight-to-quality» effekt hvor tyske statsobligasjoner ble oppfattet som mer solide enn tilsvarende italienske statspapirer. Etttersom den påfølgende gjeldskrisen eskalerte ble den oppfattede kredittverdigheten til landene i eurosonen stadig viktigere for prisingen av statsgjeld.

---

<sup>16</sup>Krav: bruttogjeld/BNP < 60%

Sommeren 2011 økte presset på italienske statsobligasjonsrenter betraktelig. Frykten for at Italias gjeld skulle bli uhåndterbar og at landet skulle være en trussel mot eurosamarbeidet, førte til krav om øyeblikkelig handling fra partene i eurosonen. Finansmarkedene vurderte faren for statsgjeldsmislighold som stor og frykten for en dominoeffekt dersom Hellas skulle falle, syntes reell. I løpet av høsten 2011 og vinteren 2012 nedgraderte de tre store internasjonale ratingbyråene S&P, Moody's og Fitch Italias statsgjeld, som bidro til en ytterligere økning i landets lånekostnader og følgelig større vanskeligheter med refinansiering.

I september 2012 lanserte ECB «Outright Monetary Transactions Program» (OMT). Målet var å kjøpe ubegrenset med 1-3 årige statsobligasjoner fra land i eurosonen som søkte om krisehjelp fra det permanente krisefondet. ECBs støttekjøp var en del av en langsiktig plan for å få på plass nødvendige strukturelle endringer i euroområdet og påla krav om innføring av reformer i de gjeldstyngede landene. Støttekjøpene ble begrunnet ut ifra en uakseptabel stor risikopremie knyttet til frykt for oppløsning av eurosamarbeidet, og var således et tiltak for å tvinge rentene mer i retning av hva ECB mente var riktig sett i lys av fundamentale forhold (Siekmann og Wieland, 2013). Etter annonseringen avtok rentedifferansen gradvis høsten 2012. Ulik oppfattet kredittverdighet i Tyskland og Italia, etterfulgt av OMT-programmet og lavkonjunktur i Europa støtter fraværet av stasjonaritet i rentedifferansen i delperioden.

## 4.7 Oppsummering strukturelle brudd

I foregående delkapitler drøftet vi mulige årsaker til bruddene påvist i kapittel 3.2 og dro frem momenter som talte for eller imot stasjonære delperioder. Vi gir en kort oppsummering.

- Første delperiode (1958-1974): Perioden bar preg av relativt harmonisk utvikling av makroøkonomiske forhold mellom de europeiske økonomiene og et troverdig fastkursregime. Rentedifferansen var stasjonær rundt et gjennomsnittsnivå på -0,31%. Det påviste bruddet i 1974 blir satt i sammenheng med den vedvarende høye inflasjonen i Italia etter oljeprissjokket i 1973.
- Andre delperiode (1974-1981): Store inflasjonsdifferanser bidro til volatile valutakurser frem til initieringen av EMS i 1979. Et nytt oljeprissjokk ga ringvirkninger i form av svekket driftsbalanse og økt arbeidsledighet. Etterfølgende devalueringer av ITL kan ha svekket troverdigheten til regimet og vi identifiserer et positivt strukturelt brudd i forbindelse med to kraftige devalueringer i 1981. Rentedifferansen i denne perioden er ikke-stasjonær, og har et gjennomsnitt lik 5,9%.



- Tredje delperiode (1981-1986): Første halvdel av denne perioden er preget av flere store devalueringer av ITL. I andre halvdel avtar inflasjonsdifferansen gradvis. Rentedifferansen er ikke-stasjonær. Vi tolker funnet som en naturlig konsekvens av de turbulente makroøkonomiske forholdene i perioden, og gjennomsnittsnivået for rentedifferansen på 9,06% er det høyeste blant de identifiserte regimene.
- Fjerde delperiode (1986-1996): Perioden er preget av økt harmonisering i de makroøkonomiske forholdene. Rentedifferansen er stasjonær rundt et gjennomsnitt på 4,86%. Vi tolker overgangen til en lavere risikopremie for italienske statsobligasjoner som et uttrykk for at investeringsforholdene fremsto som mer forutsigbare sammenlignet med de foregående periodene. Italia reduserte sin relative inflasjon betraktelig, men det er sannsynlig at investorene krevde kompensasjon i en lengre periode som en konsekvens av de 15 foregående årene.
- Femte delperiode (1996-2010): Italia trer igjen inn i EMS i 1996 og innehar en troverdig fastkurs inntil innføring av felles valuta i januar 1999. Omtrent total konvergens mellom rentene preger intervallet 1999-2007. Ny divergens oppstår som en konsekvens av at finanskrisen skaper uro i finansmarkedene. Rentedifferansen er stasjonær i denne delperioden, og vi finner en risikopremie lik 0,52% ved investering i italienske statsobligasjoner i regimet.
- Sjette delperiode (2010-2014): Gjeldskrisen rammet Italia hardt. Usikkerhet knyttet til Italias svake økonomiske utsikter bidro til en økning i rentedifferansen, før tiltak fra ECB og lavkonjunktur i Europa har bidratt til gradvis lavere rentedifferanse. Disse motstridende effektene på rentedifferansen bidrar til at vi ikke finner et stasjonært forhold mellom rentene i denne perioden.

Vi har nå identifisert mulige årsaker til de strukturelle bruddene, og forsøker å modellere rentedifferansen i neste kapittel. Den økonometriske modelleringen er i tråd med teorien om kointegrasjon og betinget VAR-modell, og gjør oss i stand til å undersøke et likevektsnivå for rentedifferansen.

## 5 Dynamisk makromodell

I denne delen gjør vi et forsøk på å avdekke hvilke faktorer som har drevet rentedifferansen og i hvilken grad de kan bidra til å forklare bruddene i gjennomsnittsverdi for rentedifferansen avdekket i kapittel 3. Den dynamiske makromodelleringen er strukturert som følger. Først gjør vi antakelser og nødvendige forenklinger for å kunne sette opp en sparsommelig og velspesifisert dynamisk modell. I kapittel 5.1 presenterer vi variablene i den estimerbare modellen vi til slutt ender opp med. Videre tester vi stasjonaritetsegenskapene til variablene ved bruk av ADF-test. Med utgangspunkt i et rammeverk presentert i Harbo et al. (1998) modellerer vi et dynamisk partielt system. Vi antar kointegrasjonsrangelik 1 og svak eksogenitet blant høyresidevariablene. Det indikerer at vi med rimelighet kan gjøre gyldig inferens på det partielle enligningssystemet for rentedifferansen. Vi presenterer en grafisk analyse av parameterstabilitet og avslutter den dynamiske analysen med å sammenligne bruddestimatene fra kapittel 3 med den langsiktige løsningen.

Den dynamiske modelleringen vi foretar gjør oss i stand til å anslå hvilke effekter som påvirker rentedifferansen på kort og lang sikt, samt estimere justeringshastigheten tilbake til et likevektsnivå for rentedifferansen. Det er naturlig at det langsiktige forholdet mellom statsobligasjonsrenter og makroøkonomiske variabler kan bryte sammen på kort sikt, spesielt i perioder med finansielle ubalanser. Eksempelvis har italienske renter siden høsten 2012 gradvis avtatt til tross for at gjeldsandelen øker. Slike aspekter indikerer at vi bør skille mellom effektene som virker inn på rentedifferansen på kort- og lang sikt. Midlertidige avvik i det langsiktige likevektsnivået kan skyldes kortsiktige effekter grunnet pengepolitiske tiltak, nominelle sjokk, kortsiktig finanspolitikk eller konjunktursvingninger.

Vi tror, som nevnt, at de strukturelle bruddene blant annet kan skyldes endringer i kredibiliteten til valutakursregimene. Forholdet mellom rentedifferanser og makroøkonomiske variabler avhenger av graden av kapitalmobilitet (Bernhardsen, 2000). Dersom kapitalmobiliteten er perfekt og URP holder, vil rentedifferansen *kun* påvirkes av forventet depresieringsrate. Etersom forventet valutakursdepresiering er en ikke-observerbar variabel, vil vi konsentrere oss om variablene som kan tenkes å ha styrt forventningene i perioden før innføring av felles valuta. Disse faktorene vil også representere en risikofaktor for investorer etter innføringen av EMU, som følge av ubalansene som oppstår når deltagere ikke lenger har muligheten til å korrigere ubalanser ved å devaluere valutakursen eller føre en selvstendig pengepolitikk.

I det følgende antar vi perfekt kapitalmobilitet og ser dermed vekk fra begrensning på kapitalbevegelser som en mulig forklaring på renteforskjellene. I tillegg ser vi bort i fra ek-

sistensen av en likviditetspremie. Spørsmålet vi stiller er helt enkelt: «Kan fundamentale makroøkonomiske forhold forklare de strukturelle bruddene i rentedifferansen i perioden?»

## 5.1 Valg av makrovariabler

Med begrenset utvalgsstørrelse og et stort antall mulige forklaringsvariabler som i teorien kan forklare rentedifferansen, står vi ovenfor en utfordrende modelleringsoppgave. Grunnet begrenset tilgang på data før 1970-tallet, vil denne delen av analysen basere seg på kvartalsdata i perioden 1972Q1-2014Q1. For å oppnå stabile parameterverdier blir utvalg og frekvens valgt med hensyn på å sikre tilgang til flest mulig variabler med lengst mulig tidshorison. Ettersom enkelte makroøkonomiske variabler, gitt tidshorisonen vi studerer, typisk er tilgjengelig på årlig basis, benytter vi lineær interpolering av lav-frekvente data for å få kvartalsdata. En implisitt antagelse ved transformasjonen er at vekstraten er konstant mellom to interpoleringspunkter. Dette er i tråd med lignende studier som eksempelvis Caceres et al. (2010).

Ettersom denne delen av oppgaven baserer seg på kvartalsdata kontrollerer vi for sesongvariasjoner og fire lags for øvrige forklaringsvariabler. Vi starter med å spesifisere en generell modell<sup>17</sup> som inkluderer mulige variabler som begrunnet i økonomisk teori kan forklare rentedifferansen. Dernest settes ikke-signifikante koeffisienter lik null. Vi tester teoretiske og empiriske restriksjoner og pålegger disse dersom modellen forenkles uten at føyningen<sup>18</sup> blir svekket.

I det følgende gir vi en kort beskrivelse av variablene i sluttmodellen, og bakgrunn for hvorfor de skal påvirke rentedifferansen, basert på økonomisk teori og tidligere litteratur. De forventede effektene er oppsummert i tabell 5.1, mens tabell B.2 i appendiks viser deskriptiv statistikk for variablene i sluttmodellen.

<b>Forklaringsvariabel</b>	<b>Forkortelse</b>	<b>Forventet fortegn</b>
Inflasjon*	$\pi$	+
Nettogjeld relativt til BNP*	$D$	+
Primærbalanse relativt til BNP*	$PB$	-
Depresieringsrate (ITL/DEM)	$\Delta e$	-
Oljepris i USD**	oil	+

TABELL 5.1: Oversikt over makrovariabler, forkortelser og forventet fortegn. \*Italiensk variabel fratrukket tilsvarende variabel for Tyskland. \*\*Naturlig logaritme.

<sup>17</sup>GUM: General Unrestricted Model

<sup>18</sup>Målt ved standardavviket

## Forventet inflasjon

Forventet inflasjon kan påvirke rentene gjennom flere kanaler. En sentral teori i denne sammenheng er Fisher-effekten som tilsier at en økning i forventet inflasjon skal føre til en-til-en økning i renten på mellomlang sikt (Blanchard et al., 2010). Bakgrunnen er at investorer baserer sine beslutninger på realrenter og ikke på nominelle renter. Hvis Fisher-effekten holder i Tyskland og Italia vil man, ifølge teorien, forvente at en økning i forventet inflasjonsgap vil medføre en en-til-en økning i rentedifferansen. Videre vil man gjennom teorien om KKP<sup>19</sup> forvente at inflasjonsdifferanser mellom nære handelspartnere, som Tyskland og Italia, på lang sikt vil medføre tilsvarende depresiering av valutaen for å gjenopprette konkurransekraft. Basert på dette forventer vi at det vil være en positiv sammenheng mellom inflasjonsdifferanse og rentedifferanse. Vi har antatt rasjonelle forventninger i analysen, og bruker faktisk inflasjon som en proxy på forventet inflasjon.

## Gjeld

Fra et fundamentalt perspektiv vil investorer se på det som mer risikabelt å kjøpe gjeld fra land med lavere betalingsevne. Ettersom gjeldsandelen øker, er rentedifferansen forventet å øke som en reaksjon på høyere risiko knyttet til mislighold, depresiering eller inflasjon. En økning i nettogjeld/BNP i Italia relativt til Tyskland er derfor forventet å føre til en økning i rentedifferansen. Maltritz (2012) viser at gjeld som andel av BNP er blant de mest sannsynlige driverne av rentedifferansen.

## Primærbalansen

Primærbalansen er det offentlige inntekter fra skatter og avgifter fratrukket utgifter til konsum og investeringer. Et underskudd på primærbalansen vil medføre at løpende utgifter for det offentlige til dels blir finansiert med lån. En reduksjon av primærbalansedifferansen er forventet å gi en positiv effekt på rentedifferansen som følge av at investorer oppfatter kredittrisikoen som større i Italia relativt til Tyskland. Disse forventningene er i tråd med Ardagna et al. (2007) som finner at en svekkelse på 1% av BNP i primærbalansen for et utvalg av 16 OECD land, deriblant Italia, fører til en økning i statsobligasjonsrenten på 10 bp.

## Oljepris

Gitt at oljeprisen er en viktig innsatsfaktor i økonomien og at vi ser rentedivergens i etterkant av de to store oljesjokkene i 1973 og 1979, bruker vi oljeprisen som en risikofaktor i seg selv. Økningen i oljeprisen vil gi økt inflasjonspress for både Tyskland og Italia, men vi tror at effekten kan være asymmetrisk. Cologni og Manera (2008) finner i en

---

<sup>19</sup>Kjøpekraftsparitet

studie av G7-landene, at produksjonsveksten i Tyskland ikke er påvirket av oljeprissjokk. Studien påpeker også at produksjonen i Italia er sårbar for oljeprisvariasjon som følge av særskilt importavhengighet. Gibson et al. (2012) finner en positiv effekt av oljepris på rentedifferansen mellom greske og tyske obligasjoner, og tillegger dette samme årsak, nemlig at Hellas er mer oljeimportavhengig. Variabelen, *oil*, er den naturlige logaritmen av råolje for OECD-landene i USD.

## Depresieringsrate

Vi tror det vil være en negativ langsiktig effekt av endringer i depresieringsraten som følge av udekket renteparitet, og på bakgrunn av dette tror vi at endringer i depresieringsraten kan ha forklart utviklingen av rentedifferansen i perioden hvor Italia og Tyskland ikke delte felles valuta. Det kan også eksistere mer kortsiktige effekter som en følge av at aktørene i finansmarkedene oppfatter en valuta som til stadighet devaluerer som en «svak» valuta.

## Andre variabler

Vi har i utgangspunktet estimert alternative modeller med flere forklaringsvariabler og annen funksjonell form enn sluttmodellen. Sluttmodellen er et produkt av prøving og feiling med en rekke sentrale makrovariabler som var tilgjengelig med tilstrekkelig tidshorison. Andre variabler som har vært forsøkt er driftsbalanse, BNP-vekst, kvadrert nettogjeld, bruttogjeld, industrilønnsvekst og arbeidsledighetsrate. Variablene er ikke beskrevet i nærmere detalj, grunnet at de ikke inngår i den endelige dynamiske modellen.

### 5.1.1 ADF-test makrovariabler

Før vi fortsetter med modelleringen av rentedifferansen er det viktig å undersøke tids-serieegenskapene til makrovariablene som er inkludert i analysen. Vi utfører ADF-tester beskrevet i kapittel 2.3 for å avgjøre integrasjonsordenen til variablene. Resultatene er gjengitt i tabell 5.2 og tilsier at  $\pi$ ,  $\Delta e$ ,  $PB$  og *oil* alle er  $I(1)$ . For  $\Delta D$  kan vi ikke forkaste nullhypotesen om enhetsrot. En ADF-test av  $\Delta^2 D$  indikerer at  $D$  er  $I(2)$ . I den videre oppgaven behandles den likevel som  $I(1)$ . Dersom variabelen var  $I(2)$  ville veksten i gjeldsdifferansen vært eksplosiv, en lite trolig egenskap for denne variabelen. En grafisk betraktning av  $\Delta D$  viser at variabelen tenderer til å vende tilbake til et gjennomsnitt, noe som støtter vår behandling av  $D$  som  $I(1)$ . Ettersom vi har funnet integrasjonsorden for variablene, er neste steg i vår analyse å introdusere kointegrasjon med hensikt å bygge en feilkorrigeringsmodell rundt en mulig sammenheng mellom variablene som er presentert.

Variabel	Lag-lengde (p)	Test-statistikk
$\pi$	9	-1,465
$\Delta\pi$	12	-3,023**
$\Delta e$	10	-2,612
$\Delta^2 e$	6	-9.171**
$D$	9	-1.448
$\Delta D$	8	-1,691
$\Delta^2 D$	9	-7,952**
$PB$	9	-1,938
$\Delta PB$	8	-3.591**
$oil$	1	-1,820
$\Delta oil$	1	-9,86**

TABELL 5.2: ADF-test makrovariabler. Testligning:  $y_t = \mu + \psi y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta y_{t-j} + u_t$ . 1972Q1-2014Q1, T=173. \*\*Indikerer signifikans på en prosents nivå.

## 5.2 Kointegrasjon og feilkorrigeringsmodell

Regresjonsanalyse med ikke-stasjonære variabler innebærer risiko for spuriøse sammenhenger, og dermed misledende inferens. En mulig løsning er å estimere en sammenheng mellom førstedifferansene av I(1) variablene. Ulempen er imidlertid at kun forholdet mellom variablene på kort sikt blir redegjort for. Et nyttig begrep i denne forbindelse er kointegrasjon. Generelt er det slik at en lineær kombinasjon av variabler integrert av ulik orden vil ha integrasjonsorden lik variabelen med høyest integrasjonsorden. Med andre ord vil en vanligvis forvente at en lineær kombinasjon av I(1) variabler vil være I(1). Dersom en lineær kombinasjon av I(1) variabler viser seg å være I(0), så eksisterer det et kointegrerende forhold. Eksempelvis påviste vi i kapittel 3 at en lineær kombinasjon av to I(1) variabler,  $i_{IT}$  og  $i_{TY}$ , var I(0) i enkelte delperioder. Et slikt forhold vil dermed indikere en kointegrerende sammenheng i de aktuelle delperiodene. Et kointegrerende forhold begrunnes ofte med fravær av arbitrasje. Vi begrunnet funnet av I(0) med at italienske og tyske obligasjoner bør bli betraktet som (imperfekte) substitutter, slik at rentene ikke vandrer fritt fra hverandre. Intuisjonen er at dersom rentene avviker mye fra likevektsforholdet, så vil markedsaktørene oppfatte avviket som en arbitrasjemulighet og tvinge rentene sammen ved kjøp(salg) av underpriset(overpriset) obligasjon.

Grangers representasjonsteorem sier at dersom det eksisterer en dynamisk lineær modell hvor tidsseriene er I(1) og med stasjonære residualer, så må variablene være kointegrert av orden (1,1) (Brooks, 2014). Dersom vi antar at det eksisterer én kointegrerende sammenheng mellom variablene, sier Grangers representasjonsteorem (Engle og Granger, 1987) videre at vi kan etablere én eller flere likevektskorrigeringsmekanismer mellom variablene. En feilkorrigeringsmodell gjør det mulig å studere sammenhengene både på kort og lang sikt. For å illustrere intuisjonen bak en feilkorrigeringsmodell tar vi først utgangs-

punkt i en ARDL(1,1)<sup>20</sup>, hvor vi antar at det er en kointegrerende sammenheng mellom  $y_t$  og  $x_t$

$$y_t = \delta + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + u_t \quad (5.1)$$

Denne modellen kan reformuleres til en feilkorrigeringsmodell ved å trekke fra  $y_{t-1}$  på begge sider, samt legge til og trekke fra  $\beta_0 x_{t-1}$  på høyresiden. Det gir

$$\Delta y_t = \delta + (\alpha_1 - 1)y_{t-1} + \beta_0 \Delta x_t + (\beta_0 + \beta_1)x_{t-1} + u_t \quad (5.2)$$

Som kan skrives om til følgende feilkorrigeringsform

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \delta + (\alpha_1 - 1) \left[ y - \frac{(\beta_0 + \beta_1)}{(1 - \alpha_1)} x \right]_{t-1} + \beta_0 \Delta x_t + u_t \\ \Delta y_t &= \delta + (\alpha_1 - 1) \left[ y - \gamma x \right]_{t-1} + \beta_0 \Delta x_t + u_t \end{aligned} \quad (5.3)$$

hvor  $\gamma = \frac{(\beta_0 + \beta_1)}{(1 - \alpha_1)}$ . Parameteren  $\beta_0$  representerer kortidseffekten på  $y$  av endring i  $x$ , mens  $\gamma$  angir langtidsforholdet mellom variablene. Justeringshastigheten, gitt ved  $(\alpha_1 - 1)$ , angir hvor stor andel av likevektsavviket i forrige periode som blir korrigert for fra  $t - 1$  til  $t$ . Denne parameteren bør være negativ med en absoluttverdi mellom 0 og 1, slik at  $y_{t-1} > \gamma x_{t-1}$  vil gi en negativ endring i  $y$  mot likevektsforholdet. En justeringsparameter nær 1 vil medføre en hurtig justering, mens en verdi nær 0 vil medføre større grad av treghet. Gitt at det eksisterer et kointegrerende forhold mellom  $y_t$  og  $x_t$ , vil alle variabler i (5.3) være I(0). Eksempelet er generaliserbart til flere variabler.

Dersom vi holder vekstratene konstante og redefinerer  $t - 1$  som  $t$ , får vi  $y_t$  på venstre side og følgende langsiktige løsning<sup>21</sup>

$$\begin{aligned} y(1 - \alpha_1) &= (\beta_0 + \beta_1)x + \text{konstant} \\ y &= \frac{(\beta_0 + \beta_1)x}{(1 - \alpha_1)} + \text{konstant} \\ y &= \gamma x + \text{konstant} \end{aligned} \quad (5.4)$$

En mye anvendt metode for å estimere parameterne i et kointegrerende system er Engle-Grangers 2-steps metode. En ulempe ved bruk av denne metoden er at det ikke er mulig å teste hypoteser rundt det kointegrerende forholdet. Vi tar derfor utgangspunkt i Johansen-metoden i neste avsnitt med den hensikt å kunne teste hypoteser rundt det kointegrerende forholdet mellom rentedifferansen og makrovariablene.

<sup>20</sup>Autoregressive distributed lag

<sup>21</sup>«Steady-state»

## 5.3 Johansen-metoden

Johansen (1992) viste hvordan en kan estimere kointegrerende forhold i et partielt system og at svak eksogenitet blant de betingede variablene er en nødvendig betingelse for å bruke inferensmetoder på kointegrasjonsvektoren. I dette delkapittelet følger vi Harbo et al. (1998). Vi tar utgangspunkt i en kointegrert VAR, og diskuterer hvilke betingelser som må være oppfylt for å teste hypoteser på kointegrasjonsvektoren i en partiell modell.

### 5.3.1 Betinget modell

Harbo et al. (1998) definerer en partiell modell, hvor hun skiller mellom endogene variabler ( $Y_t$ ) og svakt eksogene variabler ( $Z_t$ ). Fordelen med å bruke en partiell modell er at modelleringssoppgaven blir mer overkommelig sammenlignet med et system med en relasjon for hver variabel. Ulempen er at vi potensielt ignorerer hvordan variablene i systemet gjensidig påvirker hverandre. Hvorvidt den betingede modellen gir gyldige estimater, avhenger av om  $Z_t$  er svakt eksogen.

Modellen vi tar utgangspunkt i er en kointegrert VAR med lineære deterministiske ledd, kointegrasjonsrang lik  $r$  og dimensjon  $p$

$$\Delta X_t = \alpha\beta^\top X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \mu + \delta D_t + \varepsilon_t \quad (5.5)$$

hvor  $X_t$ ,  $\mu$ ,  $\varepsilon_t$  og  $\delta$  er  $(p \cdot 1)$  vektorer,  $\varepsilon_t$  er uavhengig og  $N_p(0, \Omega)$  fordelt.  $\alpha$  og  $\beta$  er  $(p \cdot r)$  matriser, mens  $\Gamma_1, \dots, \Gamma_k$  er  $(p \cdot p)$  matriser. I et enrelasjonssystem ville  $\beta^\top X_{t-1}$  tilsvare det enkle feilkorrigeringsleddet i ligning 5.3. I motsetning til Harbo et al. (1998) inkluderer vi ikke en deterministisk trend, men deterministiske variabler som sesongdummyer og konstantledd.

Videre antar vi at  $X_t$  er I(1) med bakgrunn i resultatene fra ADF-testene av rentedifferansen i kapittel 2.4 og av makrovariablene i kapittel 5.1.1. For å utlede en betinget, kointegrert VAR, forenkler vi først notasjonen ved å sette  $k = 2$

$$\Delta X_t = \alpha\beta^\top X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \mu + \delta D_t + \varepsilon_t \quad (5.6)$$

Vi dekomponerer  $X_t$  i  $Y_t$  og  $Z_t$ , hvor  $Y_t$  er av dimensjon  $p_1$  og  $Z_t$  er av dimensjon  $p_2$ .

Vi skriver dermed det kointegrerte VAR-systemet fra (5.6) som

$$\begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta Z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} \beta^\top \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Gamma_1 \\ \Gamma_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta Z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{pmatrix} D_t + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$



$$\begin{pmatrix} I & -\omega \\ 0 & I \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta Y_t \\ \Delta Z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} I & -\omega \\ 0 & I \end{pmatrix} \left[ \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} \beta^\top \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \Gamma_1 \\ \Gamma_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta Y_{t-1} \\ \Delta Z_{t-1} \end{pmatrix} \right. \\ \left. + \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{pmatrix} D_t + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \right]$$

Løser ut slik at den betingede modellen for  $\Delta Y_t$  blir

$$\begin{aligned} \Delta Y_t = & \omega \Delta Z_t + (\alpha_1 - \omega \alpha_2) \beta^\top X_{t-1} + (\Gamma_1 - \omega \Gamma_2) \Delta X_{t-1} + (\mu_1 - \omega \mu_2) \\ & + (\delta_1 - \omega \delta_2) D_t + \varepsilon_{ct} \end{aligned} \quad (5.7)$$

hvor  $\omega = \Omega_{12} \Omega_{22}^{-1}$  og  $\varepsilon_{ct} = \varepsilon_{1t} - \omega \varepsilon_{2t}$ . Fotskrift  $c$  indikerer at det er en betinget modell. Den marginale modellen for  $\Delta Z_t$  er gitt ved

$$\Delta Z_t = \alpha_2 \beta^\top X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-1} + \mu_2 + \delta_2 D_t + \varepsilon_{2t} \quad (5.8)$$

Dersom  $\alpha_2 = 0$  i (5.8), så er  $Z_t$  svakt eksogen (Enders, 2010). Svak eksogenitet medfører at det ikke er en feilkorrigeringsmekanisme i den marginale modellen, slik at  $Z_t$  variablene ikke reagerer på ulikevekt. Johansen (1992) viste at dersom den kointegrerende rangen er kjent, er svak eksogenitet en tilstrekkelig betingelse for å gjøre inferens på det kointegrerende forholdet, gitt ved  $\beta$ . Ved antagelse om at variablene i den marginale modellen er svakt eksogene, samt at vi har rang=1, kan vi bruke inferensmetoder på kointegrasjonsvektoren fra en enrelasjons betinget modell. I praksis vil dette bety at vi kan teste restriksjoner på kointegrasjonsvektoren.

## 5.4 Resultater fra dynamisk modellering

Etter å ha benyttet modellreduksjonsverktøy<sup>22</sup> for komme frem til en sparsommelig modell, går vi videre med kointegrasjonsanalysen. Vi pålegger rang = 1 og utfører modellestimering under den pålagte rangen. Deretter tester vi for gyldige teori- og databaserte restriksjoner i kointegrasjonsrommet ved å la kointegrasjonsrangen være uendret. Ved valg av antatt rang vil flesteparten av testene igjen ha standardfordelinger. Basert på resultatene fra Autometrics og den definerte kointegrasjonsvektoren estimerer vi en feilkorrigeringsmodell med olje, primærbalansedifferanse, gjeldsdifferanse og inflasjonsratedifferanse som forklaringsvariabler. Det gir oss muligheten til å vurdere hvilke av de signifikante variablene som har korttids- og langtidseffekter på rentedifferansen. Vi foretar en tolkning av parameterne i sluttmodellen og effektene av å inkludere dummyvariabler. Avslutningsvis drøfter vi om parameterestimaten i den endelige modellen er stabile.

### 5.4.1 Hypotesetesting i dynamisk modell

	Modell 1	Modell 2 $\beta_4=0$	Modell 3 $\beta_4=0, \beta_5=-1$
<i>oil</i>	-2,6746*** (0,7174)	-2.5106*** (0,6965)	-2,8280*** (0,7213)
<i>D</i>	-0,1741*** (0,0699)	-0,1723*** (0,0704)	-0,1988*** (0,0710)
<i>PB</i>	0,5473*** (0,2234)	0,5550*** (0,2251)	0,5860*** (0,2416)
$\Delta e$	-0,2303 (0,2451)	-	-
$\pi$	-0,8572*** (0,1411)	-0,8829*** (0,1398)	-1
$\alpha$	-0,0786*** (0,0129)	-0,0780*** (0,013)	-0,0718*** (0,0120)
Observasjoner	T = 169	T = 169	T = 169
Log-likelihood:	-76,9052	-77,4357	-77,7598
LR-test:	-	$\chi^2(1) = 1,0611 (0,3030)$	$\chi^2(2) = 1,7094 (0,4254)$

TABELL 5.3: Estimeringsperiode: 1972Q1 - 2014Q1. Standardfeil er rapportert i parentes. Signifikans: p-verdi  $\leq 0,01$ : \*\*\*, p-verdi  $\leq 0,05$ : \*\*, p-verdi  $\leq 0,1$ :\*

Vi normaliserer med hensyn på rentedifferansen og antar  $r = 1$ . Tabell 5.3 angir effektene og validiteten av ulike parameterrestriksjoner. For hver modell oppgir vi resultatene av en LR<sup>23</sup>-test, som tester alle restriksjonene i modell  $i$  i forhold til modellen uten innførte restriksjoner(modell 1). Vi ser fra modell 1 at effekten av depresieringsraten ikke er statistisk signifikant. Resultatene fra LR-testen i modell 2 fører dermed til at vi ikke

<sup>22</sup>Autometrics: programtillegg i PcGive.

<sup>23</sup>Likelihood Ratio

kan forkaste nullhypotesen om at effekten av depresieringsraten er lik null. Det indikerer at det ikke eksisterer en langsiktig effekt av depresieringsraten på rentedifferansen. I modell 3 tester vi i tillegg restriksjonen om at inflasjonsdifferansen har en negativ langsiktig en-til-en effekt på rentedifferansen. En slik effekt er i tråd med Fisher-hypotesen som tilsier at nominelle renter for et land på lang sikt vil bevege seg en-til-en med inflasjonen. LR-teststatistikken indikerer at restriksjonene er gyldige. Vi innfører dermed disse modellrestriksjonene i estimeringen av feilkorrigeringsleddet i neste avsnitt.

### 5.4.2 Kointegrasjonsvektor

Kointegrasjonsvektoren med innførte restriksjoner er gitt som

$$ECM_{t-1} = Spread_{t-1} - 2,83oil_{t-1} - 0,20D_{t-1} + 0,59PB_{t-1} - \pi_{t-1} \quad (5.9)$$

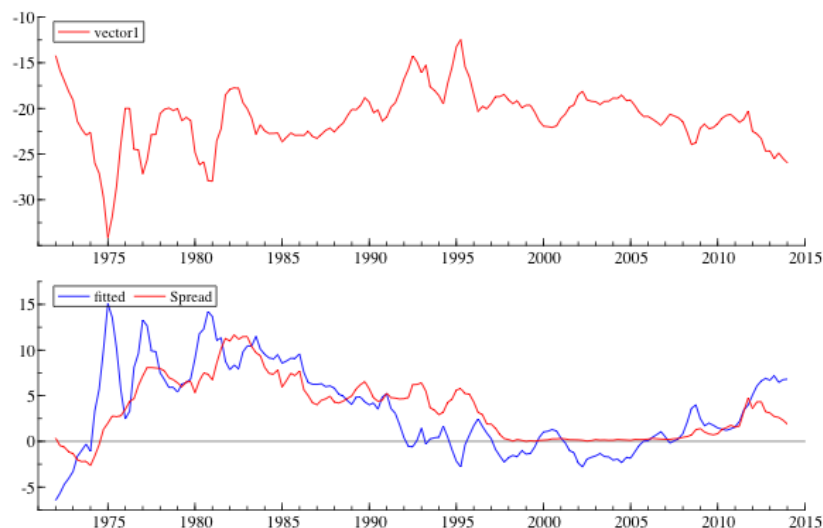
og angir en langsiktig sammenheng mellom rentedifferansen og de antatt svakt eksogene variablene *oil*, *D*, *PB* og  $\pi$ .  $\beta$ -estimatene samsvarer med forventningene gitt av økonomisk teori i kapittel 5.1 og kan oppsummeres på følgende måte:

- Et 1 prosentpoeng økning i gjeldsdifferansen (*D*) gir en 0,20 prosentpoeng økning i rentedifferansen. Resultatet indikerer at en økning i differansen mellom landenes gjeldsrate, en indikasjon på svekket tilbakebetalingsevne i Italia relativt til Tyskland, vil gi utslag i økt rentedifferanse.
- En 1% økning i oljeprisen i USD (*oil*) fører til en 0,028 prosentpoeng økning i rentedifferansen<sup>24</sup>. Dermed finner vi støtte for at det har vært en asymmetrisk effekt på rentene av oljeprisvariasjon. Selvom effekten er statistisk signifikant, så er den praktiske signifikansen av effekten på rentedifferansen liten. Effekten er, i størrelsesorden, på linje med det som finnes av Gibson et al. (2012) i deres studie av rentedifferansen mellom Tyskland og oljeimportavhengige Hellas.
- Et 1 prosentpoeng økning i primærbalansedifferansen (*PB*) fører til en 0,59 prosentpoeng reduksjon i rentedifferansen. Det betyr at en økning i primærbalansedifferansen - et tegn på bedring av Italias relative tilbakebetalingsevne - isolert sett vil redusere rentene på Italias gjeld relativt til Tyskland.

Øvre del av figur 5.1 viser den estimerte kointegrasjonsvektoren. Sett bort i fra det store avviket i 1975, fluktuerer vektoren rundt et gitt nivå, og underbygger dermed antagelsen om et kointegrerende forhold. Avviket skyldes det store inflasjonsgapet, og kan være en konsekvens av at vi bruker faktisk inflasjon som proxy på forventet inflasjon. Det er indikasjoner på at inflasjonen var uforventet høy på 1970-tallet, spesielt i Italia som

---

<sup>24</sup>Oljepris på logform



FIGUR 5.1: Kointegrasjonsvektor og kointegrerende forhold.

tidvis opplevde negative realrenter<sup>25</sup>. I en slik situasjon, hvor faktisk inflasjon overstiger forventet inflasjon mye, så vil den estimerte reaksjonen fra kointegrasjonsvektoren være uforholdsmessig stor hvis aktørene legger forventet inflasjon til grunn for sin investeringsbeslutning.

I nedre del av figur 5.1 er det kointegrerende forholdet dekomponert i to: Den faktiske rentedifferansen og den estimerte verdien fra kointegrasjonsvektoren. Det at de grovt sett følger hverandre støtter eksistensen av et kointegrerende forhold. De store inflasjonssjokkene på 70- og 80-tallet utmerker seg som topper på den blå linjen. Videre ser vi at den estimerte langtidssammenhengen og rentedifferansen følger hverandre i perioden med italiensk disinflasjon inntil 1991, hvor det oppstår et stort nytt avvik mellom de to komponentene. Langtidssammenhengen tilsier tidligere rentekonvergens enn den faktiske rentekonvergens i forbindelse med innføringen av felles valuta. Det skyldes stadig større makroøkonomisk konvergens. En mulig årsak til at rentene forble høyere enn hva som tilsies av langtidsløsningen er valutakrisen som oppsto i mellomtiden, beskrevet i kapittel 4.4. I løpet av årene med felles valuta før finanskrisen viser langtidssammenhengen mer variasjon enn hva som faktisk observeres. Periodevis viser langtidssammenhengen at den estimerte rentedifferansen bør være negativ. Det er i hovedsak en konsekvens av forbedringen av gjeldssituasjonen i Italia relativt til Tyskland i perioden. I forbindelse med finanskrisen, ser det kointegrerende forholdet ut til å forklare de kraftige økningene i rentedifferansen bra før toppen i 2011. Imidlertid indikerer langtidsløsningen at rentedifferansen skal øke videre. Det må ses i sammenheng med redningspakkene som har vært vellykkede med tanke på å redusere rentene i Italia til nivåer nært den tyske renten. Det kan virke som de fundamentale faktorene i modellen, spesielt gjeldsdifferansen som har økt kraftig siden

<sup>25</sup>Se for eksempel Atkinson og Chouraqui (1985)

2011, tilsier høyere renter enn de observerte og at de lave renteforskjellene man observerer derfor ikke er drevet av fundamentale forhold fanget opp i modellen.

Vi har brukt de foregående avsnittene til å etablere det kointegrerende forholdet. Ettersom forholdet nå er etablert, bygger vi en feilkorrigeringsmodell rundt kointegrasjonsvektoren i neste avsnitt.

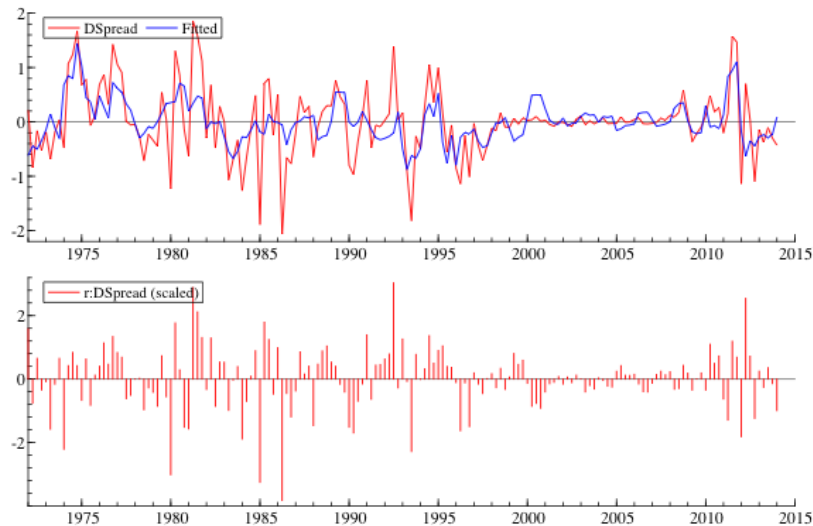
### 5.4.3 Feilkorrigeringsmodell

Vi estimerer modellen på feilkorrigeringsform, gitt ved ligning (5.7). Ikke-signifikante lags blir utelatt for å gi en sparsommelig modell. Resultatene fra den estimerte feilkorrigeringsmodellen i tabell 5.4 viser at  $\Delta e$ ,  $D$  og  $PB$  alle har signifikante korttidseffekter. Modellen består fem av seks feilspesifikasjonstester, men feiler normalitetstesten<sup>26</sup>. Nedre del av figur 5.2 viser skalerte residualer og at flere observasjoner faller utenfor  $\pm 2$  standardavvik. En grafisk fremstilling av estimert residualtetthet med histogram er inkludert i figur B.5 i appendiks og viser at residualfordelingen er leptokurtosisk. Det skyldes blant annet en del ekstreme avvik i feilkorrigeringsmodellen, og er en mulig medvirkende årsak til at Jarque-Bera testen forkaster hypotesen om normalfordelte restledd. For å få en velspesifisert modell, inkluderer vi impulsdummyvariabler ettersom det har vært flere ekstreme hendelser vi anser som ikke-estimerbare i vår modell.

	Koeffisient	t-prob
Konstant	-1.2718	0,0000
$\Delta Spread_{t-1}$	0,1597	0,0191
$ECM_{t-1}$	-0,0616	0,0000
$\Delta^2 e$	0,0276	0,0259
$\Delta D_t$	0,1024	0,0150
$\Delta D_{t-3}$	-0,2351	0,0000
$\Delta PB_t$	0,2829	0,0007
$R^2(LR)$		0,3469
Antall observasjoner		169
RSS		44,6541
Log-likelihood		-127,34
F(7,162)		12,2922 (0,000)**
AR 1-5 test:	F(5,157)	0,9050 (0,4794)
ARCH 1-4 test:	F(4,161)	2,2250 (0,0686)
Normalitetstest:	$\chi^2(2)$	23,902 (0,0000)**
Hetero test:	F(12,156)	0,5903 (0,8477)
Hetero-X test:	F(27,141)	0,8537 (0,6749)
RESET23 test:	F(2,160)	1,1793 (0,3101)

TABELL 5.4: Feilkorrigeringsmodell uten dummyvariabler.

<sup>26</sup>Jarque-Bera test. Se B.4 for en beskrivelse av feilspesifikasjonstester. For nærmere beskrivelse av Jarque-Bera test, se Brooks (2014).



FIGUR 5.2: Feilkorrigeringsmodell uten dummyvariabler.

#### 5.4.4 Feilkorrigeringsmodeller med dummyvariabler

En impulsdummy tar verdien én i kvartalet hvor et sjokk inntreffer og verdien null i resterende kvartaler. Dummyvariablene vil derfor fange opp ekstreme endringer i rentedifferansen som ikke forklares tilstrekkelig av modellen. Dummyvariablene blir inkludert i modellen dersom Autometrics avdekker store residualer. Et annet argument for å inkludere slike dummyvariabler er at «outliers» kan ha en uheldig effekt på parameterestimaterne i modellen som følge av at disse observasjonene ikke oppfører seg i tråd med modellen (Brooks, 2014). Tabell B.3 i appendiks viser effektene av å utvide feilkorrigeringsmodellen med dummyvariabler.

Vi ser av tabell B.3 at  $\Delta D$  og  $\Delta \pi$  inngår med tilbakedaterte estimater med ulikt fortegn enn koeffisientestimaterne på tidspunkt  $t$ . For å forenkle tolkningen av korttidseffektene i modellen, foretar vi en reparameterisering. Ifølge Bårdsen et al. (2007) krever reparameteriseringen at hver variabel i «steady-state»-løsningen blir inkludert med deres lengste lag. Ettersom  $\Delta D_{t-3}$  og  $\Delta \pi_{t-3}$  har signifikante effekter i tabell B.3, endrer vi dateringen på nivåvariablene  $D_t$  og  $\pi_t$  til  $t - 4$  i ligning (5.9), som gir

$$ECM(t) = Spread_{t-1} - 2,83oil_{t-1} - 0.20D_{t-4} + 0.59PB_{t-1} - \pi_{t-4} \quad (5.10)$$

hvor kointegrasjonsvektoren er betegnet  $ECM(t)$  for å illustrere at nivåvariablene kan ha ulike lags. Denne reparameteriseringen bidrar til forenkling av dynamikken i modellen ved at  $\Delta \pi_{t-3}$  ikke lenger er signifikant mens den signifikante effekten av  $\Delta \pi_{t-2}$  har riktig fortegn. Reparameteriseringen har derimot ingen effekt på gjeldsvariabelen, som illustrert i tabell B.4 i appendiks.

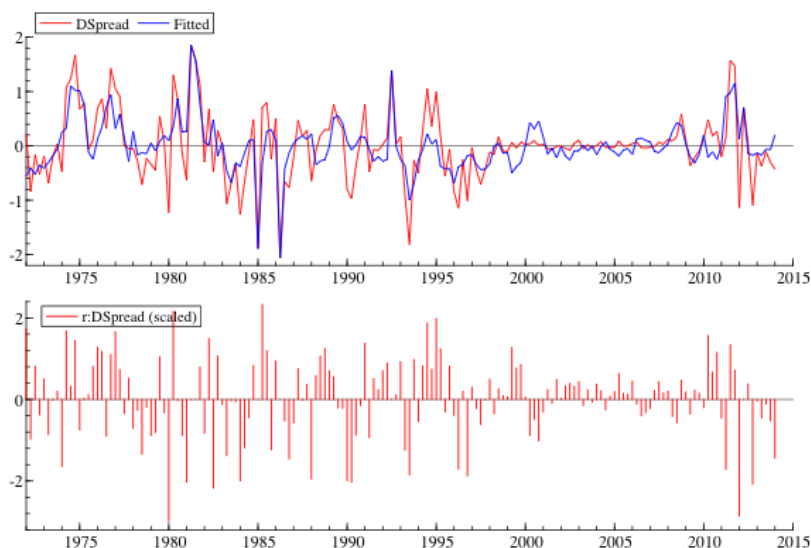
Gitt at vi har to signifikante effekter av  $\Delta D$  med motsatt fortegn, betrakter vi muligheten for at det er endringshastigheten i gjeldsratedifferansen som har en kortsiktig effekt på rentedifferansen. Vi definerer derfor  $\Delta_1\Delta_3D_t = (\Delta D_t - \Delta D_{t-3})$  og reestimerer modellen fra tabell B.4 med  $\Delta_1\Delta_3D_t$ . Det gir det oss den endelige feilkorrigeringsmodellen i tabell 5.5.

	Koeffisient	t-prob
Konstant	-1,3869	0,0000
$\Delta Spread_{t-1}$	0,1875	0.0019
$ECM(t)$	-0,0659	0,0000
$\Delta PB_t$	0,2607	0.0002
$\Delta_1\Delta_3D_t$	0,1538	0.0000
$\Delta\pi_{t-2}$	0,1615	0,0000
$I : 1981Q2$	1,5476	0,0008
$I : 1981Q3$	1,3286	0,0056
$I : 1985Q1$	-2,0346	0,0000
$I : 1986Q2$	-2,1419	0,0000
$I : 1992Q3$	1,4659	0,0000
$I : 2012Q2$	1,1133	0,0145
$R^2(LR)$		0,5450
Antall observasjoner		169
RSS		30,7676
Log-likelihood		-95,8601
F(12,157)		15,9906 (0,0000)**
AR 1-5 test:	F(5,152)	1,0646 (0,3823)
ARCH 1-4 test:	F(4,161)	1,5940 (0,1784)
Normalitetstest:	$\chi^2(2)$	5,5930 (0,0610)
Hetero test:	F(10,152)	1,1672 (0,3172)
Hetero-X test:	F(20,142)	1,3520 (0,1568)
RESET23 test:	F(2,155)	2,9291 (0,0564)

TABELL 5.5: Endelig feilkorrigeringsmodell.

Modellen fremstår som velspesifisert, og består alle mispesifikasjonstester. I lys av verdien på  $R^2$  fremstår modellene med dummyvariabler bedre, men krever forsiktig tolkning ettersom selekteringen av dummyvariablene er bestemt på bakgrunn av observasjonene i datasettet som passer dårligst med modellen. Ved å inkludere impulsdummyvariabler, har vi fjernet de største ekstremverdiene for residualene fra residualfordelingene. Den følgende reduksjonen i kurtose vil ha bidratt til at restleddene nå fremstår som normalfordelte.

Feilkorrigeringsmodellen gir fornuftige resultater gitt a priori forventninger fra tabell 5.1. Parameteren til feilkorrigeringsleddet indikerer en justeringshastighet på -0,0659. Det innebærer at tilnærmet 7% av avviket fra langtidlikevekten vil bli korrigert for i neste kvartal og indikerer en sakte justering mot likevekt. Resultatene viser en kortsiktig posi-



FIGUR 5.3: Endelig feilkorrigeringsmodell.

tiv effekt av inflasjonsraten. Tolkningen av parameterstørrelsen er at 1%-poeng endring i inflasjonsraten fra tidspunkt  $t-3$  til  $t-2$  vil gi en kortsiktig økning i rentedifferansen på 0,16%-poeng. Videre finner vi at høyere endringsrate for gjeldsratedifferansen sammenlignet med endringsraten for tre kvartaler siden gir en positivt effekt på rentedifferansen. Den kortsiktige effekten av jevn endringsrate i gjeldsratedifferansen vil være liten - det er akselerasjon som vil gi utslag. Vårt synspunkt er at det gir økonomisk mening at positivt akselererende gjeldsdifferanse vil ha en positiv kortsiktig «sjokkeffekt» på rentedifferansen, mens jevn endringsrate vil oppfattes som «business as usual» av markedet. At primærbalansedifferansen indikerer en positiv kortsiktig effekt på rentedifferansen er kontraintuitivt sammenlignet med forventet effekt. Korttidseffekten er imidlertid, av størrelsesorden, mindre enn langtidseffekten. Basert på avdekte «outliers» i tabell 5.5 og ved å trekke paralleller til resultatene av Bai-Perron testen i kapittel 3.2, drøfter vi betydningen av dummyvariablene.

#### 1. 1981Q2 og 1981Q3 - Positive sjokkeffekter.

Vi finner to sjokkeffekter i 1981 på henholdsvis +1,55 og +1,33 prosentpoeng. Dummyvariablene samsvarer med det påviste bruddet i BP-testen i andre kvartal 1981, og to store devalueringer av ITL mot DEM i slutten av mars og oktober 1981. Dette skjer etter en periode på 16 måneder uten endringer i den sentrale pariteten og med omtrent 12% høyere inflasjon i Italia relativt til Tyskland. En lengre periode uten devalueringer kan ha styrket markedet sin tiltro til at Italia var villig til å strekke seg langt for å unngå devalueringer. Vår oppfatning er at sjokkvariablene i modellen fanger opp renteendringer som skyldes en panikkreaksjon fra markedet i etterkant av devalueringene. To devalueringer over en kort periode kombinert med vedvarende høy inflasjon i Italia relativt til Tyskland og store underskudd på driftsbalansen i



Italia, kan ha fått markedet til å realisere at det ville være nødvendig med ytterligere devalueringer i fremtiden.

2. 1985Q1 - Negativ sjokkeffekt.

Det er uklart hvilken fundamental årsak som samsvarer med dette avviket, men endringen i rentedifferansen skyldes et disproposjonalt stort fall i den italienske renten i perioden. Den negative endringen i 1985Q1 etterfølges av en positiv endring i 1985Q2 av samme størrelsesorden. Den positive endringen kvartalet etterpå sammenfaller med en devaluering av ITL i juli 1985 på 8,5%.

3. 1986Q2 - Negativ sjokkeffekt.

Ekstremverdien samsvarer direkte med bruddet indikert av BP-testen og en revaluering av DEM på 3% mot ITL. Hendelsen skiller seg fra tidligere devalueringer ved at inflasjonen på dette tidspunktet var synkende i en lengre periode, selvom det fortsatt var store forskjeller på omtrent 6%, relativt til Tyskland. Vår oppfatning er at devalueringen, kombinert med synkende inflasjon, ga markedet en forventning om færre devalueringer i fremtiden. I og med at effekten av devalueringen er umiddelbar fanger ikke modellen vår opp endringen. Devalueringen kan ha blitt sett på som nødvendig av markedet og som et signal på færre devalueringer i fremtiden.

4. 1992Q3 - Positiv sjokkeffekt.

Den brå økningen i den italienske renten setter vi i sammenheng med «Black Wednesday», hvor Storbritannia og like etter Italia, trekker seg ut av valutasamarbeidet. Hendelsen kan skyldes at markedet oppfattet ITL som relativt overpriset, grunnet en lengre periode uten justeringer av sentralpariteten og stadig høyere inflasjon enn gjennomsnittet for de viktigste handelspartnerne. De strukturelle problemene manifesterer seg også som et økende underskudd på driftsbalansen. Det ga markedet incentiv til spekulasjon ved å shorte ITL mot eksempelvis DEM. Salgspresset vil ha tvunget prisene ned og rentene opp i Italia samtidig som rentene ble redusert i Tyskland. Tendensen kan ses helt fra første til tredje kvartal i 1992, og bekreftes av Bundesbank (1992) som beretter om ekstraordinære strømninger inn i obligasjonsmarkedet fra fremmed valuta i september og oktober samme år.

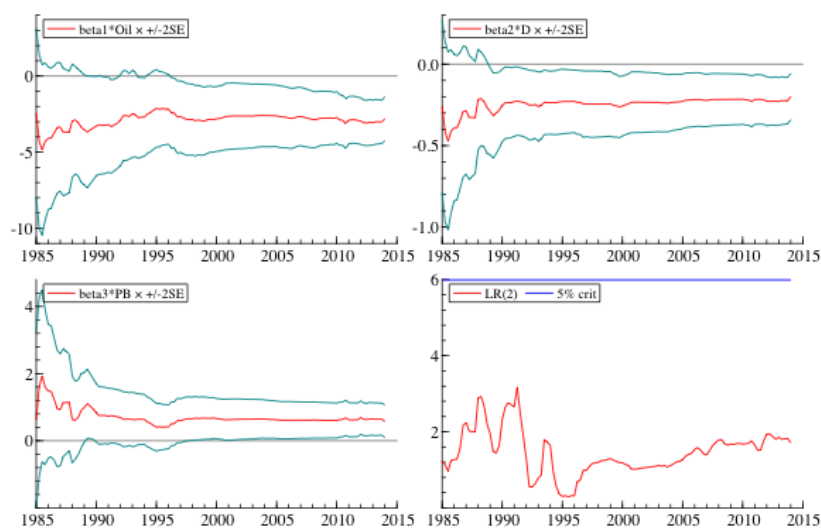
5. 2012Q2 - Positiv sjokkeffekt.

En ytteligere nedgradering av Italias kredittverdighet i løpet av de to første månedene i 2012, forsterket bildet av en svak italiensk økonomi. Mens renten på tysk statsgjeld med ti års løpetid var på en nedadgående trend fra 2011Q1, økte den italienske renten i andre kvartal 2012. Det positive sjokket i rentedifferansen setter vi i forbindelse med frykten i markedet i forkant av annonseringen av ubegrensede støttekjøp (OMT) i tredje kvartal samme år.

### 5.4.5 Parameterstabilitet

Vi utfører avslutningsvis en grafisk analyse av parameterstabiliteten, både for kointegrasjonsvektoren i ligning 5.9 og for feilkorrigeringsmodellen i tabell 5.5 som en diagnostisk sjekk av modellen. Analysen vil gi en indikasjon på hvorvidt resultatene våre er generaliserbare. Stabile og signifikante estimater gir støtte for en velspesifisert modell. Ustabilitet i parameterestimaterne kan derimot være en indikasjon på mulig misspesifikasjon av modellen eller at modellen er ikke invariant ovenfor enkelte effekter utelatt i modellen.

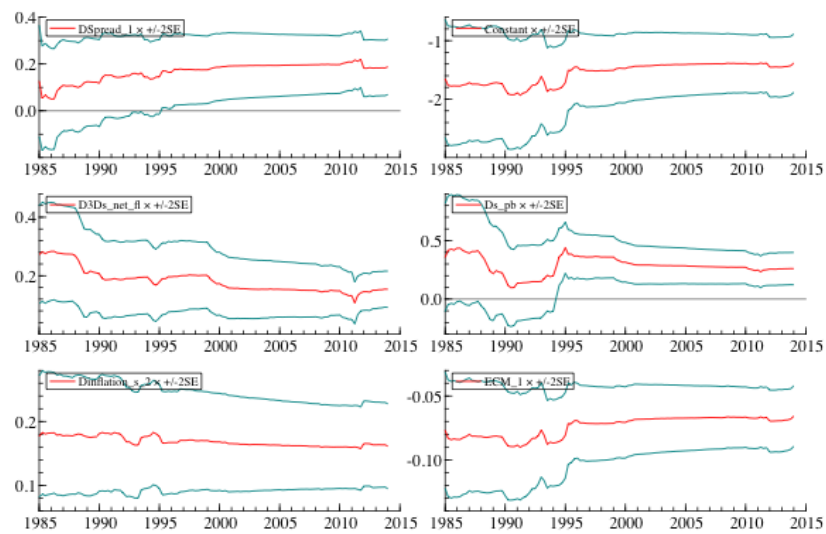
Undersøkelsen av parameterstabilitet er gjennomført ved rekursive estimeringer av parameterne i feilkorrigeringsmodellen og kointegrasjonsvektoren. Vi velger 52 observasjoner i første estimering for å få fornuftige startverdier. Deretter tillegger vi observasjoner sekvensielt og foretar reestimeringer frem til 2014Q1. Det er rimelig å forvente en del uro i parameterestimaterne i starten av den rekursive prosedyren ettersom disse estimatene blir produsert med relativt få observasjoner (Brooks, 2014). Dersom variasjonen i parameterestimaterne opphører etterhvert som flere observasjoner blir inkludert, gir det en indikasjon på parameterstabilitet.



FIGUR 5.4: Rekursive estimater av kointegrasjonsvektor fra ligning 5.9. Turkise bånd angir  $\pm 2$  standardfeil for parameterestimaterne. Rekursiv test av restriksjoner på kointegrasjonsvektoren i figuren nederst til høyre.

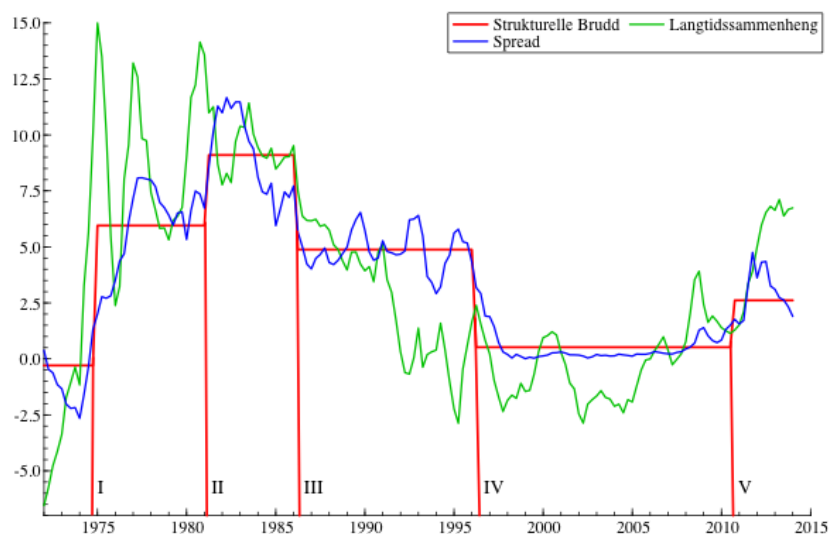
Figur 5.4 viser resultatene fra den rekursive estimeringen på kointegrasjonsvektoren i ligning 5.9. Resultatene viser at estimatene tyder på å være stabile. En rekursiv estimering av teststatistikken for restriksjonene på kointegrasjonsvektoren, gitt i modell 3 i tabell 5.3, er illustrert med tilhørende kritisk verdi nederst til høyre. Figuren viser noe støy i starten, men er aldri i nærheten av å forkaste de pålagte restriksjonene. Figur 5.5 viser de rekursivt estimerte regresjonskoeffisientene for feilkorrigeringsmodellen. De gra-

fiske plottene viser noe ustabilitet i starten, som ventet, men blir stabile etterhvert.



FIGUR 5.5: Rekursive estimater av feilkorrigeringsmodell fra tabell 5.5. Turkise bånd angir  $\pm 2$  standardfeil.

## 5.5 Oppsummering dynamisk makromodell



FIGUR 5.6: Langtidssammenheng, strukturelle brudd og rentedifferansen.

Innledningsvis i kapittel 5 stilte vil spørsmålet: «Kan fundamentale makroøkonomiske forhold forklare de strukturelle bruddene i rentedifferansen?» Vi konkluderer med å oppsummere resultatene fra den dynamiske modelleringen. Figur 5.6 illustrerer det kointegrerende forholdet funnet i kapittel 5.4.2 sammenstilt med de strukturelle bruddene<sup>27</sup> som ble avdekket i kapittel 3.

Økningen i langtidssammenhengen i forkant av brudd I er en konsekvens av makroøkonomisk divergens etter oppløsning av Bretton Woods- og slangesystemet. I vår modell er det inflasjonen og oljeprisøkningen som bidrar mest til avstanden mellom faktisk rentedifferanse og langtidssammenhengen i 1975. Vi tolker det store positive avviket mellom rentedifferansen og langtidssammenhengen som at fundamentale forhold, som ekstreminflasjonen i Italia, tilsa at rentedifferansen skulle vært enda høyere. Det vil imidlertid være treghet i systemet, slik at høyere inflasjon ikke umiddelbart blir reflektert i høyere renter. Den første toppen sammenfaller med det første bruddet i gjennomsnittsnivå for rentedifferansen.

Videre manifesterer det seg to topper for langtidssammenhengen som er betegnende for de ustabile makroøkonomiske forholdene i slangesystemet og første del av EMS. Dette indikerer videre økning for rentedifferansen. Brudd II i 1981 sammenfaller med den tredje toppen for langtidssammenhengen.

<sup>27</sup>Bruddene er nummerert med romertall.

Målsetningen med denne delen av oppgaven har vært å forklare de strukturelle bruddene i rentedifferansen, og ved de to første bruddene ser årsaken ut til å hovedsakelig være den eskalerende inflasjonen i perioden. Dermed finner vi støtte for drøftingene fra kapittel 3, hvor vi argumenterte for at institusjonene i Italia på dette tidspunktet var i dårlig stand til å håndtere inflasjonspresset som blant annet oppsto fra oljeprissjokkene. Inflasjonspiralen som oppsto i etterkant av oljeprissjokkene medførte at investorene krevde en høyere rente for å investere i ITL. Vi setter den høyere renten i sammenheng med risikoen for depresiering for internasjonale investorer og for tap av kjøpekraft for innenlandske investorer.

Brudd III i 1986 sammenfaller med nedgangen i energipriser og reduksjonen i inflasjonsgapet. Langtidssammenhengen viser en kraftig negativ reaksjon som følge av disinflasjonen i Italia. I kapittel 3 beskrev vi perioden som mer harmonisk med hensyn til makroøkonomiske forhold mellom Tyskland og Italia. Sentralbankene i EMS forventet færre devalueringer mot DEM. Vi tror skiftet gir uttrykk for at strukturelle forhold i Italia blir endret for å tvinge inflasjonen i retning av gjennomsnittet i EMS, og at det fører til en lavere rentedifferanse som konsekvens av at investorene oppfatter risikoen som lavere enn tidligere.

Brudd IV er påvist i 1996. Bruddet markerer overgangen til felles valuta i EMU i 1999, men allerede i 1996 fremstår ITL/DEM som fastkurs. Resultatet er en rentedifferanse på 0,52% mellom 1996 og 2010. Langtidssammenhengen indikerer imidlertid overgangen til det nye regimet allerede i 1991. Fallet i langtidssammenhengen er en konsekvens av ytterligere makroøkonomisk konvergens mellom Italia og Tyskland. Til tross for at de fundamentale variablene i modellen tilsier en lavere premie ved å investere i ITL forblir rentedifferansene substansielt større enn null i en lengre periode. Vi setter det i sammenheng med valutakrisen i 1992-93, beskrevet i kapittel 4.4, hvor Italia ble tvunget til å forlate EMS. Devalueringen av ITL kan igjen ha svekket troverdigheten til Banca d'Italia, og medført at investorer krevde kompensasjon i perioden frem mot det påviste bruddet i 1996.

I intervallet mellom brudd IV og brudd V tilsier modellen vår at rentedifferansen skulle periodevis vært negativ og mer volatil enn hva som var tilfellet. Etter innlemmingen av euro ble det gjennomført tiltak for å bedre Italias fiskale situasjon i henhold til kravene i Maastricht-traktaten, og vi setter modellestimatet i sammenheng med dette. Vår oppfatning er at statsobligasjonene i perioden i stor grad ble behandlet som substitutter for hverandre.

Brudd V ble påvist i 2010 i en mellomfase av gjeldskrisen i Europa. Langtidssammenhengen indikerer en økning i rentedifferansen som sammenfaller med bruddet. Dette følger

den skarpe forverringen av gjeldssituasjonen i Italia relativt til Tyskland. En interessant observasjon er at langtidssammenhengen vår indikerer at rentedifferansen skal øke videre etter annonsering av ubegrensede støttekjøp høsten 2012. I realiteten har rentedifferansen beveget seg i motsatt retning. Dette tyder på at de fundamentale faktorene inkludert i modellen ikke er i stand til å fange opp utviklingen etter 2012. Etter annonsering av støttekjøpene har nettogjelden som andel av BNP økt mer i Italia enn i Tyskland, samtidig som rentedifferansen har krympet. En nærliggende forklaring på den observerte rentedifferansen etter 2012 er at ECB sine støttekjøp har vært vellykkede i forhold til å redusere rentene, uten at vår langsiktige sammenheng er i stand til å beskrive dette tilstrekkelig. Vår tolkning er at markedsaktørene midlertidig ikke betrakter gjeldsdifferanseøkningene som et uttrykk for kredittrisiko i Italia sitt tilfelle.

Grunnet ovennevnte konkluderer vi med at den langsiktige sammenhengen, bestående av et sett fundamentale makrovariabler, er i stand til å forklare bruddene på en god måte sett hele perioden under ett.

## 6 Konklusjon

Vi presenterte innledningsvis en tredelt problemstilling. Hensikten har vært å avdekke strukturelle brudd som en potensiell årsak til den først påviste ikke-stasjonariteten i rentedifferansen. Den videre hensikten var å undersøke mulige årsaker til de påviste bruddene og modellere den langsiktige sammenhengen i rentedifferansen mellom lange italienske og tyske statsobligasjonsrenter. Isolert sett forventet vi at fastkursregimer og oppmykningen av kapitalbarrierer ville talt for større grad av samvariasjon mellom rentene.

I første del bestemte vi tidsserieegenskapene til renteseriene og rentedifferansen. Resultatene indikerte at rentedifferansen *ikke* er stasjonær og en videre analyse av den delvise mangelen på samsvariasjon mellom rentene var naturlig. Videre undersøkte vi hvorvidt multiple strukturelle brudd kunne korrigere for manglende stasjonaritet i rentedifferansen. Ved å benytte den sekvensielle  $supF_T(l+1|l)$ -testen presentert i Bai og Perron (1998) avdekket vi fem signifikante skift i konstantleddet. For å fange opp usikkerhet tilknyttet bruddtidspunktene, estimerte vi tilhørende konfidensintervaller. Den videre analysen på delperioder isolert for avdekkede brudd, indikerte at rentedifferansen i tre av seks delperioder var stasjonær. Begrenset troverdighet tilknyttet fastkursregimene og ulike tidsavhengige risikopremier ser ut til å ha bidratt til at rentedifferansen sett hele perioden under ett, er ikke-stasjonær.

Fem brudd var ikke «tilstrekkelig» for å finne stasjonaritet i mer enn tre av seks delperioder. Vi tok derfor steget videre og forsøkte å identifisere mulige drivere av rentedifferansen og en langsiktig sammenheng mellom disse variablene. Resultatene fra den dynamiske analysen indikerte at rentedifferansen kointegrerer med oljepris, gjeldsandel, primærbalanse og inflasjon, alle størrelser bortsett fra oljeprisen, målt for Italia relativt til Tyskland. Feilkorrigeringsmodellen med innførte restriksjoner, dummyvariabler og en reparameterisering av gjeldsvariabelen, besto ulike tester for misspesifikasjon og den grafiske analysen indikerte parameterstabilitet. Alle variabler sett bort i fra korttidseffekten av primærbalansen, hadde fortegn i tråd med forventningene.

Funnene våre viser at skiftene i rentedifferansen mellom tyske og italienske statsobligasjoner til dels lar seg forklare av de makroøkonomiske faktorene inkludert i modellen. Effekten av oljepris indikerer at det har vært en asymmetrisk effekt av oljeprisvariasjon på den tyske og den italienske økonomien. Vi tolker dette funnet som at den italienske økonomien som særskilt importavhengig, er mer sårbar for denne typen prisvariasjon. Videre fant vi en negativ langsiktig effekt av primærbalansedifferansen på rentedifferansen. En slik effekt tyder på at markedet betrakter en bedring av primærbalansedifferansen som en reduksjon i den relative kredittrisikoen knyttet til å holde italienske obligasjoner

versus tyske, og dermed krever en lavere kompensasjon for denne investeringen. Den positive effekten av gjeldsratedifferansen er en indikasjon på det samme. En positiv endring i denne differansevariabelen oppfattes som en forverring av Italia sin fiskale helse relativt til Tyskland, noe markedsaktørene krever kompensasjon for i form av en høyere nominell rente. Vi fant støtte for et langsiktig positivt en-til-en forhold mellom inflasjonsdifferansen og rentedifferansen i kapittel 5.4.1, og tolker dette som en indikasjon på at det eksisterer en bilateral Fisher-effekt.



## Bibliografi

- Ardagna, S., Caselli, F. og Lane, T. (2007): "Fiscal Discipline and the Cost of Public Debt Service: Some Estimates for OECD Countries." *The BE Journal of Macroeconomics* 7(1).
- Atkinson, P. og Chouraqi, J.-C. (1985): "The origins of high real interest rates." OECD Economic Studies No.5, 8-55.
- Bai, J. (1997): "Estimating multiple breaks one at a time." *Econometric Theory* 13(03), 315-352.
- Bai, J. og Perron, P. (1998): "Estimating and testing linear models with multiple structural changes." *Econometrica* 66(1), 47-78.
- Bai, J. og Perron, P. (2003): "Computation and analysis of multiple structural change models." *Journal of applied econometrics* 18(1), 1-22.
- Barrios, S., Iversen, P., Lewandowska, M. og Setzer, R. (2009): "Determinants of intra-euro area government bond spreads during the financial crisis." *European Economy Economic Papers*, 388.
- Bernhardsen, T. (2000): "The relationship between interest rate differentials and macroeconomic variables: a panel data study for European countries." *Journal of International Money and Finance* 19(2), 289-308.
- Blanchard, O., Amighini, A. og Giavazzi, F. (2010): *Macroeconomics: A European Perspective*. Pearson Education Limited, London.
- Brooks, C. (2014): *Introductory econometrics for finance*. Cambridge university press, New York.
- Bundesbank (1992): "Monthly Report of the Deutsche Bundesbank December 1992." URL [https://www.bundesbank.de/Redaktion/EN/Downloads/Publications/Monthly\\_Report/1992/1992\\_12\\_monthly\\_report.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](https://www.bundesbank.de/Redaktion/EN/Downloads/Publications/Monthly_Report/1992/1992_12_monthly_report.pdf?__blob=publicationFile). Innhentet: 13-05-15.
- Bårdsen, G., Hurn, S. og McHugh, Z. (2007): "Modelling Wages and Prices in Australia." *Economic Record* 83(261), 143-158.
- Caceres, C., Guzzo, V. og Segoviano, M. (2010): "Sovereign spreads: Global risk aversion, contagion or fundamentals?" IMF working papers, No 10/120.
- Codogno, L., Favero, C., Missale, A., Portes, R. og Thum, M. (2003): "Yield Spreads on EMU Government Bonds." *Economic Policy* 18(37), 503-532.

- Cologni, A. og Manera, M. (2008): "Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries." *Energy economics* 30(3), 856–888.
- Dickey, D. A. og Fuller, W. A. (1981): "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root." *Econometrica* 49(4), 1057–1072.
- Enders, W. (2010): *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons, NJ, USA.
- Engle, R. F. og Granger, C. W. (1987): "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing." *Econometrica: journal of the Econometric Society* 55(2), 251–276.
- Favero, C. og Missale, A. (2012): "Sovereign spreads in the eurozone: which prospects for a Eurobond?" *Economic Policy* 27(70), 231–273.
- Frieden, J. A. og Eichengreen, B. (2001): *The Political Economy of European Monetary Integration*. Westview Press.
- Gibson, H. D., Hall, S. G. og Tavlas, G. S. (2012): "The Greek financial crisis: growing imbalances and sovereign spreads." *Journal of International Money and Finance* 31(3), 498–516.
- Gros, D. og Thygesen, N. (1998): *European Monetary Integration*. Addison Wesley Longman, New York.
- Hansen, B. E. (2001): "The new econometrics of structural change: Dating breaks in US labor productivity." *Journal of Economic perspectives* 15(4), 117–128.
- Harbo, I., Johansen, S., Nielsen, B. og Rahbek, A. (1998): "Asymptotic inference on cointegrating rank in partial systems." *Journal of Business & Economic Statistics* 16(4), 388–399.
- Henry, J. og McAdam, P. (2001): "A Retrospective Structural Break Analysis of the French German Interest Rate Differential in the run up to EMU." *International Finance Review* 2, 21–49.
- Johansen, S. (1992): "Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis." *Journal of econometrics* 52(3), 389–402.
- Maltritz, D. (2012): "Determinants of sovereign yield spreads in the Eurozone: A Bayesian approach." *Journal of International Money and Finance* 31(3), 657–672.
- Marjolin, R. (1975): "Report of the study group 'Economic and Monetary Union 1980'." Brussels: Commission of the European Communities, II/673/3/74. URL :<http://aei.pitt.edu/id/eprint/1009>. Innhentet 01-05-15.

- Nelson, C. R. og Plosser, C. R. (1982): "Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications." *Journal of Monetary Economics* 10(2), 139–162.
- Perron, P. (1989): "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis." *Econometrica* 57(6), 1361–1401.
- Pigott, C. (1993): "International interest rate convergence: A survey of the issues and evidence." Federal Reserve Bank of New York, Quarterly Review 18(4), 24-37.
- Siekmann, H. og Wieland, V. (2013): "The European Central Bank's Outright Monetary Transactions and the Federal Constitutional Court of Germany." Institute for Monetary and Financial Stability, Goethe University Frankfurt Am Main, Working Paper Series No. 71.
- Tronzano, M. (2001): "Macroeconomic Fundamentals and Exchange Rate Credibility. Further Evidence on the Italian Experience from a Regime-switching Approach." *Scottish Journal of Political Economy* 48(4), 442–460.
- Voth, H.-J. (2003): "Convertibility, currency controls and the cost of capital in Western Europe, 1950-1999." *International Journal of Finance & Economics* 8(3), 255–276.
- Zoli, E. (2013): "Italian sovereign spreads: their determinants and pass-through to bank funding costs and lending conditions." IMF Working Paper No. 13/84.

## A Appendiks: Renteserier, månedlige data

### A.1 Deskriptiv statistikk I

Variabel	Gjennomsn.	Std.avvik	Min.	Maks.	JB
$i_{IT}$	8,76	4,40	1,67	21,44	199,26 [0,0000]
$i_{TY}$	6,21	2,15	0,41	11,30	24,55 [0,0000]
$(i_{IT} - i_{TY})$	2,55	3,28	-3,03	12,02	224,21 [0,0000]

TABELL A.1: Deskriptiv statistikk I. 1958M1-2015M1, T=685. Jarque-Bera(JB) observatoren er  $\chi^2(2)$ -fordelt med kritisk verdi 5.99 på 5-% signifikansnivå.

### A.2 Stasjonaritetstester

Periode	t-ADF	Lags (p)
1958M01-1974M11	-0,5123	1
1975M02-1980M02	-1,0240	1
1981M10-1986M03	-0,6355	1
1986M10-1996M02	-1,7900	3
1996M07-2010M08	-1,4300	3
2011M02-2015M01	-1,2010	0

TABELL A.2: ADF-test av tyske renter i delperioder. Deterministiske ledd: konstantledd. 1958M01-2015M01, T=685. Antall lags er bestemt av informasjonskriteriet AIC.

\*\*Indikerer signifikans på en prosents nivå.

Periode	t-ADF	Lags (p)
1958M01-1974M11	-0,4487	4
1975M02-1980M02	-2,1480	4
1981M10-1986M03	-0,4878	2
1986M10-1996M02	-2,8760	4
1996M07-2010M08	-4,1490**	1
2011M02-2015M01	-0,1490	0

TABELL A.3: ADF-test av italienske renter i delperioder. Deterministiske ledd: konstantledd. 1958M01-2015M01, T=685. Antall lags er bestemt av informasjonskriteriet AIC.

\*\*Indikerer signifikans på en prosents nivå.

## B Appendiks: Makrovariabler

### B.1 Datadefinisjoner

Variabel	Beskrivelse	Kilde	Frekvens
<i>Spread</i>	Government Benchmark	Macrobonds	Månedlig
<i>e</i>	Exchange Rate	Deutsche Bundesbank	Månedlig
$\pi$	KPI, årlig endring	OECD MEI	Kvartal
<i>Oil</i>	Crude Oil Price, OECD Countries	OECD	Kvartal
<i>D</i>	Nettogjeld/BNP	OECD Economic Outlook	Årlig
<i>PB</i>	Primærbalanse/BNP	OECD Economic Outlook	Årlig

TABELL B.1: Databeskrivelse. Alle variabler, ekskludert oljepri og valutakurs, er på differanseform. Italia relativt til Tyskland.

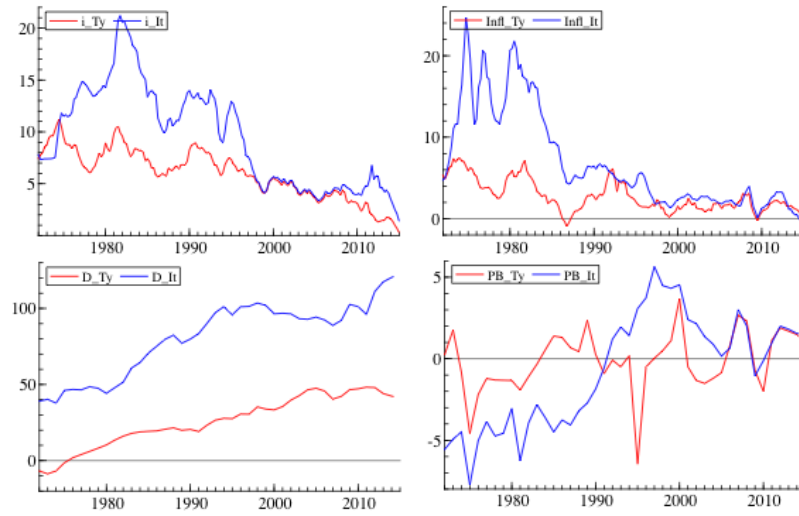
Depresieringsraten( $\Delta e$ ) er funnet med utgangspunkt i valutakursdata fra Deutsche Bundesbank. Bundesbank oppgir på sin nettside at disse er månedlige gjennomsnitt av kursene på børsen i Frankfurt. For å konvertere til kvartalsdata er det tatt et gjennomsnitt av de månedlige dataene. Kursene er opprinnelig oppgitt som DEM/1000ITL. Depresieringsraten som er brukt i modellen vår er den kvartalsvise depresieringen, det vil si:  $100 * \frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}}$  hvor  $E_t$  er valutakursen i kvartal  $t$ , definert som ITL/DEM.

## B.2 Deskriptiv statistikk II

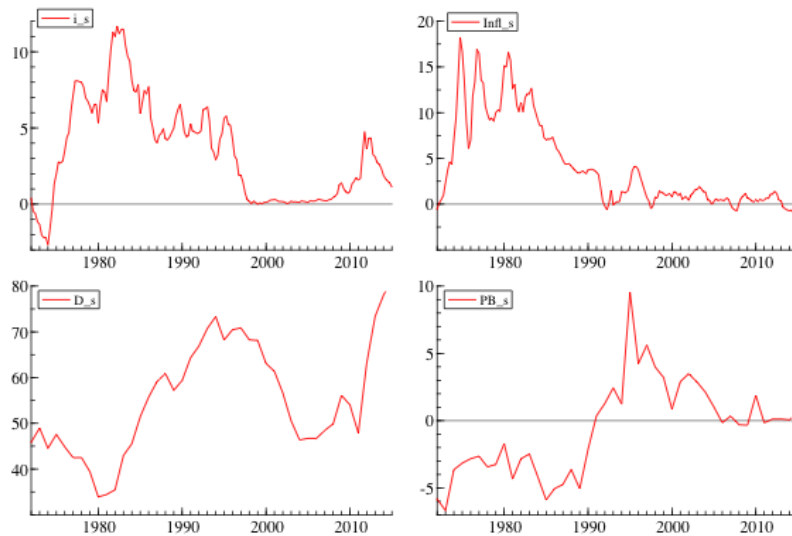
Variabel	Gjennomsn.	Std.avvik	Min.	Maks.		JB
$i_{IT}$	9,59	4,77	3,36	21,21	22,26	[0,0000]
$i_{TY}$	6,13	2,31	1,34	11,21	5,17	[0,0754]
$(i_{IT} - i_{TY})$	3,46	3,32	-2,66	11,67	17,21	[0,0002]
$\pi_{IT}$	7,07	6,06	0,12	24,69	117,21	[0,0000]
$\pi_{TY}$	2,78	1,92	-0,92	7,46	40,80	[0,0000]
$(\pi_{IT} - \pi_{TY})$	4,28	4,87	-0,73	18,25	115,45	[0,0000]
$\Delta e$	1,04	2,90	-5,81	13,92	180,36	[0,0000]
$LogOil$	3,21	0,81	1,20	3,16	1,17	[0,5585]
$D_{IT}$	80,36	23,30	37,77	120,38	46,50	[0,0000]
$D_{TY}$	25,70	16,29	-8,69	48,25	16,56	[0,0003]
$(D_{IT} - D_{TY})$	54,66	11,27	33,90	77,99	11,47	[0,0032]
$PB_{IT}$	-0,75	3,40	-7,74	5,65	20,99	[0,0000]
$PB_{TY}$	-0,16	1,64	-6,46	3,67	9,99	[0,0068]
$(PB_{IT} - PB_{TY})$	-0,58	3,37	-6,68	9,95	7,24	[0,0268]

TABELL B.2: Deskriptiv statistikk II. 1972Q1-2014Q1, T=169. Jarque-Bera(JB) observatoren er  $\chi^2(2)$ -fordelt med kritisk verdi 5.99 på 5-% signifikansnivå.

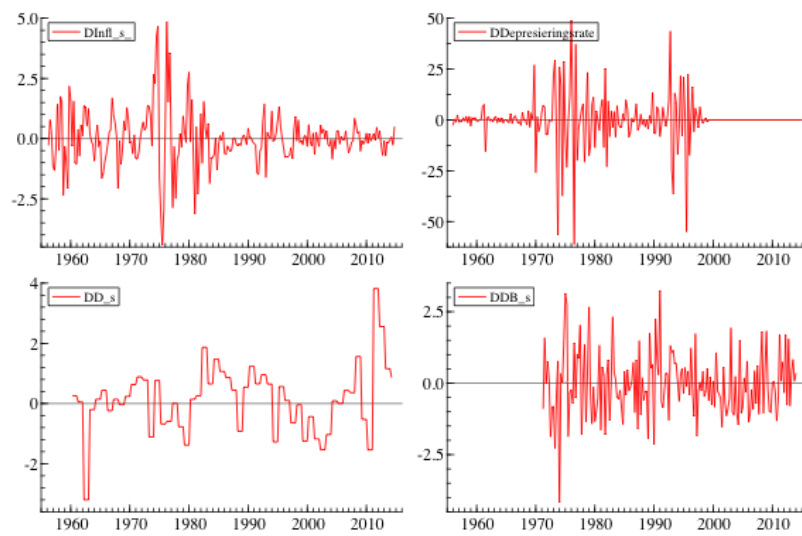
### B.3 Tidsserieegenskaper



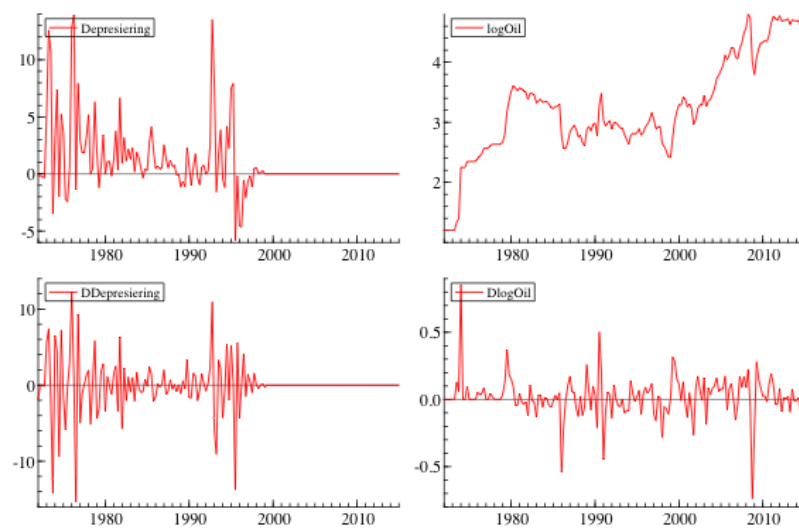
FIGUR B.1: Makrovariabler dynamisk modell, nivåform. Renter, inflasjon, gjeld og primærbalanse for Italia (rød) og Tyskland (blå).



FIGUR B.2: Makrovariabler dynamisk modell, differanseform. Rente, inflasjon, gjeld og primærbalanse for Italia relativt til Tyskland.



FIGUR B.3: Makrovariabler dynamisk modell, førstedifferanse. Inflasjon, depresieringsrate, gjeld og driftsbalanse.



FIGUR B.4: Depresieringsrate og logOil, nivå og førstedifferanser.



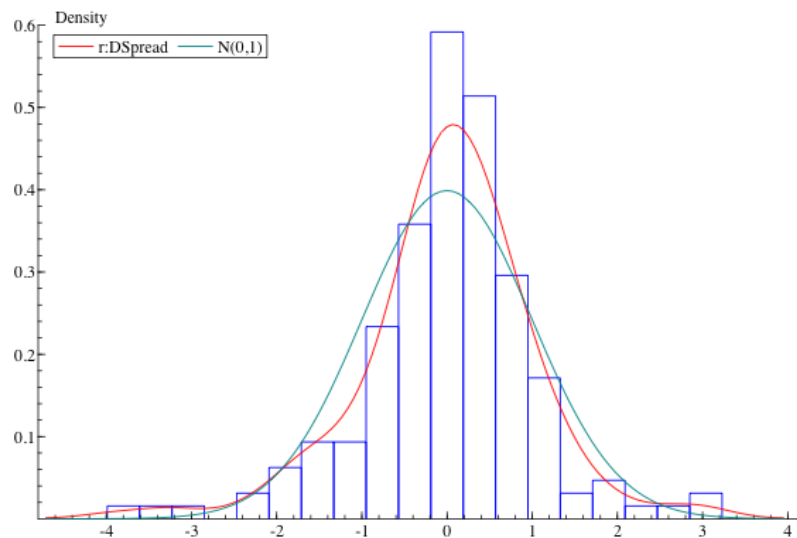
## B.4 Feilspesifikasjonstester

Det er ønskelig at restleddet i en modell fremstår som hvit støy. Den endelige feilkorrigeringsmodellen i del 5 blir oppgitt å være *velspesifisert*. Slutningen blir trukket som en konsekvens av testresultatene i tabell 5.5. Under følger en kort beskrivelse av hva en forkastelse av nullhypotesen i testene indikerer:

- I. AR-test: Seriekorrelasjon i restledd.
- II. ARCH-test: Seriekorrelasjon i restleddsvariansen.
- III. Normality-test: Ikke normalfordelte restledd.
- IV. Hetero og Hetero-X: Heteroskedastisk restledd.
- V. RESET-test: Feil funksjonsform.

p-verdier over 0,05 er dermed et tegn på en velspesifisert modell.

## B.5 Residualer feilkorrigeringsmodell



FIGUR B.5: Estimert residualtetthet med histogram for feilkorrigeringsmodell uten dummyvariabler i tabell 5.4.

## B.6 Reparameterisering feilkorrigeringsmodell

	Koeffisient	t-prob
Konstant	-1,3470	0,0000
$\Delta Spread_{t-1}$	0,1872	0,0014
$ECM_{t-1}$	-0,0763	0,0000
$\Delta PB_t$	0,2272	0,0008
$\Delta D_t$	0,0928	0,0067
$\Delta D_{t-3}$	-0,2440	0,0000
$\Delta \pi_{t-2}$	0,0789	0,0198
$\Delta \pi_{t-3}$	-0,1058	0,0015
$I : 1980Q1$	-0,5218	0,0131
$I : 1981Q2$	1,8230	0,0000
$I : 1981Q3$	1,1317	0,0138
$I : 1985Q1$	-1,7886	0,0001
$I : 1986Q2$	-2,0176	0,0000
$I : 1992Q3$	1,6036	0,0003
$I : 2012Q2$	1,3725	0,0023

TABELL B.3: Feilkorrigeringsmodell med dummyvariabler, før reparameterisering av korttidseffekter.

	Koeffisient	t-prob
Konstant	-1,4132	0,0000
$\Delta Spread_{t-1}$	0,1694	0,0038
$ECM(t)$	-0,0687	0,0000
$\Delta PB_t$	0,2465	0,0003
$\Delta D_t$	0,1086	0,0017
$\Delta D_{t-3}$	-0,2213	0,0000
$\Delta \pi_{t-2}$	0,1733	0,0000
$I : 1980Q1$	-0,4690	0,0246
$I : 1981Q2$	1,5208	0,0007
$I : 1981Q3$	1,3797	0,0030
$I : 1985Q1$	-1,9062	0,0000
$I : 1986Q2$	-2,0549	0,0000
$I : 1992Q3$	1,5394	0,0005
$I : 2012Q2$	1,4310	0,0017

TABELL B.4: Feilkorrigeringsmodell med dummyvariabler, reparameterisering 1.steg.