

Realrenteparitet?

En empirisk undersøkelse med utgangspunkt i den norske realrenten

av

Camilla Høstmark

Masteroppgave

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

Master i samfunnsøkonomi

(Profesjonsstudium i samfunnsøkonomi)

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Juni 2011

UNIVERSITETET I BERGEN



Forord

Denne masteroppgaven markerer slutten på samfunnsøkonomistudiet ved Universitetet i Bergen. Det har vært fem innholdsrike år, fulle av gode minner.

Motivasjonen bak oppgaven er min interesse for makroøkonomi, hovedsakelig internasjonal makroøkonomi. Dette har gjort arbeidet med oppgaven spennende og lærerikt. I ettertid sitter jeg igjen med masse nyttig kunnskap om emnet.

Jeg vil først og fremst takke min veileder, Erling Vårdal, for gode og konstruktive innspill underveis i arbeidet. Jeg har satt pris på at døren alltid har stått åpen, og at han har kommet med nyttige tips og gode tilbakemeldinger gjennom hele prosessen.

Takk også til Teis og Eirin for korrekturlesing. Til slutt vil jeg rette en stor takk til alle mine medstudenter på Institutt for økonomi, og spesielt Kristin og Christine, for gode diskusjoner og godt selskap.

Camilla Høstmark

Camilla Høstmark, Bergen 8. juni 2011

Sammendrag

Realrenteparitet?

En empirisk undersøkelse med utgangspunkt i den norske realrenten

av

Camilla Høstmark

Master i samfunnsøkonomi (Profesjonsstudium i samfunnsøkonomi)

Universitetet i Bergen, 2011

Veileder: Erling Vårdal

Denne oppgaven undersøker hvorvidt hypotesen om realrenteparitet gjelder mellom Norge og et utvalg land i perioden 1972-2009. Realrenteparitet betyr realrentelikheter mellom land, og er ofte brukt som definisjon på perfekte kapitalmarkeder. Avvik fra realrenteparitet blir forklart ved at det eksisterer en vedvarende endring i varemarkedet, slik at kjøpekraftsparitet ikke gjelder i praksis. Ettersom den vestlige verden har opplevd en stadig økende grad av økonomisk integrasjon mellom land, har hypotesen om realrenteparitet fått mye oppmerksomhet blant forskere. Undersøkelsene gir derimot ingen entydige resultater, selv om mange av disse analysene til en viss grad påviser konvergens over tid.

Den empiriske analysen består av to deler. Statistikkprogrammet Stata er brukt i beregningene. Først blir stasjonaritetsegenskapene til realrentedifferansene testet. Testene indikerer at realrentedifferansen følger en stabil utvikling rundt et gjennomsnitt på null i perioden 1972-2009, noe som bekrefter realrenteparitet. Derimot er det mer tvetydige beviser for at hypotesen holder når tidshorizonten deles inn i kortere delperioder. Del to av analysen undersøker om det eksisterer en signifikant sammenheng mellom realrentedifferansene og den reelle depresieringsraten i valutakursen. Dette blir gjort både ved en statisk og dynamisk modell. Resultatene viser ingen signifikant sammenheng mellom realrentedifferansen og den reelle depresieringsraten for noen av landparene. Derimot finner jeg at realrentedifferansen i forrige periode er en relevant forklaringsvariabel i modellen. Hovedkonklusjonen fra denne delen av analysen er at realrentedifferansen i forrige periode er beste prediksjon på realrentedifferansen i dag.

Innhold

FORORD.....	II
SAMMENDRAG.....	III
INNHold.....	IV
TABELLER.....	VI
FIGURER.....	VII
1. INNLEDNING.....	1
2. GRUNNLEGGENDE TEORI.....	5
2.1. FISHERS TEORIBIDRAG.....	5
2.2. FISHER-SAMMENHENGEN.....	8
2.3. KJØPEKRAFTSPARITET (KKP).....	10
2.4. UDEKKET RENTEPARITET.....	13
2.5. REALRENTEPARITET.....	14
2.6. REALRENTEN, REALVALUTAKURSEN OG REALØKONOMIEN.....	16
3. LITTERATURGJENNOMGANG.....	21
3.1. UNDERSØKELSER AV REALRENTEKONVERGENS MELLOM LAND.....	21
3.1.1. <i>Obstfeld & Taylor (2004)</i>	21
3.1.2. <i>Gagnon & Unferth (1995)</i>	25
3.1.3. <i>Monadjemi (1997)</i>	26
3.1.4. <i>Arghyrou, Gregoriou & Kontonikas (2009)</i>	28
3.1.5. <i>Oppsummering: Fellestrekk og avvik</i>	29
3.2. ANALYSER AV SAMMENHENGEN MELLOM REALRENTEDIFFERANSE OG REALVALUTAKURS.....	30
3.2.1. <i>Meese & Rogoff (1988)</i>	30
3.2.2. <i>MacDonald & Nagayasu (2000)</i>	33
3.2.3. <i>Oppsummering: Fellestrekk og avvik</i>	35
4. PRESENTASJON AV DATAMATERIALET.....	36
4.1. BESKRIVELSE AV DATAMATERIALET.....	36
4.1.1. <i>Datakilder</i>	36
4.1.2. <i>Utvelgelse av land</i>	36
4.2. KONSTRUKSJON AV DATASETET.....	37
4.2.1. <i>Realrente</i>	37
4.2.2. <i>Realvalutakurs</i>	41
4.2.3. <i>Korrigerings for innføringen av Euro</i>	42
5. ØKONOMETRISK METODE.....	44
5.1. STOKASTISKE PROSESSER OG STASJONARITET.....	44
5.1.1. <i>Autokorrelasjon</i>	46
5.2. TEST FOR STASJONARITET.....	47
5.2.1. <i>Dickey Fuller-testen</i>	47
5.2.2. <i>Augmented Dickey Fuller (ADF)-test</i>	49

5.3.	SVAKHETER VED ADF-TESTEN	50
5.4.	DICKEY-FULLER GENERALIZED LEAST SQUARE (DF-GLS)-TEST	51
5.5.	STATISK MODELL.....	51
5.6.	DYNAMISK MODELL	52
6.	EMPIRISK ANALYSE.....	54
6.1.	GRAFISK FREMSTILLING AV REALRENTEDIFFERANSE.....	56
6.2.	VIKTIGE HENDELSER I NORSK OG INTERNASJONAL ØKONOMI: 1972-2009	60
6.3.	RESULTAT AV ADF-TEST OG DF-GLS-TEST	63
6.4.	SAMMENHENG MELLOM REALRENTEDIFFERANSE OG DEN REELLE DEPRESIERINGSRATEN I VALUTAKURSEN	68
6.4.1.	<i>Statisk modell</i>	70
6.4.2.	<i>Dynamisk modell</i>	72
7.	OPPSUMMERING OG AVSLUTTENDE DISKUSJON	76
	APPENDIKS	79
	BIBLIOGRAFI.....	88

Tabeller

Tabell 1: Gjennomsnittlig avkastning på tiårig statsobligasjon og gjennomsnittlig årlig inflasjon.	55
Tabell 2: Resultat av ADF- og DF-GLS-test. Realrentedifferanse. 1972-2009.	64
Tabell 3: Resultat av ADF- og DF-GLS-test. Realrentedifferanse. 1972-1989.	65
Tabell 4: Resultat av ADF- og DF-GLS-test. Realrentedifferanse. 1990-2009.	66
Tabell 5: Resultat av ADF- og DF-GLS-test. Reell depresieringsrate i valutakursen.....	69
Tabell 6: Resultat av Newey West-regresjon. Statisk modell.	71
Tabell 7: Resultat av dynamisk modell.	73
Tabell 8: Gjennomsnittlig realrente og BNP-vekst i perioden 1972-2009.....	79
Tabell 9: Korrelasjonskoeffisient mellom nominell avkastning på 5-årig og 10-årig statsobligasjon i Norge i perioden 1985Q1-2009Q3.....	79
Tabell 10: Deskriptiv statistikk for reell depresieringsrate.	83
Tabell 11: Resultat av ADF- og DF-GLS-test. Alternativ analyse.....	84
Tabell 12: Testresultat fra Breusch Godfrey test for autokorrelasjon. Statisk modell.	85
Tabell 13: Testresultat fra Breusch Pagan test for heteroskedastisitet.	86
Tabell 14: Testresultat fra Breusch Godfrey test for autokorrelasjon. Dynamisk modell.....	87

Figurer

Figur 1: Gjennomsnittlig realrente og BNP-vekst i 1972-2009.	2
Figur 2: NIBOR, 10-årig statsobligasjon, inflasjon og realrente. 1972-2008. Årsdata.	9
Figur 3: Kortsiktig kjøpekraftsparitet mellom Norge og Storbritannia. 1972-2008.	12
Figur 4: Tremåneders pengemarkedsrente. Tyskland, USA, Sverige, Storbritannia og Norge.	19
Figur 5: 10-årsrente på statsobligasjoner. Tyskland, USA, Sverige, Storbritannia og Norge.	19
Figur 6: Realrentedifferanse. Norge-Tyskland. 1972-2009.	57
Figur 7: Realrentedifferanse. Norge-Frankrike. 1972-2009.	57
Figur 8: Realrentedifferanse. Norge-Storbritannia. 1972-2009.	58
Figur 9: Realrentedifferanse. Norge-Danmark. 1972-2009.	58
Figur 10: Realrentedifferanse. Norge-Sverige. 1972-2009.	58
Figur 11: Realrentedifferanse. Norge-USA. 1972-2009.	58
Figur 12: Realrentedifferanse. Norge-Canada. 1972-2009.	59
Figur 13: Realrentedifferanse. Norge-Australia. 1972-2009.	59
Figur 14: Gjennomsnittlig årlig nominell avkastning og gjennomsnittlig årlig inflasjon. 1972-2009. .	80
Figur 15: Gjennomsnittlig årlig nominell avkastning og gjennomsnittlig årlig inflasjon. 1972-1989. .	80
Figur 16: Gjennomsnittlig årlig nominell avkastning og gjennomsnittlig årlig inflasjon. 1990-2009. .	80
Figur 17: Realrente Tyskland. 1972-2009.	81
Figur 18: Realrente Frankrike. 1972-2009.	81
Figur 19: Realrente Storbritannia. 1972-2009.	81
Figur 20: Realrente Danmark. 1972-2009.	82
Figur 21: Realrente Sverige. 1972-2009.	82
Figur 22: Realrente USA. 1972-2009.	82
Figur 23: Realrente Canada. 1972-2009.	83
Figur 24: Realrente Australia. 1972-2009.	83
Figur 25: Plott av residualen mot residualen i forrige periode fra en enkel regresjon.	85
Figur 26: Plott av residualen mot tiden fra en enkel regresjon.	86
Figur 27: Plott av residualen mot residualen i forrige periode fra en dynamisk regresjon.	87

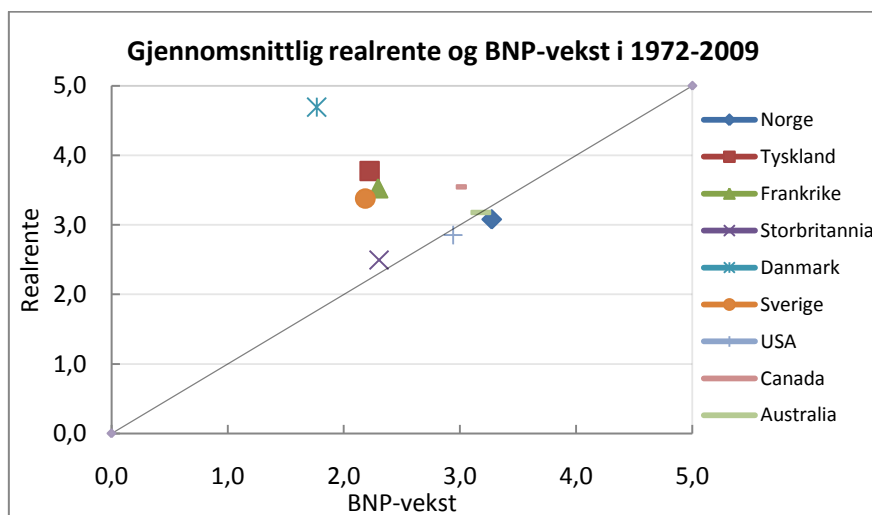
1. Innledning

Gjennom sine studier på begynnelsen av 1900-tallet var Irving Fisher den første som knyttet realavkastningen på kapital opp mot den reelle avkastningen i finansmarkedet. Med utgangspunkt i Fisher kan det sies at det er et skille mellom den faktiske realrenten på helt kort sikt og den langsiktige realrenten. Den kortsiktige realrenten blir i stor grad bestemt av sentralbankens nivå på styringsrenten, og er dermed avhengig av de målene som er satt for pengepolitikken. På lengre sikt er realrenten bestemt av produktivitetspotensialet i økonomien. Fisher-sammenhengen, som sier at den reelle avkastningen på en plassering i realkapital er lik differansen mellom nominell rente og inflasjon, knytter altså realavkastningen ved kapitalplassering til den reelle avkastningen på finansielle aktiva i finansmarkedet.

Siden begynnelsen av 1970-tallet har man sett en utvikling mot stadig mer integrerte kapitalmarkeder. Eliminering av handelsbarrierer og mindre offentlig regulering har ført til at kapital lettere flyter over landegrensene. Dette har medført at land har blitt tettere knyttet sammen økonomisk. Økning i internasjonale kapitalstrømmer er et tegn på at kapitalmarkedene er blitt mer konkurransedyktige, ettersom en investor i større grad kan søke mot den høyeste avkastningen. Økende grad av internasjonal integrasjon fører til at økonomiske forhold vil forplante seg over landegrensene. For et lite åpent land som Norge betyr dette at utlandets spare- og investeringsadferd vil være av betydning for utviklingen i den norske realrenten. Realrenten blir dermed ikke lenger kun bestemt av nasjonale faktorer, men vil følge den internasjonale utviklingen.

Økonomisk teori antyder at internasjonal mobilitet av varer, tjenester og kapital fører til at ulike nasjoners realrenter konvergerer over tid. Dette kan sees på som en utvidelse av den opprinnelige Fisher-sammenhengen, nå i en internasjonal setting. Den utvidede sammenhengen går under navnet realrenteparitet, dvs. realrentelikheter mellom land. Dette betyr at den reelle avkastningen på kapital er lik i alle land, noe som gjør en investor indifferent i valget av hvilket land kapitalen plasseres i.

I denne oppgaven undersøker jeg om realrenteparitet gjelder mellom et utvalg vestlige land, som er opplistet i Figur 1. Undersøkellesperioden er fra 1972 til 2009. For å gi en første indikasjon på hva jeg kan forvente å finne, har jeg i Figur 1 ført inn gjennomsnittlig årlig realrente i perioden 1972-2009, basert på finansielle plasseringer i de ulike landene. For å gi et inntrykk av den økonomiske situasjonen i landene, er realrentene plottet mot BNP-vekst. Av størst interesse er det å se på realrentene, som er et målt langs den vertikale aksen.



Figur 1: Gjennomsnittlig realrente og BNP-vekst i 1972-2009¹.

Dersom alle realrentene hadde vært like, ville realrentene ligget på en rett horisontal linje. Dette hadde implisert fullstendig, økonomisk integrasjon mellom landene. Størrelsen på den vertikale spredningen i figuren er dermed en indikasjon på graden av finansiell integrasjon. Spredningen i Figur 1 viser at Danmark og Storbritannia skiller seg ut fra resten av utvalget. Danmark har en gjennomsnittlig høyere realrente enn de andre landene, mens Storbritannia sin realrente ligger noe under gjennomsnittet. Ser vi bort fra realrenten i Danmark og Storbritannia, viser figuren en gjennomsnittlig realrente på om lag 3,2 prosent. Fra Figur 1 ser vi for øvrig at realrenten er høyere enn BNP-veksten i de fleste landene. Dette er illustrert ved at jeg i figuren har tegnet inn en 45°-linje. Med unntak av USA og Norge, ligger alle plottene til venstre for denne linjen, stort sett innenfor et intervall på 1,5 prosentpoeng.

¹ Data er hentet fra IMF, International Financial Statistics (IFS).

² Presentasjonen av Fisher sitt teoribidrag er basert på Fisher sin egen fremstilling i "The Theory of Interest" (1977). Førsteutgaven av denne ble utgitt i 1930.

Selv om figuren indikerer at de gjennomsnittlige realrentene er relativt like, slik at realrentedifferansen mellom landene er null over tid, er det ikke åpenlyst at en statistisk test gir støtte for realrenteparitet. Problemet med å basere en slutning på en gjennomsnittsverdi er at kortsiktige avvik ikke blir tatt hensyn til. Utviklingen i realrentene kan til tider være preget av store kortsiktige utslag fra gjennomsnittet, noe som vil være avgjørende for resultatet av testen. Dette betyr at, til tross for at de gjennomsnittlige realrentene i de ulike landene ser tilsynelatende like ut, er det nødvendig å gjennomføre statistiske tester for å bekrefte eller avkrefte hypotesen om realrenteparitet. Først da kan vi være sikre på om det statistisk sett fant sted realrentelighet mellom land i perioden 1972-2009.

Eksistensen av slike kortsiktige avvik fra det langsiktige gjennomsnittet er spesielt relevant i denne oppgaven, ettersom det har skjedd en tydelig endring i den økonomiske strukturen i vestlige land i løpet av undersøkelsesperioden. 1970- og 80-tallet var preget av stor økonomisk uro. Høy og varierende inflasjon, medførte at realrenten var negativ i flere vestlige land gjennom store deler av 1970-tallet. Til sammenligning er 1990- og 2000-tallet karakterisert ved lav inflasjon, noe som ifølge teorien skal være reflektert ved en lavere nominell rente. Mer stabil økonomisk utvikling kombinert med frie kapitalbevegelser og økt handel, fører til at forskjellene mellom land har blitt redusert fra begynnelsen av 1970-tallet og frem til i dag.

Ettersom landene har blitt tettere knyttet sammen gjennom internasjonal handel av kapital og finansielle aktiva, har dette feltet fått mye oppmerksomhet blant forskere. Flere ulike metoder har blitt benyttet for å undersøke hypotesen om realrenteparitet, hvorav stasjonaritetsanalyse og kointegrasjonsanalyse er av de vanligste. De fleste undersøkelsene tar for seg enkeltvis landpar, ofte med utgangspunkt i den amerikanske realrenten. Paneldatateknikker er tatt i bruk i nyere tid for å se på utviklingen for landene samlet sett. Per i dag eksisterer ingen entydig oppfatning blant forskere om hvorvidt realrenteparitet gjelder eller ikke, men undersøkelser klarer i økende grad å bevise at realrentene i ulike land konvergerer over tid.

Med bakgrunn i utviklingen mot mer integrerte markeder og økonomisk strukturendring i løpet av de siste tiårene, ønsker jeg å undersøke om det statistisk sett kan påvises realrentelighet mellom Norge de vestlige landene som ble presentert i Figur 1. For å teste dette

undersøker jeg om realrentedifferansen mellom landene følger en stabil utvikling rundt et gjennomsnitt på null. Dersom en slik prosess kan bekreftes ved hjelp av ulike stasjonaritets-tester, er det ifølge Obstfeld & Taylor (2004) støtte for at realrenteparitet gjelder. Jeg ønsker i tillegg å undersøke om det eksisterer nevneverdige forskjeller mellom de to delperiodene 1972-1989 og 1990-2009, ettersom de kjennetegner ulike økonomiske strukturer.

Oppgavens oppbygning er som følger: De første to kapitlene gir relevant bakgrunnsinformasjon for den empiriske analysen. I kapittel 2 redegjør jeg for grunnleggende teori. Innledningsvis tar jeg for meg den opprinnelige teorien fremsatt av Fisher i 1930. Dette danner grunnlaget for den økonomiske teorien knyttet til renter, kapital, sparing og investering. Videre presenterer jeg de ulike økonomiske sammenhengene; Fisher-sammenhengen, kjøpekraftsparitet og udekket renteparitet, som er sentrale for å forstå utviklingen mot realrentelikheter. I kapittel 3 blir et utvalg av referanselitteratur presentert. Denne litteraturen er delt inn i to kategorier basert på hvilke forutsetninger som ligger til grunn i datamaterialet. Første del presenterer analyser som undersøker realrentekonvergens og realrentelikheter mellom land, mens den andre delen belyser sammenhengen mellom realrentedifferanse og realvalutakurs.

Den empiriske analysen er tema for kapittel 4, 5 og 6. I kapittel 4 presenteres datakilder, og det blir gitt en grundig forklaring av hvordan de ulike variablene i datasettet er konstruert. I kapittel 5 gjør jeg rede for den økonometriske metoden som er benyttet i oppgaven. Analysen i kapittel 6 er delt inn i to hoveddeler. Først blir stasjonaritetsegenskapene til realrentedifferansene gjennomgått. Deretter ser jeg på muligheten for at det er en sammenheng mellom realrentedifferansen og den reelle depresieringsraten til valutakursen. Dette blir gjort både for en statisk og en dynamisk modell. Avsluttende kommentarer og en kort oppsummering av oppgaven følger så i kapittel 7.

2. Grunnleggende teori

I dette kapitlet vil jeg først gi en kort innføring i renteteori med utgangspunkt i Fisher sin argumentasjon. Videre vil jeg gjøre rede for teorien som ligger til grunn for oppgavens analyse. Hypotesen om realrenteparitet bygger på tre økonomiske sammenhenger; Fisher-sammenhengen, kjøpekraftsparitet og udekket renteparitet. Disse blir presentert i delkapitlene 2.2, 2.3 og 2.4. I delkapittel 2.6 gir jeg en dypere forklaring rundt forhold i Fisher-sammenhengen, og belyser bakenforliggende faktorer.

2.1. Fishers teoribidrag²

Irving Fisher (1867-1947) er mest kjent for sitt arbeid knyttet til kapital-, investerings- og renteteori. Han la grunnlaget for nåverdimetoden i investeringsteorien og presiserte at avveiningen mellom konsum og sparing baserer seg på en diskonteringsrate. Fisher videreførte også kvantitetsteorien, definerte og samlet inn makroøkonomiske data, og utviklet prisindekser for å måle endring i pengenes kjøpekraft. Med dette utgangspunktet var han den første til å finne en statistisk sammenheng mellom det nominelle rentenivået og økningen i prisnivået. Begrepet *distributed lag*, som senere har gitt opphav til *distributed lag model*, ble først introdusert av Fisher da han fant at endringer i det nominelle rentenivået ofte oppstår som en etterslepene effekt av økning i prisnivået. Bøkene ”*The Rate of Interest*” (1907) og ”*The Theory of Interest*” (1930) er hans mest kjente bidrag til økonomisk teori.

Som innledning til renteteori behandler Fisher (1977) begrepene nominell inntekt (eng: money income) og verdien av kapital. Han definerer nominell inntekt som all tilgjengelig inntekt som har til hensikt å bli brukt på konsum i dag. Dersom man har inntekt ”til overs” etter at levekostnadene er dekket, investeres denne i varige goder, som for eksempel land, bygninger, aksjer, obligasjoner osv. Disse investeringene er en form for sparing i kapital som genererer reelle inntekter i fremtiden. Verdien av kapitalen kan dermed sies å være den neddiskonterte, forventede, fremtidige kapitalinntekten. Skillet mellom verdien av konsum i dag og verdien av kapital er reflektert ved rentenivået i økonomien. På daglig basis står individer overfor valget om å konsumere i dag eller en gang i fremtiden. Siden individer ofte er utålmodige og foretrekker konsum i dag fremfor en gang i fremtiden, vil de kreve en

² Presentasjonen av Fisher sitt teoribidrag er basert på Fisher sin egen fremstilling i ”*The Theory of Interest*” (1977). Førsteutgaven av denne ble utgitt i 1930.

kompensasjon for å utsette konsum. Denne kompensasjonen blir reflektert ved individenes tidspreferanserate. Sammenhengen mellom verdien av konsum i dag (gitt ved nominell inntekt) og verdien av kapital er ifølge Fisher kompleks, og blir ofte mistolket. Det lar seg derfor enklest forklare med et talleksempel³.

Utgangspunktet i eksempelet er en eplehage på 40 dekar som produserer 1000 tønner epler årlig. Den fysiske produktiviteten, som er 25 tønner epler per dekar, kan i seg selv ikke gi noen indikasjon på den samlede avkastningen ved eplehagen. For å finne den samlede avkastningen til eplehagen, trengs det et felles mål for fysisk inntekt (eplene) og verdien av kapitalen (eplehagen). Dersom det antas at den årlige produksjonen av epler er verdt 25.000 kr og selve eplehagen er verdt 500.000 kr, vil det relative forholdet mellom disse, som er 5 prosent, være den samlede avkastningen ved eplehagen. Siden eksempelet er gjort under forutsetning om konstante priser, kan denne avkastningen på 5 prosent tolkes som en realavkastning. Dersom avkastningen opprettholdes uten at verdien av eplehagen depresierer over tid, vil dette ifølge Fisher være rentenivået. Fisher presiserer at verdien av eplehagen i seg selv ikke genererer inntekt, snarere tvert imot; at den samlede inntekten fra eplene avgjør verdien av eplehagen. Siden den årlige epleproduksjonen er verdt 25.000 kr, vil verdien av eplehagen være 500.000 kr dersom rentenivået er 5 prosent. Eplehagens verdi på 500.000 kr kan sies å være den neddiskonterte verdien av forventet, fremtidig årlig epleinntekt på 25.000 kr, gitt at en har tatt utgangspunkt i en diskonteringsrate på 5 prosent. Eplehagen er kilden til eplene, men det er verdien av eplene som gir opphav til verdien av eplehagen. Den samme argumentasjonen kan brukes for maskiner, fabrikker og andre kapitalinstrumenter.

Dersom det finner sted en endring i produktivetsraten, for eksempel ved at den årlige epleproduksjonen doubles, vil normalt også frukthagens nettoavkastningsrate øke⁴. Verdien av eplehagen øker som følge av produktivetsveksten, ettersom eplehagen nå genererer større inntekter i fremtiden. Produktivetsvekst skyldes som oftest innovasjon og ny kunnskap. Dersom produktivetsveksten er forventet å vare vil nettoavkastningen av kapital øke, og det oppstår en differanse mellom verdien av konsum i dag og verdien av fremtidig konsum. Individene ønsker å investere mer i kapital for å oppnå større inntekter i fremtiden. Høyere investeringsetterspørsel, som følge av produktivetsvekst, medfører dermed at markedsrenten

³ Eksempelet er basert på Fisher (1977) og gjort under forutsetning om at prisnivået er konstant.

⁴ Nettoavkastningsraten er realkapitalens grenseprodukt minus kapitalslitet.

stiger. Dersom de nye eplehagene som dyrkes opp har dårligere jordkvalitet, som fører til at avlingene blir stadig mindre, vil rentenivået falle tilbake til utgangspunktet etter hvert som den nye likevektsproduksjonen tilpasser seg produktivitetsveksten. Dette er den langsiktige likevektsrenten.

En utfordring knyttet til å ha renter uttrykt i form av varer er at en ikke kan forvente et konstant prisforhold mellom ulike varer over tid. Dette impliserer at det i praksis er like mange renter som det er antall varer. Et stort antall renter er uoversiktlig og upraktisk. Fisher utviklet derfor en levekostnadsindeks som standard for å uttrykke renten på kapital. Han påpekte at markedsrenten og den reelle renten ved kapital normalt er identiske dersom kjøpekraften til en krone er konstant i forhold til levekostnaden. En slik tilstand viser seg derimot å være svært sjelden i praksis. En mer realistisk tilnærming er at prisnivået er stigende, slik at levekostnaden ikke er konstant. Pengenes kjøpekraft vil da reduseres over tid. Nivået på prisstigningen er avgjørende for individenes fordeling av konsum over tid. Dersom markedsrenten hadde vært fleksibel og endret seg i henhold til endringen i pengenes kjøpekraft, ville sammenhengen mellom markedsrenten og prisstigning kun hatt en teoretisk implikasjon, men ingen virkning i praksis. Men siden nivået på markedsrenten ofte er knyttet til forhåndsbestemte lånekontrakter, som ikke kan endres underveis i kontraktens løpetid, vil denne sammenhengen være av stor betydning i praksis⁵. Dette gir opphav til skillet mellom nominell og reell rente som vi kjenner det i dag. Fisher var den første som presiserte at det reelle rentenivået kan bli formulert ut fra to aspekter; det reflekterer (i) skillet mellom pengenes verdi og verdien på kapital, og (ii) skillet mellom fremtidig og dagens verdi av kapitalen, gitt ved prisstigningen.

Som Fisher presiserte kan det på kort sikt være forskjell mellom nivået på markedsrenten og nivået på prisstigningen, slik at pengenes kjøpekraft ikke er konstant. Men siden det er ventet at det nominelle rentenivået øker med etterslepene effekt av prisstigning over tid, er det kun realøkonomiske faktorer i økonomien som påvirker nivået på realrenten på lang sikt. Den langsiktige realrenten reflekterer dermed den faktiske avkastningen man får ved å investere i kapital i dag fremfor å konsumere. Nærmere forklaring av den langsiktige realrenten og hvilke faktorer som bestemmer denne blir presentert i delkapittel 2.6.

⁵ Dette er under forutsetning om at aktørene i markedet ikke perfekt klarer å forutse prisendringer.

2.2. Fisher-sammenhengen

Med utgangspunkt i innføringen i renteteori kan Fisher-sammenhengen som vi kjenner den i dag presenteres. Selv om mye har endret seg i finans- og kapitalmarkedet siden Fisher analyserte renteutviklingen i 1930, gjelder fortsatt de grunnleggende prinsippene. Renten bankene annonserer på daglig basis er den nominelle renten, altså rentenivået i løpende priser. Den nominelle renten tar ikke hensyn til at prisstigning forekommer. Realrenten derimot, tar hensyn til at prisstigning vil redusere investeringers kjøpekraft, noe som fører til at realverdien til investeringen synker. Inflasjonsraten gjenspeiler dette fallet i kjøpekraften. Det er den reelle avkastningen av realkapital som er avgjørende for realrenten i en markedsøkonomi, og det er denne som er av interesse for investorer ettersom den reflekterer faktisk avkastning på en investering.

Dersom i , r og π står for henholdsvis nominell rente, realrente og inflasjonsraten, t er en tidsindikator og e er en forventningsindikator, vil sammenhengen mellom disse faktorene i likevekt være⁶:

$$i_t = r_t + \pi_t^e, \quad (2.1)$$

Inflasjonsraten er et uttrykk for prisstigning, og er den prosentvise økningen i prisnivået over en periode; her fra periode t til $t+1$:

$$\pi_t = \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t}. \quad (2.2)$$

Siden man ikke vet nøyaktig prisnivået i periode $t+1$, blir en forventningsindikator lagt på inflasjonsraten. π_t^e er derfor et anslag på forventet inflasjon fra periode t til $t+1$. Omformulerer man uttrykk (2.1) finner man den beregnede størrelsen på realrenten, som er differansen mellom den nominelle renten og den forventede inflasjonsraten. Realrenten vil også være lik realkapitalens avkastningsrate dersom vi ser bort fra usikkerhet, og antar

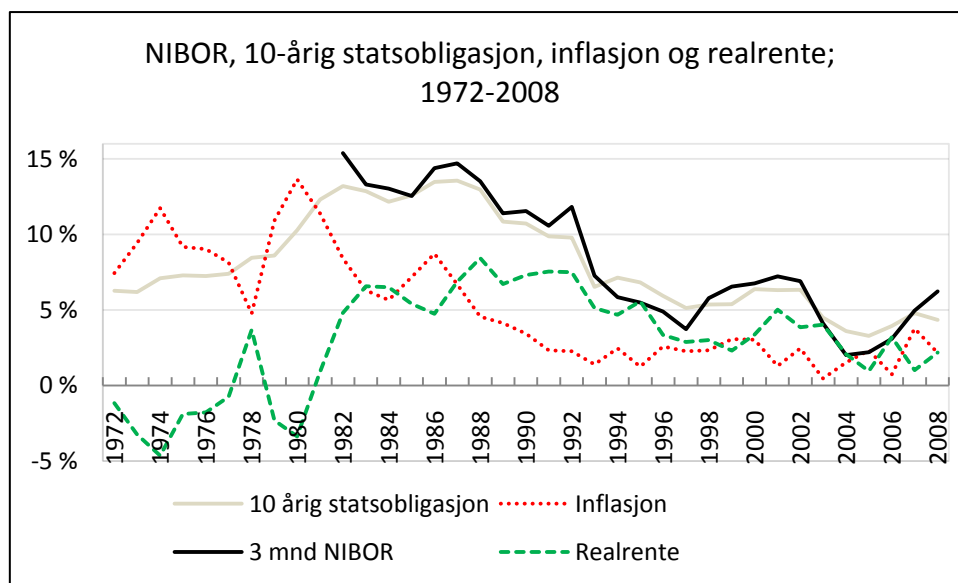
⁶ (2.1) er egentlig en lineær approksimasjon av Fisher-sammenhengen, men blir som oftest uttrykt som en likhet.

likevekt i alle markeder⁷. Når $f'(k)$ er grenseproduktet til realkapitalen og δ er kapitalslitraten, er realrentenivået definert som:

$$r_t = f'(k_t) - \delta_t = i_t - \pi_t^e \quad (2.3)$$

Uttrykk (2.3) forteller at i likevekt vil realavkastningen ved kapital være lik realavkastningen i finansielle aktiva, forklart som differansen mellom nominell rente og inflasjon.

Figur 2 illustrerer utviklingen i tiårig statsobligasjon, inflasjon og reell rente av norske data i perioden 1972-2008, og tremåneders pengemarkedsrente (NIBOR⁸) i perioden 1982-2008.



Figur 2: NIBOR, 10-årig statsobligasjon, inflasjon og realrente. 1972-2008. Årsdata.

Figuren viser at det stort sett er høy korrelasjon mellom de nominelle rentene og inflasjonsraten. Denne sammenhengen har vært gjenstand for mye forskning. Blant annet finner Haug et al. (2011) bevis for kointegrasjon mellom kort nominell rente og inflasjon dersom det korrigeres for strukturelle skift for et utvalg OECD-land i perioden 1957-2007. Dette er i tråd med Fisher sine studier som bekreftet at det nominelle rentenivået er ventet å stige i perioder der prisnivået øker, og motsatt. Ifølge Fisher sine undersøkelser var korrelasjonskoeffisienten

⁷ Normalt vil realrenten på verdipapir være lavere enn realavkastningen ved realkapital fordi investorer som investerer i realkapital krever et risikopåslag knyttet til usikkerhet forbundet med realinvesteringer. I praksis vil det dermed være *tilnærmet* lineær sammenheng mellom realrenten og differansen mellom nominell rente og inflasjon.

⁸ NIBOR står for "Norwegian Interbank Offer Rate"

mellom prisstigning og rentenivå 0,7 eller høyere⁹. Korrelasjonsanalyse mellom avkastningen på en norsk, tiårig statsobligasjon og inflasjon for perioden 1972-2008 gir en korrelasjonskoeffisient på 0,5931. Dette resultatet er ikke overbevisende med tanke på at det, etter teorien, skal være sterk korrelasjon mellom nominell rente og inflasjon. Ser en derimot på perioden 1982-2008, er korrelasjonskoeffisienten mellom NIBOR og inflasjonen 0,8598, og mellom den tiårige statsobligasjonen og inflasjonen 0,8526. Den store forskjellen mellom korrelasjonskoeffisientene i de to periodene kommer trolig av at 1970-tallet var preget av høy og svært ustabil inflasjon, noe som svekker sammenhengen vesentlig.

Eksistensen av imperfekte markeder og tidsforskjøvet samvariasjon mellom variablene blir ofte sett på som en årsak for at korrelasjonen ikke er lik 1. Effekten av pengenes endrede kjøpekraft (som følge av prisstigning) på det nominelle rentenivået er ifølge Fisher etterslepene og indirekte. Med dette mente han at det nominelle rentenivået justeres over tid ettersom den endrede kjøpekraften påvirker bedriftenes profitt og handelsvolum, noe som igjen vil påvirke deres etterspørsel etter lån og dermed nominelt rentenivå. Figur 2 illustrerer nettopp dette, at perioder med høy inflasjon ofte faller sammen med perioder med høy nominell rente, men at rentenivået endrer seg med tidsetterslep. Dette impliserer at realrenten er mer stabil over tid. Utviklingen i realrenten kommer jeg nærmere tilbake til i delkapittel 6.2, der jeg knytter forløpet opp mot økonomiske hendelser i norsk og internasjonal økonomi.

Til nå har jeg fokusert på en nasjonal sammenheng mellom nominell avkastning, inflasjon og realrente. I de følgende avsnittene vil jeg utdype teorien i en internasjonal sammenheng. Det er hensiktsmessig å starte med en forklaring av begrepene kjøpekraftsparitet og udekket renteparitet.

2.3. Kjøpekraftsparitet (KKP)

Hypotesen om kjøpekraftsparitet forteller om sammenhengen mellom valutakurs og prisnivå, og innebærer at valutakursen mellom to land på lang sikt tilpasser seg i samsvar med endringen i prisnivåene i landene.

⁹ Fisher studerte sammenhengen mellom de største industrialiserte landene på den tiden; Storbritannia, Tyskland og USA

Kjøpekraftsparitetsteorien bygger på *loven om ens pris* (LOEP). Denne sier at i et frikonkurransemarked, uten transportkostnader og handelsrestriksjoner, vil prisen på en vare i et land være lik prisen på en identisk vare i et annet land, gitt at prisen er uttrykt i samme valuta. Kjøpekraftsparitet skiller seg fra LOEP ved at KKP henviser til det generelle prisnivået i markedet, definert ved en varekurv sammensatt av flere varer i stedet for individuelle varer. Absolutt KKP kan sees på som en teori for valutakursbestemmelse, og skrives som:

$$E_j^i = \frac{P^i}{P^j} , \quad (2.4)$$

der den nominelle valutakursen mellom land i og j , E_j^i , er lik forholdet mellom prisnivåene i de to landene, $\frac{P^i}{P^j}$. Siden absolutt KKP tilsier at nominell valutakurs må endre seg nøyaktig i samsvar med prisendringene i de to landene, vil en prisøkning i land i relativ til land j føre til en svekkelse av valutaen i land i for at det reelle prisforholdet mellom landene skal forbli uendret. Ulike preferanser, transaksjonskostnader og restriksjoner knyttet til handel, og skillet mellom konkurranseutsatte og skjermede varer, er noen av faktorene som blir trukket fram som forklaring på hvorfor absolutt KKP ikke gjelder i praksis.

Relativ KKP er en ”mildere” form for kjøpekraftsparitet, ettersom den ikke krever likhet i absolutte størrelser. Relativ KKP tilsier i stedet at en endring i prisnivået vil føre til en proporsjonal endring i den nominelle valutakursen, gitt ved en proporsjonalitetsfaktor k :

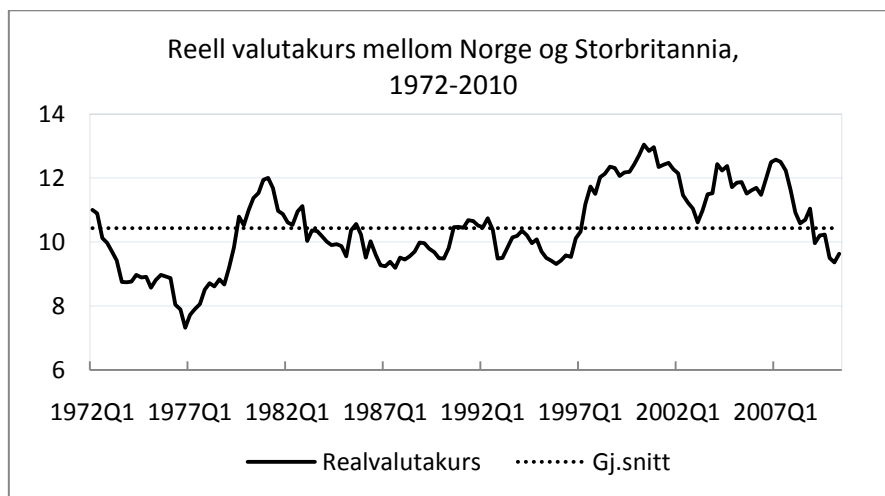
$$E_j^i = k \cdot \frac{P^i}{P^j} . \quad (2.5)$$

Alternativt kan uttrykk (2.5) formuleres på endringsform, noe som vil være mer praktisk og anvendelig for senere utdyping av teorien. Dersom man antar at k er konstant, kan (2.5) uttrykkes slik:

$$\frac{E_{j,t+1}^i - E_{j,t}^i}{E_j^i} = \hat{E}_{j,t}^i = \pi_{i,t} - \pi_{j,t} , \quad (2.6)$$

der $\hat{E}_{j,t}^i$ står for endringen i nominell valutakurs mellom land i og j fra tidspunkt t til $t+1$, også kalt depresieringsraten i valutakursen. $\pi_{i,t}$ er inflasjonsraten for land i på tidspunkt t . Uttrykk (2.6) innebærer at den prosentvise endringen i nominell valutakurs over en periode skal være lik differansen mellom de to landenes prosentvise endring i prisnivåer i samme periode.

Hypotesen om kjøpekraftsparitet forklarer kortsiktige bevegelser i valutakursen dårlig, men gir et bedre bilde av utviklingen på lang sikt. Figur 3 illustrerer poenget. Figuren viser utviklingen i den reelle valutakursen mellom Norge og Storbritannia i perioden 1972-2010.



Figur 3: Kortsiktig kjøpekraftsparitet mellom Norge og Storbritannia. 1972-2008.

Ifølge uttrykk (2.5) skal realvalutakursen være konstant (og lik k) dersom relativ KKP gjelder. Grafisk inspeksjon av Figur 3 viser hvordan den reelle valutakursen avviker fra KKP på kort sikt, noe som tilsier at relativ kjøpekraftsparitet ikke er oppfylt. Det er kortsiktige svingninger i økonomien som gjør at prisnivåene i Storbritannia og Norge ikke er i likevekt i forhold til KKP. Studier tyder imidlertid på at realvalutakursen vil vende tilbake til et konstant gjennomsnittlig på sikt. Denne prosessen kalles ”mean reverting”. En studie gjort av Rogoff (1996) antyder at realvalutakursen mellom en rekke land følger en mean reversion-prosess der halveringstiden etter avvik fra KKP er på tre til fem år. Taylor et al. (2001) finner i sin undersøkelse en halveringstid på mellom ett og tre år, avhengig av størrelsen på sjokket. I tillegg påpeker han at det er en ikke-lineær sammenheng mellom størrelsen på sjokket og halveringstiden, hvorav større sjokk i valutakursen tenderer mot å ha raskere halveringstid enn mindre sjokk. I en studie av KKP for Norge finner Akram (2006) at realvalutakursen mot Norges største handelspartnere har holdt seg relativt stabil til tross for store realøkonomiske

sjokk¹⁰, og har en halveringstid på rundt halvannet år. Som Figur 3 illustrerer, og undersøkelser viser, er det ikke urimelig å si at KKP holder på lang sikt selv om det vil være avvik i kortere perioder.

2.4. Udekket renteparitet

Renteparitetshypotesen prøver å forklare utviklingen i valutakursen gjennom rentedifferansen mellom to land. Hypotesen finnes i to former; dekket og udekket renteparitet. Dekket renteparitet innebærer at man tar en sikker posisjon i en annen valuta gjennom terminmarkedet, mens udekket renteparitet inneholder et risikoelement knyttet til den fremtidige valutakursen. I det følgende vil det kun fokuseres på udekket renteparitet¹¹.

Udekket renteparitet bygger på en arbitrasjebetingelse. Det vil si at nominell avkastning på rentebærende verdipapir uttrykt i samme valuta skal være lik mellom land, uavhengig av hvilket land man investerer i. Uttrykk (2.7) viser sammenhengen mellom nominell avkastning i land i og land j ¹²:

$$i^i = i^j + \frac{(E_j^i)^e - E_j^i}{E_j^i} . \quad (2.7)$$

Som man ser av uttrykk (2.7) forteller hypotesen om udekket renteparitet at rentenivået i land i skal være lik rentenivået i land j , korrigert for forventet valutakursendring. Vanligere er det å uttrykke udekket renteparitet som differansen mellom rentenivåene i de to landene:

$$i^i - i^j = \frac{(E_j^i)^e - E_j^i}{E_j^i} . \quad (2.8)$$

Ved en positiv rentedifferanse ($i^i > i^j$) må det nødvendigvis være forventning om svekkelse av land i sin valuta for at likevekten i valutamarkedet skal opprettholdes. Internasjonale kapitalbevegelser vil føre til at kapital strømmer inn i land i dersom avkastningen i en periode

¹⁰ Her trekker Akram (2006) frem oppdagelsen av store oljereserver og oljeprissjokk som viktige faktorer.

¹¹ Udekket renteparitet blir ofte referert til som "den internasjonale Fisher-sammenhengen" (Levich, 2001)

¹² Den nøyaktige paritetsformelen er: $i^i = i^j + \frac{(E_j^i)^e - E_j^i}{E_j^i} \cdot (1 + i^j)$, men ved "normale" verdier vil produktet $\frac{(E_j^i)^e - E_j^i}{E_j^i} \cdot i^j$ være tilnærmet null. Det er vanlig å bruke det forenklete uttrykket (2.7).

er høyere enn i land j . Gjennom uttrykket for udekket renteparitet vil den forventede endringen i valutakursen korrigere for den positive rentedifferansen som har oppstått. Likevektsmekanismer i finansmarkedet skal ifølge teorien føre til at det ikke er mulig å ta ut fortjeneste over tid ved å låne billig i et land for så å plassere i et land med høyere avkastning.

Selv om det ifølge hypotesen om udekket renteparitet skal være forventet avkastningslikhet mellom land, er den generelle oppfatningen at dette ikke stemmer i praksis. Froot & Thaler (1990) finner at forholdet mellom rentedifferansen og valutakursutviklingen er negativt, noe som er i strid med teorien. Heller ikke Bernhardsen (1998) eller McCallum (1994) finner signifikante resultater på at udekket renteparitet gjelder i praksis. Nyere forskning gir derimot sterkere støtte for hypotesen. Chinn & Meredith (2004) finner en viss støtte for teorien. Også Alexius (2001) konkluderer med at det ikke kan utelukkes at udekket renteparitet holder empirisk. Felles for disse analysene er at tidshorizonten spiller en rolle for hvor godt teorien passer til faktiske data. Generelt synes udekket renteparitet å stemme bedre overens med virkeligheten på lang sikt.

2.5. Realrenteparitet

I dette avsnittet vil jeg knytte sammen uttrykkene for Fisher-sammenhengen, udekket renteparitet og KKP for å forklare utviklingen mot realrentelighet mellom land. Jeg startet med å utvikle en modell som prøver å forklare utviklingen i realrentedifferansen mellom land over tid. Realøkonomiske endringer, gitt ved den forventede endringen i realvalutakursen, blir trukket frem som en forklaringsfaktor for at nivået på realrentene i ulike land avviker fra hverandre.

Jeg starter med å definere realvalutakursen. Denne tar utgangspunkt i kjøpekraftsparitet, gitt ved uttrykk (2.5), og erstatter proporsjonalitetsfaktoren k med et mål på reell valutakurs, Q . Realvalutakursen mellom land i og land j er dermed definert som $Q_j^i = E_j^i \cdot \frac{P^j}{P^i}$. Siden det er utviklingen i realvalutakursen over tid som er av interesse, er det fordelaktig å sette uttrykket for realvalutakurs på endringsform;

$$\frac{(Q_j^i)^e - Q_j^i}{Q_j^i} = \frac{(E_j^i)^e - E_j^i}{E_j^i} - [(\pi^i)^e - (\pi^j)^e]. \quad (2.9)$$

Uttrykk (2.9) forteller at den forventede endringen i realvalutakursen er definert som differansen mellom forventet endring i nominell valutakurs og de to landenes forventede inflasjonsrate. Dersom udekket renteparitet gjelder, vil kombinasjonen av uttrykkene for Fisher-sammenhengen i uttrykk (2.1), realvalutakursen på endringsform i uttrykk (2.9) og udekket renteparitet gitt ved uttrykk (2.8) føre til en langsiktig sammenheng mellom innen- og utenlandsk realrente. Dette kan vises som:

$$r^i - r^j = \frac{(Q_j^i)^e - Q_j^i}{Q_j^i}. \quad (2.10)$$

Dersom det er forventet at relativ KKP gjelder, det vil si at den nominelle valutakursen tilpasser seg en endring i prisnivåene slik at realvalutakursen forblir uendret over tid, $(Q_j^i)^e = Q_j^i$, vil realavkastningen i de to landene være lik. Dette ser man ved at uttrykk (2.10) reduseres til uttrykk (2.11). Like realrenter, som i uttrykk (2.11), betyr at vi har realrenteparitet. Eventuelt kan en si at realrentedifferansen mellom landene er lik null:

$$\begin{aligned} r^i &= r^j \\ r^i - r^j &= 0 \end{aligned} \quad (2.11)$$

Realrentelikheter som i uttrykk (2.11) er den vanligste definisjonen på realrenteparitet. Krugman & Obstfeld (2009) skiller seg ut ved å bruke uttrykk (2.10) som definisjonen på realrenteparitet. Min bruk av terminologi definerer realrenteparitet som en situasjon med realrentelikheter, altså uttrykk (2.11). Som argumentert for innledningsvis vil dette være tilfelle i perfekt integrerte kapitalmarkeder, der internasjonal handel av varer og tjenester også er såpass integrert at relativ KKP gjelder på lang sikt.

Uttrykk (2.10) gir likevel viktig innsikt i teorien ettersom endringer i realvalutakursen blir knyttet til avvik fra realrentelikheter. Forventninger om realøkonomiske endringer i varemarkedet er karakterisert ved forventet endring i realvalutakursen, og blir ofte sett på som en forklaringsfaktor for at realrentene i ulike land er like. Brudd på KKP medfører dermed at hypotesen om realrenteparitet ikke gjelder. Dornbusch (1976) var en av de første som studerte

sammenhengen mellom realrenter og realvalutakursen. Han pekte på lønns- og prisrigiditeter i markedet som forklaringsfaktorer for at realvalutakursen avviker fra KKP på kort sikt, før den konvergerer tilbake til den langsiktige likevekten. Denne sammenhengen blir uttrykt slik:

$$E_t(q_{t+1} - \bar{q}_{t+1}) = \theta(q_t - \bar{q}_t), \quad -1 < \theta < 1 \quad (2.12)$$

I uttrykk (2.12) er q er realvalutakursen på log-form, \bar{q} er det nivået på realvalutakursen (på log-form) som vil oppstå dersom det er perfekt fleksible priser¹³ og θ er en parameter som måler hvor fort realvalutakursen vender tilbake til trenden, altså et mål på justerings-hastigheten. For at realvalutakursen skal vende tilbake til den langsiktige likevekten etter et avvik kreves det at θ ligger mellom minus en og en, slik at det langsiktige nivået er stabilt. Antakelsen om at prisene ikke er perfekt fleksible er helt sentral i denne utvidelsen av realrenteparitet. Dette impliserer at prisene ikke øyeblikkelig korrigerer for ubalansen et sjokk påfører økonomien. På kort sikt vil økonomien være i en tilstand der realvalutakursen er utenfor likevekt, slik at relativ KKP ikke gjelder, noe som medfører at det ikke vil være realrentelighet mellom land. Over tid vil økonomien tilpasse seg lønns- og prisutviklingen slik at realvalutakursen beveger seg tilbake til likevektsnivået.

2.6. Realrenten, realvalutakursen og realøkonomien

Pengepolitikken i et land er med på å påvirke den kortsiktige utviklingen i økonomien gjennom fastsettelse av styringsrenten. I Norge er det regjeringen som bestemmer rammeverket for pengepolitikken, mens det er Norges Bank som har det utøvende ansvaret (Norges Bank, 2004). Norges Bank styrer etter et mål om en lav og stabil inflasjonsrate på 2,5 prosent, og setter en styringsrente som skal lede økonomien inn mot dette målet. På lengre sikt har derimot myndighetene ikke mulighet til å påvirke pengepolitikken, noe som tilsier at realrenten må bli bestemt av fundamentale forhold i økonomien.

Det finnes flere begreper av realrenten, og det er viktig å kunne skille mellom disse. De vanligste er *langsiktig* realrente, *nøytral* realrente og *faktisk* realrente. Begrepet ”nøytral rente” ble først introdusert av Wicksell (1907). Definisjonen av nøytral *realrente* bygger på begrepet til Wicksell, og er det nivået på realrenten som fører til at pengepolitikken verken er

¹³ Det er antatt at $E_t \bar{q}_{t+1} = \bar{q}_t$.

ekspansiv eller kontraktiv. Den nøytrale realrenten er ikke konstant, men bestemmes ut fra hvilket stadium økonomien befinner seg i, og fluktuerer rundt den langsiktige likevektsrealrenten.

Den faktiske realrenten er det helt korte nivået på realrenten som myndighetene i stor grad kan påvirke gjennom fastsettelse av styringsrenten. På grunn av prisrigiditeter og tregheter i økonomien kan myndighetene være med på å styre den økonomiske utviklingen på helt kort sikt. Siden myndighetene ikke har mulighet til å påvirke relative priser gjennom pengepolitikken i et langtidsperspektiv, vil realrenten på lang sikt fluktuere rundt en langsiktig likevektsrealrente. Denne bestemmes av spare- og investeringsadferd, gitt ved henholdsvis tilbud og etterspørsel etter kapital. Ramsey (1928) utviklet en nyklassisk vekstmodell for bestemmelse av den langsiktige likevektsrealrenten. En svært forenklet form av Ramsey-modellen er¹⁴:

$$r^* = f'(k) - \delta = g + n + \rho . \quad (2.13)$$

I modellen blir den langsiktige likevektsrealrenten (r^*) forklart av nettoavkastningen av realkapital, som igjen er en funksjon av produktivitetsvekst (g), befolkningsvekst (n) og en tidspreferanserate (ρ). Disse faktorene utgjør til sammen den potensielle veksten i økonomien.

En høyere potensiell vekst (økt g), som for eksempel er et resultat av bedret teknologi, vil øke den langsiktige likevektsrealrenten. Dette skyldes at økt marginalavkastning av kapital, som følge av produktivitetsvekst, vil medføre at realavkastningen ved kapital er større enn differansen mellom nominell rente og inflasjonsraten (den reelle renten av en finansiell plassering). Som Fisher presiserte vil dette gi incentiver til å investere i realkapital, som igjen fører til at realrenten øker. En høyere potensiell vekst fører også til økte konsummuligheter i fremtiden, og siden det forventes at konsumentene ønsker å glatte ut konsumet, vil høyere inntekt i fremtiden føre til større konsum i dag. Dette gir også opphav til høyere nivå på realrenten. $\rho > 0$ reflekterer at konsumentene er utålmodige og foretrekker konsum i dag fremfor i morgen. Endrede preferanser blant konsumentene, for eksempel ved en høyere ρ , impliserer at konsumentene legger mer vekt på dagens konsum. De ønsker dermed å spare mindre, noe som medfører at nivået på likevektsrealrenten øker. Ramsey (1928) legger til

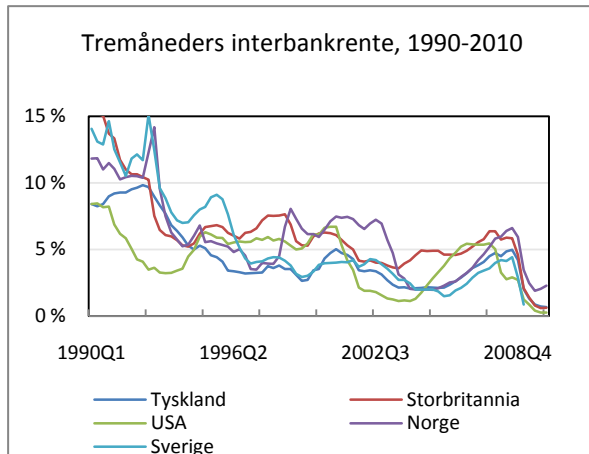
¹⁴ (2.13) er tatt fra Bernhardsen & Gerdrup (2006) og Hammerstrøm & Lønning (2000)

befolkningsvekst som en relevant faktor for å forklare nivået på realrenten. Dette begrunner han med at høy befolkningsvekst vil medføre økt realrente, ettersom høy befolkningsvekst krever større realavkastning for at kapital per arbeider skal opprettholdes over tid. Hovedresultatet fra Ramsey-modellen er at likevektsrealrenten blir bestemt av økonomisk vekst og konsumentenes preferanser¹⁵.

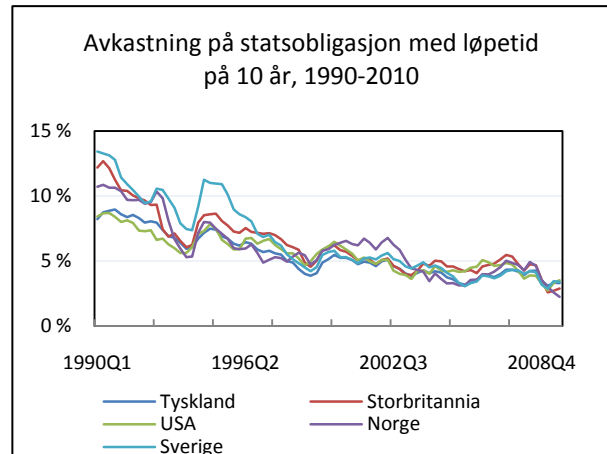
En liten, åpen økonomi som den norske vil være sterkt påvirket av globale forhold. Stadig økende grad av internasjonal integrasjon når det gjelder kapital- og arbeidsmarkedet medfører at også endringer i utlandets spare- og investeringsadferd vil være av betydning for utviklingen i den norske langsiktige realrenten. I en verden med stor grad av kapitalmobilitet er det ifølge Hammerstrøm & Lønning (2000) rimelig å anta at den langsiktige likevektsrealrenten er en global størrelse. Likevel er det tidvis funnet store avvik mellom realrentene i ulike land. Hammerstrøm & Lønning (2006) peker på at dette kan skyldes ulike strukturer i økonomiene, institusjonelle forskjeller eller ulik pengepolitikk.

Setter man de nominelle rentene i en internasjonal sammenheng, ser man at renter med lang løpetid er tettere knyttet sammen enn renter med kort løpetid. Dette er illustrert i Figur 4 og 5. Figurene viser henholdsvis tremåneders pengemarkedsrente og nominell avkastning på tiårige statsobligasjoner for et utvalg vestlige land. Selv om det ikke er lett å skille de ulike landene fra hverandre i figuren, blir poenget klart illustrert. Som allerede antydnet blir den langsiktige renten bestemt av økonomisk vekst, i tillegg til forventninger om fremtidig prisstigning. Bernhardsen & Gerdrup (2006) peker på at dette er størrelser som ikke nødvendigvis er så ulike mellom land, i motsetning til den korte renten som bestemmes av hvert lands individuelle pengepolitikk og avhenger av den økonomiske situasjon hvert land befinner seg i. Det er grunn til å tro at også den langsiktige *real*renten i Norge er sterkere korrelert med globale, langsiktige realrenter, ettersom disse i hovedsak påvirkes av potensiell økonomisk vekst. Ettersom Norge er et lite, åpent land, vil ikke endringer i nivået på realrenten i Norge ha noen påvirkning på realrenten i utlandet. Norge må med andre ord ta den globale realrenten for gitt.

¹⁵ Løsningen forutsetter en langsiktig likevekt i markeder som er perfekte og fleksible.



Figur 4: Tremåneders pengemarkedsrente. Tyskland, USA, Sverige, Storbritannia og Norge.



Figur 5: 10-årsrente på statsobligasjoner. Tyskland, USA, Sverige, Storbritannia og Norge.

Jeg har nå forklart hvilke faktorer som påvirker realrenten på kort og lang sikt. Gjennom Fisher-sammenhengen i uttrykk (2.3) kan man si at den reelle avkastningen på en plassering i realkapital er lik differansen mellom nominell rente og inflasjon i likevekt. Fisher-sammenhengen knytter altså realavkastningen ved en kapitalplassering til den reelle avkastningen på finansielle aktiva i finansmarkedet. I en internasjonal sammenheng er det valutakursen som knytter kapital- og finansmarkedene sammen.

Realvalutakursen blir ofte sett på som et mål på konkurranseevne. En reell svekkelse av hjemvalutaen medfører at varer produsert i hjemlandet blir relativt billigere enn utenlandske varer, noe som øker konkurranseevnen til hjemlandets bedrifter som konkurrerer på det internasjonale varemarkedet. Det synes dermed fornuftig å anta at et lands eksportvolum er negativt avhengig av reell valuta i hjemlandet. Realvalutakursens effekt på importen er mer tvetydig. En reell svekkelse av hjemvalutaen vil føre til at importvolumet reduseres, men til gjengjeld vil prisen på importen øke. Den samlede effekten av eksport og import på handelsbalansen av en endring i realvalutakursen er dermed usikker, og avhenger av om *volumeffekten* eller *verdieffekten* dominerer¹⁶.

¹⁶ Denne sammenhengen kalles Marshall-Lerner-betingelsen. Ettersom utdyping rundt handelsbalansen ikke er relevant i denne oppgaven, vil jeg ikke gå nærmere inn på dette.

En større prisvekst i hjemlandet relativt til utlandet betyr, alt annet likt, en reell styrkelse av hjemvalutaen. Dette vil redusere den samlede etterspørselen etter innenlandske varer og tjenester, ettersom en styrket hjemvaluta betyr redusert konkurranseevne for hjemlandets bedrifter. På denne måten vil realvalutakursen, og endringer i denne, korrigere for ubalanser (i tilbud og etterspørsel) som oppstår i varemarkedet. Graden av handelsintegrasjon mellom land vil dermed også være av betydning for realrentene. Obstfeld & Taylor (2004) peker på at realvalutakursen mellom land som handler gjennom effektive og integrerte varemarkeder, ofte vil være karakterisert med hyppige og store kortsiktige fluktuasjoner, ettersom endringer i tilbud og etterspørsel raskt reflekteres i realvalutakursen. Denne raske justeringsmekanismen vil medføre store endringer i den forventede realvalutakursen på kort sikt, som igjen kan føre til kortsiktig avvik fra realrentelikheter.

Lav grad av varemarkedsintegrasjon, som ofte er karakterisert ved en treg justeringsprosess i realvalutakursen etter en forstyrrelse, vil derimot føre til mindre endringer i den forventede realvalutakursen på lang sikt. Alt annet likt vil dette implisere mindre realrentedifferanser mellom landene. Dette er motstridende i henhold til teorien, som sier at realrentene utjevner seg til en felles verdensrealrente dersom det er perfekt kapitalmarkedsintegrasjon. Det er imidlertid en liten hake ved denne argumentasjonen. Dersom to land i utgangspunktet har forskjellig nivå på realrentene i, vil den lave justeringshastigheten etter en forstyrrelse bidra til at realrentedifferansen vedvarer over en lengre tidsperiode¹⁷. For at argumentet om at lav grad av varemarkedsintegrasjon medfører små realrentedifferanser etter en forstyrrelse skal være relevant, må man dermed legge til grunn en antakelse om at realrentene i de to landene er relativt like utgangspunktet.

Å forklare kapitalmarkedsintegrasjon, gitt ved realrentedifferanser, ut fra graden av varemarkedsintegrasjon, gitt ved endring i realvalutakursen, er som argumentert for ikke enkelt. Når disse problemene er nevnt, vil det være interessant å undersøke nærmere om realrenteutviklingen i ulike land følger hverandre slik at realrentedifferansen i gjennomsnitt er lik null, og om det eventuelt finnes noe statistisk signifikant sammenheng mellom realrentedifferansen og endringen i den reelle valutakursen. Dette kommer jeg tilbake til i kapittel 6.

¹⁷ Realvalutakursen er mindre effektiv i å korrigere for renteforskjeller mellom landene, siden prisendringer i et land ikke nødvendigvis påvirker prisene i det andre landet når det er liten grad av interaksjon mellom dem.

3. Litteraturgjennomgang

I dette kapitlet vil jeg gå nærmere inn på tidligere empiriske undersøkelser knyttet til realrenteparitet. En slik gjennomgang er nyttig fordi det gir en pekepinn på hvilke resultater jeg kan forvente å finne. Jeg vil først foreta en inngående gjennomgang av Obstfeld & Taylor (2004) sin analyse av realrentekonvergens, hentet fra ”Global Capital Markets: Integration, Crisis and Growth”, da det er denne analysen min oppgave i utgangspunktet bygger på. Videre vil jeg gjøre rede for andre sentrale empiriske undersøkelser som omhandler realrenteparitet, men som har ulike tilnærminger til problemstillingen.

Jeg deler gjennomgangen min i to kategorier; (i) undersøkelser knyttet til ”ren” realrenteparitet, som ser på realrentekonvergens mellom land, og (ii) undersøkelser som ser på sammenhengen mellom realrentedifferansen og realvalutakursen. Hovedforskjellen mellom disse to kategoriene ligger i at (i) krever at KKP er oppfylt slik at utviklingen i realvalutakursen er stabil rundt et konstant gjennomsnitt, mens (ii) antar at realvalutakursen følger en utvikling som ikke er stabil over tid.

3.1. Undersøkelser av realrentekonvergens mellom land

3.1.1. Obstfeld & Taylor (2004)

Obstfeld & Taylor (2004) ser hovedsakelig på fire land i sin studie av internasjonal realrentekonvergens. Disse fire landene er Storbritannia, Frankrike, Tyskland og USA, der sistnevnte blir sett på som basisland. Vi får altså tre tidsserier for realrentedifferansene. Tidshorisonten er på over et århundre, og blir delt inn i fire historiske tidsepoker, som også representerer ulike pengepolitiske regimer. De to periodene med verdenskrig, samt hyperinflasjonen i Tyskland, blir utelatt fra analysen for å unngå særlige forstyrrelser i seriene. I den siste delperioden, tidsepoken med flytkurs (1974-2000), blir analysen utvidet til også å inkludere Nederland, Italia, Japan og Canada.

Analysen tar utgangspunkt i en hypotese om at realrentedifferansen følger en stasjonær prosess. Obstfeld & Taylor argumenterer for at dersom realrentedifferansen mellom land kan sies å være en stasjonær prosess, bekrefter dette at realrentene utjevner seg mot et felles nivå

over tid. Dette begrunner de med at et avvik fra en stasjonær prosess kun vil være av midlertidig karakter, ettersom serien vil konvergere tilbake til det konstante gjennomsnittet over tid. Grafisk inspeksjon av seriene viser at det har vært store kortsiktige forskjeller i realrentenivåene, men at seriene har ligget relativt nært et gjennomsnitt på null¹⁸.

Obstfeld & Taylor velger å fokusere på realavkastningen på obligasjoner med lang løpetid. Dette begrunner de med at slike statsobligasjoner er direkte relatert til finansieringskostnaden som fremkommer ved anskaffelse av kapital med lang holdbarhet, i tillegg til at de er godt egnet til å representere den forventede marginalavkastningen på langsiktige investeringer. Videre argumenterer de for at den forventede inflasjonsraten over en lang tidshorisont ikke kan konstrueres på en pålitelig måte, slik at det er den kortsiktige, årlige inflasjonen som blir anvendt. Dette til tross for at det blir brukt langsiktig nominell avkastning.

Uttrykket for realrenteparitet er definert som følger¹⁹:

$$\begin{aligned}\tilde{r}_t &= r_t^i - r_t^{USA} \\ &= (i_t^\$ - i_t^{USA}) + (f_t - E_t e_{t+1}) + (E_t e_{t+1} - e_t + E_t \pi_{t,t+1}^{USA} - E_t \pi_{t,t+1}^i)\end{aligned}\tag{3.1}$$

Her er det første leddet i nederste linje onshore-offshore nominell rentedifferanse, som er forholdet mellom nominell rente på identiske aktiva plassert i ulike land. Fordelen med å benytte onshore-offshore rentedifferanse på denne måten er at den relative avkastningen ikke er påvirket av valutarisiko, ettersom sammenhengen tar utgangspunkt i dekket renteparitet. Ved å ta dekkede posisjoner vil rentedifferansen som oppstår representere rene arbitrasjemuligheter. Det andre leddet representerer udekket renteparitet, der f_t er logaritmen av terminkursen som blir avtalt på tidspunkt t , men gjort gjeldende på tidspunkt $t+1$, og $E_t e_{t+1}$ er forventningen på tidspunkt t til spotkursen på tidspunkt $t+1$. Skillet mellom disse er

¹⁸ Dersom en finner at realrentedifferansen er stasjonær rundt *null*, er dette bevis for realrentelikheter, slik at hypotesen om realrenteparitet gjelder.

¹⁹ Uttrykk (3.1) utledes fra: $r_t^i - r_t^{USA} = (i_t^i - E_t \pi_{t,t+1}^i) - (i_t^{USA} - E_t \pi_{t,t+1}^{USA})$.

En tar utgangspunkt i uttrykket for dekket renteparitet: $i_t^i = i_t^\$ + (f_t - e_t)$, der $i_t^\$$ er dollarrenten i et marked utenfor USA (offshore). Uttrykket er dermed den terminsikrede avkastningen av en plassering i USA. Dekket renteparitet kan omformes til: $i_t^i = i_t^\$ + (f_t - E_t e_{t+1}) + (E_t e_{t+1} - e_t)$.

Dette uttrykket settes inn for i_t^i , slik at vi får:

$$r_t^i - r_t^{USA} = (i_t^\$ + (f_t - E_t e_{t+1}) + (E_t e_{t+1} - e_t) - E_t \pi_{t,t+1}^i) - (i_t^{USA} - E_t \pi_{t,t+1}^{USA}), \text{ som kan reduseres til (3.1).}$$

dermed risikopremien aktørene krever for å ta usikrede posisjoner. Obstfeld & Taylor peker på at risikoen knyttet til valutakursen i prinsippet kan være stor, slik at udekket renteparitet ikke gjelder, men at størrelsen på risikopremien avtar over tid²⁰. Ettersom analysen spenner over en såpass lang tidshorison, antas det at risikopremien går mot null, slik at dette leddet faller bort. Det siste leddet er den forventede depresieringsraten i valutakursen, definert som det forventede avviket fra relativ kjøpekraftsparitet. Som nevnt i kapittel 2.3 finner en ofte at relativ KKP gjelder over lange tidshorisoner slik at dette uttrykket blir null, men det er ingen garanti for at dette skjer²¹. Dersom KKP ikke gjelder, vil leddet være ulikt null, noe som underbygger poenget om at graden av varemarkedsintegrasjon er en relevant faktor for å forklare kapitalmarkedsintegrasjon, slik som jeg forklarte i kapittel 2.

I den formelle testen av realrenteparitet testes stasjonaritetsegenskapene til seriene for realrentedifferansene ved to ulike tester; ADF-testen og DF-GLS-testen²². Nullhypotesen er at seriene har enhetsrot, altså at seriene er ikke-stasjonære. Resultatene viser at alle de tre seriene følger en stasjonær prosess når man ser på hele perioden sammenhengende. For de ulike del-periodene frem til 1974 kan også realrentedifferansene bekreftes å være stasjonære. Det er en generell tendens at DF-GLS-testen forkaster nullhypotesen oftere enn ADF-testen, og siden DF-GLS-testen blir sett på som mer robust, er det disse resultatene det legges mest vekt på. Perioden 1974-2000 blir delt inn i to kortere delperioder: 1974-1986 og 1986-2000, der nullhypotesen kan forkastes for flest landpar i den første delperioden. Dette er i tråd med den generelle utviklingen i økonomien de siste tiårene, med svært turbulent verdensøkonomi på 1970- og 80-tallet, grunnet to oljekriser og en internasjonal bankkrise, mot mer stabile markeder og internasjonalt, økonomisk samarbeid fra slutten av 1980-tallet og frem til 2000, som er slutten av undersøkelsesperioden.

I motsetning til flere empiriske tester som ble gjennomført på 1990-tallet, bekrefter Obstfeld & Taylor at realrentene i ulike land konvergerer over tid. De peker på at kort tidshorison og

²⁰ Størrelsen på risikopremien er imidlertid svært omdiskutert, uten at det er en entydig enighet om denne størrelsen.

²¹ Det viser seg at relativ KKP ofte gjelder på lang sikt dersom det er perfekt kapitalmobilitet og stor grad av kunnskapsoverføring mellom land, slik at nivået på teknologi og kunnskap konvergerer over landegrensene.

²² ADF- og DF-GLS-test står for henholdsvis Augmentet Dickey Fuller-test og Dickey Fuller Generalized Least Square-test. Disse blir gjort rede for i kapittel 5.

Obstfeld & Taylor spesifiserer ikke om de tester stasjonaritetsegenskapene rundt en konstant eller rundt et gjennomsnitt på null, men det er nærliggende å tro å de undersøker realrentedifferansen med nullgjennomsnitt ettersom den grafiske inspeksjonen indikerte at seriene fluktuerte rundt null over tid.

bruk av vanlig ADF-test, som har lav styrke for korte tidshorisonter, kan være noen av grunnene for at tidligere empiriske tester ikke finner like sterke resultater for at realrente-paritet gjelder i praksis.

Videre gjør Obstfeld & Taylor undersøkelser knyttet til realvalutakursen, og drøfter hvorvidt avvik fra KKP kan knyttes til realrentedifferanser i de tilfellene seriene ikke kan bekreftes å være stasjonære. Tidsperioden er 1892-1996, og 20 land er inkludert²³. DF-GLS-testen bekrefter at de fleste seriene for realvalutakursene følger en stasjonær prosess rundt et konstant gjennomsnitt. Inkluderes det en tidstrend vil alle realvalutakursseriene, med unntak av realvalutakursen mot Japan, være stasjonære. Stasjonaritet rundt en tidstrend er ikke perfekt i tråd med at KKP er oppfylt, ettersom gjennomsnittet vil være enten økende eller avtakende over tid. Dette blir bemerket av Obstfeld & Taylor, uten at det påvirker deres konklusjon om at relativ KKP gjelder på lang sikt for de 20 landene. Resultatet om at relativ KKP holder på lang sikt underbygger hypotesen om realrentekonvergens. Obstfeld & Taylor påpeker videre at det kan være interessant å se på den kortsiktige utviklingen til realvalutakursen for å prøve å forklare de store realrentedifferansene som oppstår på kort sikt.

Obstfeld & Taylor trekker til slutt fram at perioder med fleksibel valutakurs vil ha større og hyppigere sjokk i realvalutakursen, og dermed større kortsiktige avvik fra KKP, enn perioder med fast valutakurs. Dette er med på å skape et skille mellom realrenten i ulike land. Obstfeld & Taylor finner i tillegg at justeringshastigheten i realvalutakursen er uavhengig av valutakursregime. Et avvik fra KKP vil dermed føre til en større realrentedifferanse i et flytkursregime enn i et fastkursregime, siden sjokkene er forventet å være større i flytkursregimet. Når renten blir brukt som verktøy for å stabilisere økonomien, kan det bety stor variasjon i rentenivået, og dermed realrentenivået, på kort sikt. Dette kan være en grunn til at testene gir svakere støtte for at realrentedifferansene følger en stasjonær prosess i flytkursregime.

²³ Dette er Argentina, Australia, Belgia, Brasil, Canada, Danmark, Finland, Frankrike, Tyskland, Italia, Japan, Mexico, Nederland, Norge, Portugal, Spania, Sverige, Sveits, Storbritannia og USA.

3.1.2. Gagnon & Unferth (1995)

I artikkelen "Is there a world real interest rate?" bruker Gagnon & Unferth (1995) paneldatateknikker til å undersøke om realrenten i ni land med liberale kapitalmarkeder er korrelert med en estimert verdensrealrente i perioden 1978-1993. I stedet for å teste den spesifikke hypotesen om realrenteparitet, ønsker Gagnon & Unferth å analysere generelle fellestrekk som karakteriserer utviklingen i realrente ex post²⁴ i de ulike landene. Panelregresjonen tar utgangspunkt i årlige observasjoner av ni OECD-land²⁵. Disse landene er karakterisert som relativt åpne og med ubegrensede finansmarkeder. Undersøkelsen baserer seg på uttrykket:

$$r_{it} = \mu + \alpha_i + \rho_t . \quad (3.2)$$

Her er estimatet $\mu + \rho_t$ gjennomsnittlig realrente i periode t og denne blir i det følgende referert til som verdensrealrenten. α_i er en landsspesifikk komponent der i representerer landet og ρ_t en tidseffekt. Den landsspesifikke effekten blir ofte sett på som en risikopremie. For å få frem disse effektene, settes det følgende restriksjoner på α_i og ρ_t ²⁶:

$$\begin{aligned} \alpha_T &= -(\alpha_B + \alpha_C + \alpha_D + \alpha_J + \alpha_N + \alpha_S + \alpha_E + \alpha_U) \\ \sum_{j=78}^{93} \rho_j &= 0 \end{aligned} \quad (3.3)$$

Restriksjonene i (3.3) impliserer at estimatet μ representerer den gjennomsnittlige verdensrealrenten over hele tidsperioden. Denne viser seg å være 4,24 prosent.

MKM-regresjon av (3.2)-(3.3) finner at de fleste landene har små, men signifikante avvik fra den gjennomsnittlige verdensrealrenten, men bare realrenten i Belgia, Danmark og Sveits har et avvik fra verdensrealrenten på mer enn en prosent. Slike landsspesifikke effekter reflekterer trolig konstante risikopremier, og bryter med hypotesen om en felles verdensrealrente i alle land. MKM-regresjonen viser også at, med unntak av den amerikanske realrenten, er

²⁴ Realrente ex post er definert som den nominelle renten observert i desember forrige år minus den prosentvise endringen i KPI mellom desember forrige år og desember i år.

²⁵ Belgia (B), Canada (C), Danmark (D), Tyskland (T), Japan (J), Nederland (N), Sveits (S), Storbritannia (E) og USA (U).

²⁶ α_i er en dummyvariabel som tar verdien 1 for land i og 0 for andre land. ρ_t er en dummyvariabel som tar verdien 1 for periode t og 0 for andre perioder.

korrelasjonen mellom de individuelle realrentene og verdensrealrenten jevnt over høy²⁷, noe som indikerer at realrenteseriene følger en relativ lik utvikling over tid. Gagnon & Unferth gjennomfører videre en Ljung-Box portmanteau test²⁸ av de individuelle realrentene og av residualen fra MKM-regresjonen. Resultatet viser at det generelt er mye mindre seriekorrelasjon i residualene enn i de individuelle realrentene. Liten grad av seriekorrelasjon i residualene indikerer at avvikene fra den estimerte verdensrealrenten ikke er vedvarende, dersom en ser bort fra den konstante risikopremien.

Med USA som eneste unntak, underbygger analysen til Gagnon & Unferth antakelsen om at landene følger den samme utviklingen i realrentenivået, uten at de klarer å bekrefte hypotesen om at realrentene utjevner seg til en felles verdensrealrente over tid. Disse resultatene er etterprøvd ved å bruke nøyaktig samme metode på månedlige observasjoner, og utfallet blir tilnærmet likt. For å kunne sammenligne med tidligere analyser, kjøres den samme regresjonen av realrente ex ante²⁹. Det viser seg at korrelasjonen mellom verdensrealrenten og de individuelle realrentene er sterkere for ex post-data enn ex ante-data, noe som kan indikere at overraskelser knyttet til inflasjonsraten er felles i alle landene. Ved å utvide analysen tilbake til 1967 for seks av landene finner Gagnon & Unferth et strukturelt skift sent på 1970-tallet. Dette er ikke unaturlig, sett i lys av stadig mindre barrierer knyttet til kapitalflyt over landegrensene og sterkere økonomisk integrasjon, noe som medfører at realrentene blir mer korrelerte. Til slutt peker Gagnon & Unferth på at USA sitt varige avvik fra verdensrealrenten kan knyttes til at handel, gitt ved import og eksport, utgjør en mye mindre andel av BNP enn i de andre landene, slik at sammenhengen mellom det amerikanske prisnivået og de andre landenes prisnivå blir svakere.

3.1.3. Monadjemi (1997)

Monadjemi (1997) undersøker i artikkelen ”International Interest Rate Linkages: Evidence from OECD Countries” i hvilken grad realrenten i små økonomier blir påvirket av realøkonomiske sjokk i de økonomiske stormaktene. Analysen tar utgangspunkt i månedlige data

²⁷ Korrelasjonskoeffisienten faller ikke under 0,5 for noen av landene.

²⁸ Ljung-Box portmanteau test er en metode for å teste om det eksisterer autokorrelasjon i residualen i tidsserieanalyse.

²⁹ Ex ante-data er basert på at målet på inflasjonen er en predikert verdi fra en regresjon av inflasjonen på en konstant, to tidsforskjøvne verdier av inflasjonen, en tidsforkjøvet verdi av nominell rente og endringen i nominell valutakurs.

for perioden 1960-1993, og deler tidshorisonten inn i to delperioder: 1960-1971 og 1970-1993. Dette skillet reflekterer særegne karakteristikker ved økonomien, der første periode har stor grad av kapitalrestriksjoner og fast valutakurs, mens den siste perioden har opplevd gradvis mindre regulering i finans- og kapitalmarkedene, i tillegg til flytkurs mellom landene. I undersøkelsen inngår fem OECD land, der USA blir sett på som et stort land, Storbritannia og Tyskland som mellomstore land, og Australia og Nederland som små land. Det blir antatt at realrentene følger en $I(1)$ -prosess, slik at det er relevant å bruke kointegrasjonstester i undersøkelsen. Resultatet fra Johansens test for kointegrasjon av realrentene parvis indikerer at det eksisterer kointegrasjon mellom realrenteseriene i begge delperiodene. Dette betyr at realrentene følger en felles utvikling. Testen viser også at det er klart sterkere grad av kointegrasjon mellom realrentene i den siste delperioden, noe som tyder på at graden av integrasjon har økt over tid.

Grangers kausalitetstest³⁰ av realrentene viser forskjeller mellom de to delperiodene, knyttet til påvirkningskraft mellom seriene. For perioden 1970-1993 viser testen utelukkende at den amerikanske realrenten har påvirkningskraft på utviklingen i de andre landenes realrente, mens det motsatte ikke er tilfelle. I tillegg har den tyske realrenten signifikant forklaringskraft på utviklingen i den nederlandske realrenten. Testresultatet indikerer at den amerikanske realrenten ikke hadde like stor påvirkningskraft på den internasjonale utviklingen i den første delperioden, ettersom nullhypotesen om ingen påvirkning kun kan forkastes i to av fire tilfeller. En annen tendens er at det generelt er sterkere støtte for realrentelighet i den siste delperioden. Dette er ikke overraskende med tanke på utviklingen de siste årene mot stadig mindre regulering i finans- og kapitalmarkedene og sterkere økonomisk integrasjon.

Resultatene til Monadjemi underbygger teorien om at de nasjonale realrentene beveger seg i takt med en felles underliggende trend, men kan ikke bekrefte realrentelighet ettersom kointegrasjon tillater at det kan eksistere landsspesifikke risikopremier på realrentenivået. Konklusjonen om at USA har hatt en økende dominerende rolle som stormakt i verdensøkonomien er i tråd med andre empiriske analyser, blant annet en undersøkelse av Chinn & Frankel (1995) som ser på USA mot de største, asiatiske økonomiene. Derimot strider dette mot Gagnon & Unferth sine resultater, som fant at den amerikanske realrenten hadde varig

³⁰ Grangers kausalitetstest er en test for å undersøke om en tidsserie har forklaringskraft i utviklingen til en annen tidsserie.

avvik fra den estimerte verdensrealrenten. Dette kan være knyttet til valg av land som inngår i analysen. Som forklart i kapittel 3.1.2 knyttet Gagnon & Unferth avviket ved den amerikanske realrenten opp mot handel som andel av BNP. Dersom landene i Monadjemi sin analyse er sterkere tilknyttet USA gjennom handel slik at prisnivåene også er tettere knyttet sammen, kan dette påvirke utfallet i retning av Monadjemi sine resultater.

3.1.4. Arghyrou, Gregoriou & Kontonikas (2009)

I artikkelen "Do real interest rates converge? Evidence from the European Union" ser Arghyrou et al. (2009) på den økonomiske utviklingen i Europa i perioden 1996-2005, en periode som ofte blir karakterisert ved full kapitalmobilitet. Landene i utvalget er kategorisert i tre grupper; ØMU-land³¹, EU-land som står utenfor valutasamarbeidet³² og nye EU-land³³. Ved å ta høyde for at det kan inntreffe strukturelle skift i seriene, skiller undersøkelsen seg fra tidligere analyser. Eksistensen av strukturelle skift kan være med på å feilspesifisere modellen dersom det ikke blir korrigert for. Undersøkelsen består av tre deler og går ut på å teste hvert individuelle land sin realrente mot ØMU-gjennomsnittet, som er det vektete gjennomsnittet av realrentene til ØMU-landene. Dersom stasjonaritet i realrentedifferansene mot ØMU-gjennomsnittet kan bekreftes, indikerer dette at konvergens finner sted.

I stasjonaritetsanalysen brukes en type Lagrange Multiplier (LM)-test som inkluderer muligheten for strukturelle skift i seriene. Testen forkaster nullhypotesen om at realrentedifferansene følger en ikke-stasjonær prosess i 21 av de 24 landene når det inkluderes to strukturelle skift. Den tradisjonelle ADF-testen klarer derimot kun å forkaste nullhypotesen for 10 land. Videre bruker Arghyrou et al. en LM two-break test som finner at lanseringen av euro i 1999 markerer et felles strukturelt skift for alle ØMU-landene. Strukturelle skift i de nye EU-landene er derimot mer spredt over tid og kan, like sannsynlig som innføringen av euro, komme av landsspesifikke hendelser knyttet til endringer og reformer i egen pengepolitikk.

³¹ ØMU står for Den økonomiske og monetære union. Landene som inkluderes i denne gruppen er Østerrike, Belgia, Finland, Frankrike, Tyskland, Hellas, Irland, Italia, Nederland, Portugal og Spania.

³² Danmark, Sverige og Storbritannia.

³³ Kypros, Tsjekkia, Estland, Ungarn, Latvia, Litauen, Malta, Polen, Slovakia og Slovenia.

I del tre av analysen ser Arghyrou et al. på de tre gruppene separat for å forklare konvergens. Her blir i tillegg ØMU-landene delt inn i to grupper; ”kjernelandene” og de ”perifere” landene³⁴, ettersom det er en klar forskjell i realrenteutviklingen til disse gruppene. Blant kjernelandene er det en felles tendens at realrentedifferansen mot ØMU-gjennomsnittet er negativ, men økende, frem til introduksjonen av euro. Deretter følger en kortere periode uten en felles utvikling, etterfulgt av en ny periode med konvergens mot en svakt, positiv realrentedifferanse. For de perifere ØMU-landene ser man en motsatt utvikling, altså en positiv, men avtakende realrentedifferanse frem til introduksjonen av euro. Arghyrou et al. forklarer denne forskjellen ved at de perifere landene generelt har hatt større risikopremier knyttet til valutakursen på grunn av større sannsynlighet for valutadepresiering. I tillegg peker de på at inflasjonsraten i de fleste av landene i begynnelsen av undersøkelsesperioden har blitt redusert fortere enn forventet, noe som har medført høyere kortsiktig realrente. Etter innføringen av euro har realrentedifferansen for de fleste landene stabilisert seg, og fluktuierer nå i større grad rundt et gjennomsnitt på null.

Danmark og Sverige har fulgt den samme utviklingen som kjernelandene i ØMU, mens Storbritannia har hatt en konsistent positiv rentedifferanse. Dette knytter Arghyrou et al. opp mot at Storbritannia har hatt en høyere økonomisk vekst i perioden. Denne høyere veksten skyldes høyere produktivitetsvekst, som da har slått ut i en høyere realrente. Spesielt for Storbritannia er at realrenteutviklingen er mindre synkronisert med ØMU-gjennomsnittet enn de andre landene i analysen. Til slutt viser undersøkelsen at utviklingen i realrentedifferansen til de nye EU-landene ikke følger noe felles mønster. Men, med unntak av Latvia, Ungarn og Polen, indikerer testresultatet konvergens mot ØMU-gjennomsnittet over tid, særlig etter år 2000. Konklusjonen fra undersøkelsen er at hypotesen om realrentekonvergens blir bekreftet for flere land i Europa, men at denne prosessen mot konvergens skjer gradvis over tid, ettersom strukturelle skift inntreffer i økonomien.

3.1.5. Oppsummering: Fellestrekk og avvik

Felles for undersøkelsene i kapittel 3.1 er at de ser på realrentekonvergens mellom land. Metodene som blir brukt er derimot forskjellige. Obstfeld & Taylor argumenterer for at en

³⁴ Kjernelandene er ØMU-landene som var medlem av det europeiske valutaområdet før euroen ble introdusert. Det vil si Frankrike, Tyskland, Østerrike, Belgia, Nederland.

stasjonær realrentedifferanse mellom land er et godt mål for å stadfeste realrenteparitet, og finner på grunnlag av dette sterk støtte for at hypotesen gjelder for flere av landparene, i hvert fall på lang sikt. Dersom det blir korrigert for strukturelle skift bekrefter også Arghyrou et al. at realrentedifferansen i de fleste tilfeller følger en stasjonær prosess. I likhet med Gagnon & Unferth, ser Arghyrou et al. på de individuelle landenes realrenter opp mot henholdsvis gjennomsnittlig vektet realrente og ØMU-gjennomsnittet. De finner i sine undersøkelser at de nasjonale realrentene korrelerer til en viss grad med den gjennomsnittlige vektete realrenten, uten at det finnes signifikante bevis for at det eksisterer en felles verdensrealrente. Her blir det påpekt at eksistensen av landsspesifikke risikopremier ofte er en faktor som gir nivåforskjeller mellom individuelle realrenter og den gjennomsnittlige realrenten, og dermed svekker hypotesen om realrentekonvergens. Resultatet om at den amerikanske realrenten blir trukket frem som eneste realrente med varige avvik fra den estimerte verdensrealrenten i undersøkelsen til Gagnon & Unferth, er ikke i tråd med resultatet til Monadjemi, som finner at den amerikanske realrenten har signifikant forklaringskraft på realrenteutviklingen i flere andre land. En mulig grunn er som nevnt i delkapittel 3.1.1 knyttet til valget av land som inngår i analysene.

3.2. Analyser av sammenhengen mellom realrentedifferanse og realvalutakurs

3.2.1. Meese & Rogoff (1988)

I artikkelen “Was It Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period” bruker Meese & Rogoff (1988) *in-sample* og *out-of-sample*-metoder, samt kointegrasjonstester for å undersøke om det finnes en empirisk sammenheng mellom realvalutakurs og realrentedifferanse i perioden fra februar 1974 til mars 1986. I analysen tas det utgangspunkt i de viktigste valutaene: amerikanske dollar, japanske yen, tyske mark og britiske pund. USA er basisland, slik at realvalutakursene er definert som dollar/mark, dollar/yen og dollar/pund. Modellen det testes for er en reell versjon av ulike monetære modeller for valutakursbestemmelse, hovedsakelig basert på Dornbusch (1976) & Frankel (1979) og Hooper & Morton (1982). Disse modellene blir kalt D-F og H-M. Forskjellen mellom disse er at D-F kun bruker realrentedifferansen som forklaringsvariabel på en endring i realvalutakursen, mens H-M i tillegg inkluderer handelsbalansen, ettersom det ifølge økonomisk teori er forventet at den reelle valutakursen er avhengig av handelsbalansen. En

økning på handelsbalansen fører til en styrket hjemvaluta, mens motsatt vil være tilfellet dersom det er økning i utlandets handelsbalanse.

En grunnleggende antakelse bak D-F- og H-M-modellene er at prisene i varemarkedet justerer seg sakte etter en forstyrrelse. Dette fører til at realvalutakursen på kort sikt kan avvike fra den langsiktige likevekten. Over tid vil et midlertidig avvik justere seg tilbake med en fast rate (ved fravær av ytterligere sjokk). Basert på uttrykket for utviklingen i realvalutakursen i kapittel 2.5, kan realvalutakursen skrives som³⁵:

$$q_t = \alpha(E_t q_{t+1} - q_t) + \bar{q}_t, \quad \alpha = \frac{1}{(\theta-1)} < -1. \quad (3.4)$$

I tillegg antas det udekket renteparitet,

$$E_t e_{t+1} - e_t = i_{t,t+1}^{USA} - i_{t,t+1}^j, \quad (3.5)$$

$$\text{dvs.} \quad E_t q_{t+1} - q_t = r_{t,t+1}^{USA} - r_{t,t+1}^j \quad (3.6)$$

Kombineres uttrykk (3.6) med uttrykk (3.4), finner man sammenhengen mellom realrentedifferansen og realvalutakursen, korrigert for justeringshastigheten, som er uttrykket som skal testes empirisk:

$$q_t = \alpha(r_{t,t+1}^{USA} - r_{t,t+1}^j) + \bar{q}_t, \quad \alpha < -1. \quad (3.7)$$

I uttrykk (3.7) er $r_{t,t+1}$ den reelle renten på tidspunkt t med løpetid over perioden t til $t+1$. En DF-test vil avgjøre om den videre undersøkelsen skal foregå på nivåform eller førstedifferanseform. Meese & Rogoff finner at nullhypotesen om enhetsrot i realvalutakursseriene ikke kan forkastes for noen av landparene. Som konsekvens av dette må regresjoner av realvalutakursen gjøres på førstedifferanseform for at utfallet skal være gyldig.

³⁵ Utgangspunktet er uttrykk (2.12): $E_t(q_{t+1} - \bar{q}_t) = \theta(q_t - \bar{q}_t)$, der $E_t \bar{q}_{t+1} = \bar{q}_t$.

Vi starter med å legge til og trekke fra q_t : $(q_t - \bar{q}_t) = \frac{1}{\theta}[E_t(q_{t+1} + q_t - q_t - \bar{q}_t)]$.

Løser opp: $(q_t - \bar{q}_t) = \frac{1}{\theta}E_t(q_{t+1} - q_t) + \frac{1}{\theta}(q_t - \bar{q}_t)$.

Omformuleres dette uttrykket og løses opp, får vi $(q_t - \bar{q}_t) = \frac{1}{1-\theta}E_t(q_{t+1} - q_t)$, som er lik uttrykk (3.4).

In-sample-regresjon av uttrykk (3.7) viser at både D-F- og H-M-modellen indikerer svak, positiv sammenheng mellom realrentedifferansen³⁶ og dollarkursen. Dette betyr at en økning i realrenten i USA relativt til de andre landene, vil medføre en realappresiering av amerikanske dollar (en lavere q impliserer en sterkere dollarkurs relativt til den utenlandske valutaen). Resultatene fra H-M-regresjonen viser at koeffisienten ved handelsbalansen til USA har motsatt fortegn i forhold til hva som er teoretisk forventet. Når det gjelder utlandet har koeffisienten ved handelsbalansen til Tyskland og Japan teoretisk riktig fortegn, mens det motsatte er tilfellet for Storbritannias. Det må nevnes at ingen av koeffisientene til handelsbalansene er statistisk signifikante, og de kan dermed ikke tillegges for mye forklaringskraft.

Videre gjennomfører Meese & Rogoff en *out-of-sample*-regresjon for å måle hvor godt D-F og H-M-modellene forklarer utviklingen frem i tid, relativt til en random walk-modell. Dette gjøres ved å bruke "root mean square prediction error" (RMSE)³⁷ på de tre modellene. Analysen utvides til å inkludere realavkastningen på aktiva med løpetid opp til 12 måneder. Resultatene viser en marginalt bedre testverdi for random walk-modellen, noe som underbygger den svake sammenhengen mellom realrentedifferansen og realvalutakursen som ble funnet i *in-sample*-regresjonen.

Dersom også seriene til realrentedifferansene har enhetsrot kan det undersøkes om realvalutakursen og realrentedifferansen kointegrerer. DF-testen finner enhetsrot i alle realrentedifferansene med lang løpetid, i tillegg til den korte realrentedifferansen mellom USA og Japan³⁸. Derimot er de resterende korte rentedifferansene stasjonære på nivåform. Med tanke på den økonomiske strukturen, med sterkt integrerte kapitalmarkeder, mener Meese & Rogoff det er rart at real-rentedifferansene ikke følger en stasjonær prosess. De peker på at realrentene er basert på nominelle renter som ikke er sammenlignbare og at DF-testen generelt har svak styrke, slik at testen ikke nøyaktig klarer å skille stasjonaritet fra ikke-stasjonaritet, som mulige årsaker for at en stasjonær prosess ikke kan bekreftes. Resultatet av kointegrasjonstesten mellom de ikke-stasjonære seriene hentyder at det ikke eksisterer

³⁶ I *in-sample* regresjonen blir det kun brukt korte realrenter.

³⁷ RMSE er differansen mellom et predikert, fremtidig estimat og den faktiske verdien.

³⁸ Konklusjonen om at seriene for realrentedifferansene har enhetsrot skiller seg fra undersøkelsene i delkapittel (3.1). Dette resultatet åpner for muligheten for kointegrasjon mellom realrentedifferansen og realvalutakursen.

kointegrasjon mellom realvalutakursen og realrentedifferansene på lang sikt. Meese & Rogoff påpeker at ikke-eksisterende kointegrasjon kan indikere at det er en eller flere relevante forklaringsvariable som er utelatt fra analysen, muligens et mål på den fremtidige realvalutakursen³⁹.

Resultatene fra analysen hentyder at det ikke er noen sammenheng mellom realvalutakursen og realrentedifferansene, verken på kort eller lang sikt, til tross for at koeffisientene fra regresjonen har teoretisk, korrekt fortegn. Ettersom det ikke kan bekreftes kointegrasjon mellom realrentedifferansen og realvalutakursen, kan det ikke sies at seriene følger en felles underliggende trend. Dette strider mot antakelsen om at realrentedifferansen og realvalutakursen påvirkes av de samme sjokkene i økonomien og bryter mot de fleste monetære modeller for valutakursbestemmelse. Meese og Rogoff prøver å forklare dette ved at reelle forstyrrelser kan være med på å gjøre sammenhengen svakere. Her påpeker de også at den svake sammenhengen mellom realvalutakursen og realrentedifferanser kan skyldes eksistensen av selvoppfyllende forventninger og økonomiske bobler.

3.2.2. MacDonald & Nagayasu (2000)

I artikkelen “The Long-Run Relationship between Real Exchange Rates and Real Interest Differentials: A Panel Study” viderefører MacDonald & Nagayasu (2000) undersøkelsen til Meese & Rogoff. MacDonald & Nagayasu finner imidlertid, i motsetning til Meese & Rogoff, en statistisk signifikant sammenheng mellom langsiktig realrentedifferanse og realvalutakurs ved bruk av ulike typer kointegrasjonstester: Johansens test for kointegrasjon og en panelkointegrasjonstest basert på Pedroni (1997). Alle data er hentet fra *International Financial Statistics* fra IMF. I analysen inngår 14 industrialiserte land⁴⁰ der USA blir sett på som referanseland. Undersøkelsesperioden er fra 1976 til 1997.

³⁹ I nyere tid har empiriske tester av realrenteparitet inkludert forventet, fremtidig realvalutakurs som forklaringsvariabel på realrentedifferansen, ofte som en komponent i den forventede reelle depresieringsraten.

⁴⁰ Landene er Australia, Østerrike, Belgia, Canada, Danmark, Frankrike, Tyskland, Italia, Japan, Nederland, New Zealand, Norge, Sveits og Storbritannia.

I likhet med Meese & Rogoff tar MacDonald & Nagayasu utgangspunkt i den klassiske modellen til Dornbusch (1976). Sammenhengen som undersøkes er ekvivalent med uttrykk (3.7), og vises som:

$$q_{it} = \bar{q}_i - \frac{1}{\gamma_i \delta_i} (r_{it,t+1} - r_{it,t+1}^*), \quad -\frac{1}{\gamma_i \delta_i} = \alpha, \quad (3.8)$$

der γ_i er en parameter som indikerer i hvilken grad produksjonsgapet er følsomt for prisendringer og δ_i forteller hvordan realvalutakursen påvirker den aggregerte etterspørselen.

En ADF-test på dataseriene indikerer at seriene for realvalutakursene følger en prosess med enhetsrot. Dette stemmer overens med Meese & Rogoff sine undersøkelser. Testverdiene fra ADF-testen av realrentedifferansene viser mer tvetydige resultater, da noen av seriene ser ut til å være stasjonære på nivåform. For de landparene der realrentedifferansen og realvalutakursen ikke følger samme stokastiske prosess, vil det etter teorien ikke finnes noen langsiktig sammenheng som ved uttrykk (3.8), ettersom seriene ikke har felles underliggende stokastisk eller deterministisk trend. Som følge av dette blir panel-kointegrasjonstestene gjort både for det fullstendige panelet, samt et eget panel der landene med stasjonær realrentedifferanse mot USA er ekskludert.

Resultatene fra Johansens test for kointegrasjon for landene parvis er tilnærmet like det Meese & Rogoff fant i sine undersøkelser, og indikerer svært svak sammenheng mellom realrentedifferanse og realvalutakurs. Kun for landparet Sveits-USA kan nullhypotesen om ingen kointegrasjon forkastes. I kontrast til dette, gir estimatene fra panel-kointegrasjonstesten empirisk støtte for at det eksisterer en statistisk, signifikant sammenheng mellom realrentedifferansene og realvalutakursen, spesielt når det er brukt lange realrenter. MacDonald & Nagayasu peker på at testresultatet kan være forventningsskjev mot å forkaste nullhypotesen, selv om den egentlig er sann, siden noen av realrentedifferansene følger en stasjonær prosess. Test av delpanelene, som kun inkluderer rentedifferansene som følger ikke-stasjonære prosesser, bekrefter funnene om at kointegrasjon eksisterer ved bruk av lang tidshorisont. Det kan derimot fortsatt ikke bekreftes å være sammenheng mellom realvalutakurs og realrentedifferanse med kort tidshorisont, noe som ikke er uventet ettersom de fleste av realrentedifferansene med kort løpetid er stasjonære prosesser.

3.2.3. Oppsummering: Fellestrekk og avvik

Meese & Rogoff og MacDonald & Nagayasu sine analyser har en annen synsvinkel enn undersøkelsene i delkapittel 3.1. Siden det ikke kan bekreftes at realvalutakursen følger en stasjonær prosess, blir det undersøkt om det eksisterer en sammenheng mellom realrentedifferansen og realvalutakursen. Deres hypotese bygger på at eventuelle avvik fra realrentelikheter kan være en forklaringsfaktor for at KKP ikke gjelder. Ingen av de to undersøkelsene bekrefter at kointegrasjon eksisterer for landparene enkeltvis. MacDonald & Nagayasu kan i sin panel-kointegrasjonstest derimot bekrefte at det eksisterer en sammenheng mellom realvalutakurs og realrentedifferanse når lange realrenter er basis for realrentedifferansen.

4. Presentasjon av datamaterialet

I dette kapitlet vil jeg gjøre rede for tallmaterialet som ligger til grunn for oppgaven. I delkapittel 4.1 vil jeg først beskrive datamaterialet og oppgi datakilder. Deretter følger en detaljert beskrivelse av variablene som inngår og hvordan datasettet er konstruert.

4.1. Beskrivelse av datamaterialet

4.1.1. Datakilder

Undersøkellesperioden i denne analysen er fra 1972 til 2009. Tallmaterialet er basert på kvartalsdata. Begrunnelsen for å bruke kvartalsdata framfor månedsdata er at kvartalstall i mindre grad er påvirket av irrelevante, kortsiktige forstyrrelser i økonomien. Ved bruk av kvartalsdata blir slike forstyrrelser vist som et glidende gjennomsnitt, noe som er mer relevant for den langsiktige utviklingen. Årsdata er ikke optimalt ettersom mye av den kortsiktige informasjonen vil forsvinne helt, samt at jeg ville fått et problem med for få observasjoner i datasettet. Kvartalsvise observasjoner i perioden 1. kvartal 1972 til 2. kvartal 2009 gir totalt 150 observasjoner av hver variabel. Videre har jeg delt inn i kortere delperioder for å undersøke om den økonomiske utviklingen i løpet av undersøkelsesperioden har ført til nevneverdige forskjeller i realrentedifferansene over tid. Det er hentet data for avkastningen fra statsobligasjoner med lang løpetid, hovedsakelig tiårige statsobligasjoner. I tillegg er det hentet data for konsumprisindeksen og nominell valutakurs, der alle kursene er definert i forhold til referansevalutaen amerikanske dollar.

De fleste av dataene er hentet fra IMF's database "*International Financial Statistics*" fra september 2010. Denne databasen kalles IFS og er tilgjengelig på CD-ROM. I tillegg har jeg hentet data fra OECD sin elektroniske statistikkdatabase (OECD, 2010).

4.1.2. Utvelgelse av land

Bakgrunnen for hypotesen som skal testes i denne undersøkelsen er utviklingen mot et stadig mer integrert kapitalmarked. Gjennom definisjonen av realrenteparitet er det nærliggende å tro det er større grad av realrentelikheter mellom land som har relativt frie kapitalbevegelser,

enn land som har restriksjoner knyttet til kapital- og varemarkedet. Slike land er knyttet sammen gjennom internasjonale rammebetingelser, som for eksempel IMF, Basel og WTO, i tillegg til at de har relativt lik infrastruktur og handelssystemer. På bakgrunn av dette tar analysen utgangspunkt i ni industriland: Norge, Tyskland, Frankrike, Storbritannia, Danmark, Sverige, USA, Canada og Australia. Etersom jeg ønsker å se spesielt på utviklingen i Norge relativt til de andre landene, blir Norge karakterisert som basisland. Hypotesen om realrenteparitet blir testet som landpar mellom Norge og hvert av de respektive landene. Tidshorizonten er valgt i tråd med tidligere analyser av realrenteparitet, ettersom flertallet av disse undersøker realrentekonvergens etter at Bretton Woods-regimet brøt sammen høsten 1971.

4.2. Konstruksjon av datasettet

4.2.1. Realrente

For å måle realrenten trengs det informasjon om nominell rente og prisutviklingen, gitt ved inflasjonsraten.

Nominell rente

Som mål på det langsiktige, nominelle rentenivået brukes den årlige, prosentvise nominelle avkastningen på statsobligasjoner med løpetid på 10 år. IMF sin database er ikke tilstrekkelig når det gjelder avkastning på statsobligasjoner, ettersom statsobligasjonene i de ulike landene er basert på ulik løpetid. Dette gjør at tallseriene ikke nødvendigvis blir sammenlignbare, slik at resultatene fra testene svekkes. Variasjonen i løpetiden i IFS sine dataserier på statsobligasjoner er fra 5 år til 20(+) år. Som et bedre alternativ benyttes tall fra OECD sin statistikkdatabase. OECD oppgir avkastningen på tiårige statsobligasjoner for alle landene i undersøkelsen.

Bruk at OECD sine dataserier fører imidlertid også med seg utfordringer. Undersøkellesperioden starter som nevnt 1. kvartal 1972, men OECD oppgir kun data for Norge fra og med 1. kvartal 1985, og Sverige og Danmark fra og med 1. kvartal 1987. Dette kan korrigeres for når det gjelder Norge på følgende måte. Etersom IFS oppgir femårige statsobligasjoner og

OECD oppgir tiårige, kan det kjøres en korrelasjonsanalyse mellom de to seriene for å undersøke om rentene på den femårige statsobligasjonen er tilnærmet lik rentene på tiårige statsobligasjoner. Korrelasjonstesten finner at korrelasjonskoeffisienten mellom de to seriene er 0,9938 (se Tabell 9 i appendiks). Etersom korrelasjonskoeffisienten er tilnærmet lik 1, bruker jeg rentene på den femårige statsobligasjonen for å erstatte manglende data i perioden 1. kvartal 1972 - 4. kvartal 1984.

I tilfellet for Sverige og Danmark finnes det ikke sammenlignbare data slik som for Norge. Tallmaterialet som er tilgjengelig i IFS i perioden 1972-1986 er en femårig statsobligasjon for Danmark og en femtenårig statsobligasjon for Sverige. Fra 1. kvartal 1987 omformes seriene til å være avkastningen på tiårige statsobligasjoner⁴¹. I fravær av andre datakilder for Sverige og Danmark bruker jeg IFS sine dataserier frem til 1. kvartal 1987. Forenklingen kan til en viss grad argumenteres for i og med at det var en såpass sterk korrelasjon i tilfellet for Norge, og at det dermed er grunn til å tro at renteseriene med ulik løpetid også korrelerer i Sverige og Danmark. I tillegg vil terminstrukturen i markedet medføre at korte og lange renter korrelerer til en viss grad. Erstatningene for manglende data på tiårige statsobligasjoner for Norge, Sverige og Danmark gjør at renteseriene ikke er perfekte, men tallmaterialet er tilstrekkelig for utredningen av denne oppgaven⁴².

Inflasjon

Det finnes flere mål på prisvekst. Vanligvis brukes vekst i konsumprisene, produsentprisene eller et uttrykk for underliggende inflasjon. I denne analysen tar jeg utgangspunkt i *konsumprisindeksen* (KPI). Dette er i tråd med de fleste undersøkelsene knyttet til realrente-paritet. Med unntak av Tyskland, er tallseriene av konsumprisene hentet fra IFS. Basisåret for konsumprisene er 2005. Konsumprisindeksen er uttrykt som kpi_t , der t definerer tidsperioden. IFS mangler imidlertid sammenlignbare konsumpriser for Tyskland. Store strukturelle endringer, som for eksempel gjenforeningen av Vest- og Øst-Tyskland og utviklingen av EU som pengeunion, har gjort at ingen av KPI-seriene er komplette gjennom

⁴¹ Dette er for å kunne måle konvergens blant EU-land.

⁴² Avkastningen til den svenske statsobligasjonen er i 1. og 2.kvartal 1986 oppgitt som null i IFS. Dette stemmer ikke med den underliggende utviklingen i serien og er åpenbart feil. For å erstatte disse to periodene er det estimert gjennomsnittlig verdi av tallverdien til 4.kvartal 1985 og 3.kvartal 1986. Jeg merker meg også at avkastningen i 3. og 4. kvartal 1986 kan se ut til å være litt for lave ut fra den tidligere utviklingen til serien, men det foreligger ikke bevis for å kunne forkaste disse verdiene.

hele den aktuelle tidsperioden. Jeg har dermed valgt å benytte OECDs statistikkdatabase når det gjelder KPI-serien til Tyskland, ettersom denne er komplett gjennom hele undersøkelsesperioden, og korrigert for gjenforeningen av Tyskland og implementeringen av eurosone.

Utfordringen knyttet til nivået på realrenten er at den forventede inflasjonen ikke kan observeres, og må dermed anslås⁴³. En kan med andre ord ikke tallfeste det nøyaktige nivået på prisstigningen over en periode før det aktuelle tidsintervallet er forbi. En investor vil dermed ikke ha fullstendig informasjon om realavkastningen på investeringstidspunktet. Investorer må ta utgangspunkt i en forventet prisstigning når de gjennomfører lønnsomhetsanalyse i investeringer. Den realrenten som følger av en estimert, forventet inflasjon blir gjerne kalt realrente *ex ante*. Man må dermed legge til grunn en antakelse om hvordan aktørene i markedet danner forventninger.

I denne oppgaven antas det *rasjonelle aktører*. Rasjonelle forventninger er et likevektsbegrep i dynamiske modeller der variablene er påvirket av aktørenes forventninger til de fremtidige verdiene. Begrepet bygger videre på at aktørene vil justere sine forventninger basert på tidligere erfaringer og informasjon ettersom de stadig ”tar feil” i sine beregninger. En standard antakelse er at realrente *ex post* er lik realrente *ex ante* pluss en forventningsfeil som følger en hvit-støy-prosess (Obstfeld & Taylor, 2004). I likevekt (på lang sikt) er det dermed vanlig å si at aktørene har tilnærmet perfekte forventninger.

Ettersom jeg bruker årlig avkastning på statsobligasjoner med løpetid på ti år, er det relevant å bruke en tilsvarende lang inflasjonsrate. Forventet realrente *ex ante* vil da være basert på den forventede tiårige prisstigningen. Basert på kvartalsdata, kan man bruke følgende uttrykk:

$$(1 + \pi_{t,t+40}^e)^{10} \cdot kpi_t = kpi_{t+40} . \quad (4.1)$$

Løser man uttrykket for π^e finner man årlig forventet inflasjonsrate over en tiårsperiode:

⁴³ Her kan det nevnes at noen land opererer med såkalte realobligasjoner. I markedet for realobligasjoner kan realrenten observeres direkte. Land som har introdusert realobligasjoner er blant annet USA, Canada, Storbritannia og Frankrike. En relativt liten andel av den utestående statsgjelden i disse landene er gitt ved realobligasjoner, slik at markedet for slike er relativt lite. (Hammerstrøm & Lønning, 2000). Det finnes realobligasjoner i Norge også, men staten utsteder ikke slike (Kloster, 2000).

$$\pi_{t,t+40}^e = \left(\frac{kpi_{t+40}}{kpi_t} \right)^{\frac{1}{10}} - 1. \quad (4.2)$$

Et slikt anslag på forventet inflasjon ti år frem i tid er svært uvanlig. I løpet av en tiårsperiode kan det oppstå uforutsette hendelser i økonomien som påvirker den faktiske prisstigningen, noe som medfører at anslaget på forventet inflasjon i uttrykk (4.2) blir lite troverdig i praksis. Den empiriske analysen i kapittel 6 vil ikke fokusere på realrenter basert på en inflasjonsforventning som i uttrykk (4.2). Denne tilnærmingen blir kun gjennomført som en alternativ analyse, og resultatene vil bli gitt i appendikset.

Standardmetoden for konstruksjon av forventet inflasjon er å basere anslaget på prisnivået ett år frem i tid. Dette er også i tråd med undersøkelsen til Obstfeld & Taylor. Legger man denne antakelsen til grunn, er inflasjonsforventningen definert som følger:

$$\pi_{t,t+4}^e = \frac{kpi_{t+4} - kpi_t}{kpi_t}. \quad (4.3)$$

Trekker man den estimerte verdien for forventet inflasjon fra den nominelle avkastningen på en statsobligasjon med løpetid på ti år, finner man den tiårige realrenten⁴⁴ basert på årlig inflasjon. Dette gir uttrykket:

$$r_{t,t+40} = i_{t,t+40} - \pi_{t,t+4}^e. \quad (4.4)$$

Uttrykk (4.4) danner grunnlaget for realrentedifferansene som blir brukt i den empiriske analysen i kapittel 6.

Det er flere grunner til at den faktiske inflasjonsraten skiller seg fra den forventede. En av forklaringene er som nevnt at det kan inntreffe uforutsette hendelser i økonomien som ikke er reflektert i forventningene. Når ny informasjon om den økonomiske utviklingen blir offentliggjort, vil aktørene justere sine forventninger, basert på denne informasjonen. Siden det er nærliggende å tro at aktørene treffer bedre på sine inflasjonsforventninger ett år frem i tid enn ti år, er det vanlig å operere med forventninger på årlig basis.

⁴⁴ Man finner egentlig den *forventede* realrenten, men siden det forutsettes rasjonelle aktører tilsier dette den faktiske realrenten i dette tilfellet.

4.2.2. Realvalutakurs

Til nå har jeg forklart hvordan realrentene er konstruert. For å undersøke om det eksisterer en sammenheng mellom endringen i realvalutakursen og realrentene, trengs det informasjon om realvalutakursen, samt et mål på den forventede, den reelle depresieringsraten til valutakursen. Jeg skal i det følgende forklare hvordan realvalutakursen og den reelle depresieringsraten til valutakursen er konstruert.

Nominell valutakurs

Utgangspunktet for konstruksjon av valutakurs er nasjonal valuta per amerikanske dollar (USD). IFS oppgir to ulike metoder for å definere nominell valutakurs. Man kan velge mellom *end-of-period*-kurser og *period-average*-kurser. Siden valutakursen kan variere relativt mye i løpet av et kvartal, gir ikke nødvendigvis valutakursen siste dag i perioden et godt bilde på perioden som helhet. Det kan derfor synes mest fornuftig å bruke periodegjennomsnittet av valutakursen.

Videre baserer IFS seg på to ulike former for nominell valutakurs; offisiell kurs og markedskurs. Jeg bruker markedskurs, det vil si den nominelle valutakursen per amerikanske dollar: $E_{i/USD}$, der i reflekterer hvilket land sin valuta dollar blir sammenlignet med. Når amerikanske dollar er definert som referansevaluta, kan den nominelle valutakursen mellom land i og land j uttrykkes slik;

$$E_j^i = \frac{E_{USD}^i}{E_{USD}^j} , \quad (4.5)$$

der kursen mellom landene er omregnet fra en felles valuta (USD). Den nominelle valutakursen uttrykker hvor mye en valuta er verdt i forhold til en annen valuta. Når valutaen i land i styrker seg relativt til valutaen i land j , vil E_j^i reduseres (og motsatt).

Reell valutakurs

Den reelle valutakursen er vekslingsforholdet mellom to valutaer når det er korrigert for ulike prisnivåer i landene. Prisforskjellene blir uttrykt ved konsumprisindeksen. Den reelle valutakursen mellom land i og land j , Q_j^i , kan uttrykkes:

$$Q_j^i = E_j^i \cdot \frac{kpi^j}{kpi^i} . \quad (4.6)$$

Sammenligner man uttrykk (4.6) med uttrykket for relativ KKP (uttrykk (2.5)), ser man at dersom relativ KKP holder, slik at proporsjonalitetsfaktoren k er konstant over tid, vil realvalutakursen være stabil.

Reell depresieringsrate i valutakursen (endringen i realvalutakursen)

Den reelle depresieringsraten til valutakursen er et uttrykk for endring i realvalutakursen. På grunnlag av samme argumentasjon som i kapittel 4.2.1, kan man ikke beregne et troverdig estimat på forventet utvikling i reell valutakurs over en tiårsperiode. Jeg vil derfor bruke forventet nivå av realvalutakursen ett år frem i tid som basis for den forventede depresieringsraten. Dersom \hat{Q} definerer depresieringsraten i den reelle valutakursen mellom land i og land j , vil depresieringsraten i periode t være uttrykt som:

$$\hat{Q}_t = \left(\frac{Q_{t+4} - Q_t}{Q_t} \right). \quad (4.7)$$

I den videre analysen bruker jeg reell valutakurs og reell depresieringsrate på logaritmisk form, slik at $\ln Q = q$. Denne genereres i Excel.

4.2.3. Korrigering for innføringen av Euro

Den 1.januar 1999 ble euro innført som gjeldende valuta i de fleste ØMU-landene. I denne oppgaven gjelder det Tyskland og Frankrike. Storbritannia, Danmark og Sverige er også EU-medlemmer, men har valgt å stå utenfor valutasamarbeidet. Implementeringen av euro betyr at Tyskland og Frankrike har identisk valutakursutvikling, og har dermed hatt samme vekslingsforhold mot amerikanske dollar fra 1999.

Frem til 1999 ble realvalutakursen beregnet på grunnlag av de nasjonale valutakursene per USD og de nasjonale konsumprisene. Fra 1999 er valutaen til Tyskland og Frankrike euro per USD. De nasjonale valutaene – tyske mark og franske franc – ble konvertert til euro med en fast vekslingskurs på henholdsvis 1,95583 DEM per EUR og 6,55957 FRA per EUR (IMF, 2010). Vi kan dermed si at vi har en ”fiktiv” valutakurs for tyske mark og franske franc fra 1.januar 1999.

5. Økonometrisk metode

5.1. Stokastiske prosesser og stasjonaritet

I denne analysen brukes tidsseriedata. En tidsserie er en sekvens av tilfeldige, tidsindekserte variabler, ofte kalt en stokastisk prosess. Ifølge Verbeek (2008) er en stokastisk prosess stasjonær for alle t dersom følgende forutsetninger er oppfylt⁴⁵:

$$(i) \quad E(y_t) = E(y_{t+1}) = \mu$$

Forventningen til y_t er konstant for alle t . Dette betyr at den stokastiske prosessen fluktuerer rundt den forventede verdien.

$$(ii) \quad var(y_t) = E[(y_t - \mu)^2]$$

Variansen til y_t er konstant for alle t .

$$(iii) \quad cov(y_t, y_{t-k}) = E[(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)]$$

Kovariansen avhenger bare av periodelengden vi ser på, ikke hvilket tidspunkt perioden begynner eller slutter på.

En ikke-stasjonær prosess er derimot en tidsserie der forventningsverdien og/eller variansen endrer seg over tid. I makroøkonomisk perspektiv vil man ofte se at gjennomsnittsverdien øker, enten lineært eller eksponentielt, eller at prosessen følger en tilfeldig utvikling, noe som medfører at dataserier ikke oppfyller kravet om stasjonaritet. I ikke-stasjonære serier er det spesielt to typer trender som forekommer: *stokastisk* og *deterministisk* trend. I en stokastisk trendet prosess er det tidligere tilfeldige komponenter som påvirker prosessen, slik at serien følger en tilfeldig utvikling, mens en deterministisk trend er kjennetegnet ved at prosessen vokser eller avtar, slik at gjennomsnittsverdien ikke er konstant over tid.

En regresjon mellom ikke-stasjonære variable kan føre til at residualen blir ikke-stasjonær, noe som innebærer at de klassiske forutsetningene for bruk av minste kvadraters metode (MKM) ikke oppfylles. Overser man dette og likevel kjører MKM-regresjon av ikke-stasjonære serier kan det gi spuriøse resultater. Dette betyr at to (eller flere) serier følger en felles underliggende trend, slik at man finner statistiske sammenhenger mellom serier som

⁴⁵ Formelt er dette *svak* stasjonaritet eller kovarians-stasjonaritet, som er den vanlige tolkningen av stasjonaritet innenfor tidsserieøkonometri. Videre vil jeg omtale dette som stasjonaritet.

ikke har noen kausal sammenheng. MKM-regresjon av ikke-stasjonære serier vil gi forventningsskjev standardfeil, men forventningsrette koeffisientestimer og høy R^2 , noe som medfører at det er lett å feiltolke regresjonsresultatene (Brooks, 2002). Vanlige F - og LM -tester vil heller ikke være gyldige.

En stasjonær serie er integrert av orden null, $I(0)$. Ikke-stasjonære serier kan transformeres til å bli stasjonære gjennom differensiering. En tidsserie som blir stasjonær etter første-differensiering er integrert av 1.orden, $I(1)$, og inneholder én enhetsrot. I noen tilfeller må man differensiere flere ganger for å oppnå stasjonaritet. Dersom en serie må differensieres to ganger, er den integrert av 2. orden, og har to enhetsrøtter. En serie som må differensieres d ganger for å bli stasjonær er integrert av orden d (Engle & Granger, 1987).

Forskjellen mellom de to seriene som ble nevnt over er at en $I(0)$ -serie fluktuerer rundt et konstant gjennomsnitt og har en konstant varians, mens en $I(1)$ -serie ikke nødvendigvis vender tilbake til utgangspunktet etter en forstyrrelse. Dette betyr at dersom det inntreffer et sjokk i økonomien, vil dette sjokket kun ha midlertidig virkning på $I(0)$ -serien siden serien fort "glemmer" tidligere hendelser. Derimot vil et sjokk ha varig (eller evig) virkning på en $I(1)$ -serie.

Et klassisk eksempel på en stokastisk trendet prosess er en *random walk*:

$$y_t = y_{t-1} + u_t, \quad (5.1)$$

der u_t er et hvit-støy restledd som oppfyller restleddsforutsetningene om forventning lik null, konstant varians og at det er ukorrelert med seg selv i tidligere perioder. En random walk-prosess er en $AR(1)$ -tidsserieprosess der verdien på tidspunkt t er avhengig av verdien i forrige periode ($t-1$), pluss et uavhengig (og ukorrelert) restledd. Random walk-prosesser har enhetsrot og følger dermed ikke en stasjonær utvikling.

I en *random walk med drift* er:

$$y_t = \delta + y_{t-1} + u_t, \quad (5.2)$$

der δ er en driftparameter. $\delta \neq 0$ betyr at serien har et forventet gjennomsnitt ulikt null. Uttrykk (5.2) vil også være en prosess der tidligere verdier av y_t har påvirkning på dagens verdi. Ifølge Verbeek (2008) kalles en slik prosess for differansestasjonær, siden en første-differansetransformasjon vil gjøre prosessen stasjonær.

Dersom serien i stedet inneholder en deterministisk trend kalles den gjerne trendstasjonær. Slike serier har den egenskapen at den forventede verdien er en økende eller avtakende funksjon av tiden pluss et hvit-støy restledd. Den deterministiske trenden er definert ved komponenten γt :

$$y_t = \gamma t + u_t . \quad (5.3)$$

I noen tilfeller er utviklingen i tallserien kjennetegnet ved en kombinasjon av stokastiske og deterministiske komponenter, i tillegg til en konstant. Dette kalles en random walk med drift og deterministisk trend:

$$y_t = \delta + \gamma t + y_{t-1} + u_t . \quad (5.4)$$

Ikke-stasjonære prosesser kan, som forklart, være karakterisert av stokastiske eller deterministiske trender, eventuelt en kombinasjon av disse. I denne analysen er det hovedsakelig rentenivået det testes for. Vanligvis snakker man ikke om trender i renteserier, siden rentene beveger seg opp og ned, i motsetning til serier for BNP, priser og lignende som stort sett øker over tid. Det kan likevel forekomme trend eller drift i renteserier, særlig dersom tidshorisonten er kort. Mindre sannsynlig er det at *differansen* mellom to land sine renteserier følger en ikke-stasjonær prosess. Dette kommer jeg tilbake til i kapittel 6. For å undersøke tallserienes integrasjonsorden kan Dickey Fuller-testen anvendes. Men først en kort innføring i autokorrelasjon.

5.1.1. Autokorrelasjon

Selv om en stokastisk prosess kan bekreftes å være stasjonær, vil det ofte ta tid før serien vender tilbake til det konstante gjennomsnittet. Det er lite sannsynlig at seriene vender tilbake umiddelbart, ettersom effekten av en respons etter en økonomisk forstyrrelse virker med tids-

forskyvende effekt. Dette problemet kalles autokorrelasjon og er et av hovedproblemene i tidsserieøkonometri.

Autokorrelasjon betyr at restleddet er korrelert over tid. Dette innebærer at en forstyrrelse i dag vil påvirke utviklingen i neste periode (og kanskje flere perioder), men at påvirkningen avtar over tid frem til serien igjen er tilbake på det konstante gjennomsnittet. Metoden den årlige inflasjonen er konstruert på i denne oppgaven vil, med stor sannsynlighet, føre til at man finner autokorrelasjon i realrenteseriene. Konsekvensen av å overse autokorrelasjon i regresjonsmodeller er at standardfeilene til koeffisientestimatene blir undervurdert. Dette fører til mindre effisiente koeffisienter, til tross for at regresjonen gir forventningsrette koeffisientestimer. I tillegg vil vanligvis autokorrelasjon medføre for høy R^2 . Graden av autokorrelasjon blir bestemt via en autokorrelasjonsfunksjon (ACF), der ρ_k er autokorrelasjonen av k -te orden:

$$\rho_k = \frac{\text{cov}(y_t, y_{t-k})}{\text{var}(y_t)} , \quad -1 \leq \rho_k \leq 1. \quad (5.5)$$

Funksjonen viser hvordan autokorrelasjonen i y_t avtar over tid. Vi kan dermed undersøke hvor sterkt et sjokk påvirker prosessen og hvor lang tid det tar før effekten av sjokket er eliminert.

5.2. Test for stasjonaritet

En enhetsrottest vil gi svar på om rentedifferanseseriene følger en stasjonær prosess eller ikke. Den mest vanlige metoden for å avgjøre en tidsseries integrasjonsorden er ved en ADF-test. Dette er en utvidelse av Dickey & Fuller (1979) sin DF-test for enhetsrot. Jeg vil først gjøre rede for den enkle DF-testen, ettersom prinsippene for de to testene er de samme.

5.2.1. Dickey Fuller-testen

Den enkleste DF-testen tar utgangspunkt i en AR(1)-modell;

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t , \quad (5.6)$$

der verdien på parameteren ρ avgjør om y_t følger en stasjonær prosess eller ikke. Dersom $\rho = 1$ og u_t er en hvit støy-prosess er uttrykk (5.6) identisk med random walk-prosessen som ble beskrevet i delkapittel 5.1, det vil si at den er ikke-stasjonær. Er derimot $\rho < 1$ vil prosessen være stasjonær. Dickey Fuller-testen baserer seg på modellen på førstedifferanseform. Dette gjør man ved å trekke fra y_{t-1} på begge sider av likhetstegnet, som gir modellen:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \theta y_{t-1} + u_t, \quad (5.7)$$

der $\theta = \rho - 1$. Her er det naturlig å teste:

$$H_0: \theta = 0$$

$$H_1: \theta < 0$$

der nullhypotesen $\theta = 0$ innebærer at $\rho = 1$ og serien er en random walk. Alternativhypotesen, $\theta < 0$, betyr at $\rho < 1$ og impliserer at tidsserien er stasjonær.

DF-testen finnes i flere varianter avhengig av hvilke komponenter som blir lagt til. Siden tidsserier ofte er preget av trender, kan det være hensiktsmessig å utvide testen med de deterministiske og stokastiske komponentene drift δ og trend γt :

$$\Delta y_t = \delta + \theta y_{t-1} + \gamma t + u_t, \quad (5.8)$$

Testene for enhetsrot skiller seg fra andre tester fordi nullhypotesen gjenspeiler en situasjon der y_t inneholder enhetsrot og dermed er en random walk. Teststatistikken vil ikke følge den vanlige t -fordelingen ettersom utvalget under nullhypotesen følger en ikke-standard fordeling. Sentralgrenseteoremet som ligger bak den asymptotiske standard normalfordelingen for teststatistikken vil i dette tilfellet ikke være gyldig (Wooldridge, 2009). Etter Dickey og Fuller (1979) er den asymptotiske fordelingen til teststatistikken under H_0 mest kjent som Dickey Fuller-fordelingen, der de kritiske verdiene er avhengig av om tidsserien inneholder drift, trend eller konstant. De kritiske verdiene for DF-fordelingen er utledet ved simultane eksperimenter, og spesielt for disse er at absoluttverdien er større (dvs. mer negativ) enn for vanlig kritiske verdier ved en standard fordeling (Brooks, 2002). Dette impliserer at dersom man bruker vanlige kritiske verdier framfor DF-kritiske verdier i tidsserieanalyse, vil man i mange tilfeller forkaste H_0 når H_0 egentlig er sann. Ettersom DF-kritiske verdier korrigerer

for at utvalget ikke følger en standard fordeling, kan man benytte en standard teststatistikk for å avgjøre spørsmålet om stasjonaritet.

Siden prosessene (5.1)-(5.4) genererer ulike kritiske signifikansnivå, er valg av funksjonsform i modellen kritisk i tester for enhetsrot. Velger man feil modell, kan man trekke feil slutninger ved å akseptere eller forkaste nullhypotesen på feil grunnlag. I praksis er det ikke alltid gitt når man skal ha med trend, drift eller konstant. Ofte kan det være lurt å gjennomføre testen for alle komponentene med mindre det er helt klart hvilken funksjonsform tidsserien har.

En svakhet med den enkle DF-testen er at den forutsetter at restleddet, u_t , er hvit støy-prosess med forventning lik null, konstant varians og at restleddet er ukorrelert med seg selv. Dette er sjelden tilfredsstillende i tidsserieøkonometri, siden restleddet ofte inneholder autokorrelasjon. Tar man ikke hensyn til autokorrelasjonen vil ikke MKM-estimaterne bli effisiente. Under H_0 i den enkle DF-testen forutsettes det at seriene følger en AR(1)-prosess. Ved dynamiske tidsseriemodeller er det ofte høyere ordens autokorrelasjon, og dette må tas hensyn til når man skal teste for stasjonaritet.

5.2.2. Augmented Dickey Fuller (ADF)-test

Man kan enkelt utvide modellen slik at den tar høyde for at tidsseriene kan følge en høyere ordens autokorrelasjon: AR(k), der k er antall perioder med korrelasjon. Strategien er som følger: Man legger til tidsforskjøvne verdier av den avhengige variabelen, Δy_t , slik at korrelasjonen mellom den avhengige variabelen og tidligere tidsledd blir fanget opp. De tidsforskjøvne differansene, $\Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \dots, \Delta y_{t-k}$, blir inkludert i regresjonen slik at restleddet resulterer i en hvit-støy-prosess. Dette betyr at de tidsforskjøvne variablene korrigerer for den dynamiske strukturen i tidsseriene. Denne modifiseringen kalles utvidet Dickey Fuller-test (eng: Augmented Dickey Fuller test), heretter kalt ADF-test, og er vist ved følgende uttrykk:

$$\Delta y_t = \delta + \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta y_{t-i} + u_t, \quad (5.9)$$

der k er antall tidsforskjøvnne uttrykk som kreves for at restleddet ikke skal være auto-korrelert; $E(u_t u_{t-k}) = 0$. Ellers utføres testen på samme måte som den enkle DF-testen.

Som nevnt i delkapittel 5.2.1 er det svært viktig å definere modellen med korrekt funksjonsform. Dette blir mer tydelig nå. En utfordring når det gjelder ADF-testen er å legge til optimalt antall tidsforskjøvnne variabler i modellen siden de kritiske verdienes gyldighet avhenger av at modellen er korrekt formulert. Vanligvis er k en ukjent størrelse. Problemet er at man ønsker å velge k så liten som mulig, samtidig som at det er vesentlig at k er stor nok til å korrigere for autokorrelasjonen i restleddet, u_t . Jo flere tidsforskjøvnne uttrykk man inkluderer, jo flere observasjoner (frihetsgrader) mister man. Dette vil videre redusere teststyrken. Legger man derimot til for få tidsforskjøvnne uttrykk vil ikke autokorrelasjonen forsvinne. I slike tilfeller vil den asymptotiske fordelingen ikke være gyldig, og testen vil gi forventningsskjevne resultater.

Det er ikke alltid åpenlyst hvor mange tidsforskjøvnne variabler som er optimalt å legge til. Noen ganger kan grafisk inspeksjon gi oss en antakelse, men ikke nøyaktig nok til at vi kan være sikre. En vanlig metode er ifølge Brooks (2002) å velge antall tidsforskjøvnne variabler basert på tidsseriens frekvens, slik at månedlig data legger til 12 tidsforskjøvnne uttrykk, kvartalsvise data legger til 4 tidsforskjøvnne uttrykk osv. Alternativt kan man bruke ulike informasjonskriterier for å bestemme modellens form. De to vanligste er Akaiikes og Bayesians informasjonskriterier. Disse metodene baseres på å se på bytteforholdet mellom ”residual sum of squares” (RSS) og antall frihetsgrader i ulike modellformuleringer. Man bør velge antall tidsforskjøvnne uttrykk som minimerer verdien til informasjonskriteriet.

5.3. Svakheter ved ADF-testen

En felles svakhet for DF- og ADF-testen er at de har lav styrke. Dette betyr at testen ofte aksepterer en nullhypotese som er feil, også kalt type II-feil. Ifølge Verbeek (2008) er en av grunnene til at man ofte ikke kan forkaste nullhypotesen at utvalget ikke har tilstrekkelig informasjon, det vil si at tidshorisonten er for kort. Dette medfører at standardfeilene er for store til at nullhypotesen kan forkastes. Teststyrken er svak når seriens tidshorisont er 30 år

eller mindre, siden justeringsmekanismen ofte er treg og serien har vanskelig for å fange opp ”mean reversion”-prosessen for så korte perioder.

5.4. Dickey-Fuller Generalized Least Square (DF-GLS)-test

DF-GLS-testen er en *modifisert* Dickey Fuller test, der dataseriene blir transformert via en generalisert minste kvadraters regresjon (StataCorp, 2009). Testen ble utviklet av Elliot et. al (1996) for å bøte for problemet knyttet til DF-testens lave styrke. Metoden går ut på å trekke ut eventuell deterministisk trend og konstant før testen gjennomføres, noe som gir mer robuste resultater⁴⁶.

DF-GLS-metoden følger samme fremgangsmåte som en vanlig ADF-test og har den samme asymptotiske fordelingen. Dette medfører at de kritiske verdiene er tilnærmet identiske ved lik modellspesifikasjon. I testen må man velge å trekke ut enten trend eller konstantledd. Ifølge et Monte Carlo-eksperiment gjort av Elliott et. al (1996) har denne testen sterkere teststyrke enn tidligere versjoner av Dickey Fuller-testen. Monte Carlo-eksperimentet viser også at DF-GLS-metoden samlet sett gir mer robuste resultater med hensyn på ulike utvalgsstørrelser. Ifølge Baum (2001) bør man i de fleste tilfeller velge DF-GLS-testen framfor andre versjoner av DF-testen, siden denne gir mer robuste resultater.

5.5. Statisk modell

Dersom man finner at seriene følger en $I(1)$ -prosess vil muligheten for spuriøse resultater være tilstede slik at vanlig MKM kan ikke brukes. I slike tilfeller vil man kunne undersøke om variablene kointererer, og videre modellere sammenhengene i en feilkorleksjonsmodell (eng: Error Correction Model)⁴⁷. Hvis dataseriene derimot følger en stasjonær prosess, kan man i teorien estimere sammenhenger ved bruk av vanlig MKM, siden stasjonære serier ikke følger en felles underliggende (deterministisk eller stokastisk) trend.

⁴⁶ I tidsserieøkonometri blir ofte generalisert minste kvadraters metode (GLS) brukt fremfor en minste kvadraters metode (MKM), siden GLS transformerer variablene slik at restleddet blir ukorreletert og homoskedastisk over tid. Dette skjer ved hjelp av vektning.

⁴⁷ Utfyllende forklaring av feilkorleksjonsmodellen er ikke relevant for denne oppgaven, da det viser seg at dataseriene ikke følger en $I(1)$ -prosess.

Problemet med autokorrelasjon i restleddet kan fortsatt være tilstede i datamaterialet. Som nevnt fører dette til brudd på MKM-betingelsen om at restleddet er uavhengig og uten autokorrelasjon. Et alternativ til vanlig MKM når man har problemer med autokorrelasjon kan være enten en *Prais Winsten*-, *Cochrane Orcutt*- eller en *Newey West*-modellering. Alle disse metodene er implementert som rutiner i Stata. Både *Prais Winsten*- og *Cochrane Orcutt*-metoden er (tilnærmet) ekvivalent med å kjøre en regresjon av variablene på førstedifferanseform. Forskjellene mellom de to ligger måten de håndterer den første observasjonen. En svakhet med disse metodene er at forklaringskraften til modellen svekkes, ettersom den langsiktige utviklingen i variablene forsvinner. En *Newey West*-regresjon korrigerer både for heteroskedastisitet⁴⁸ og autokorrelasjon ved å bruke robuste standardavvik⁴⁹. Fordelen med å bruke denne metoden fremfor *Prais Winston*- eller *Cochrane Orcutt*-metoden, er at *Newey West*-metoden tillater en høyere ordens autokorrelasjon. Det kreves at man angir hvor mange tidsforskjøvne uttrykk det skal korrigeres for i modellen. Valg av antall tidsforskjøvne uttrykk kan bestemmes ut fra den observerte autokorrelasjonen i residualen fra MKM-regresjonen.

Det er hovedsakelig to svakheter med disse modellene. Til tross for at de løser problemet med autokorrelasjon, er dette kun under antakelse om at modellen er stokastisk, det vil si at den uavhengige variabelen påvirker den avhengige variabelen kun i én og samme periode. Dette betyr at den dynamiske utviklingen i modellen ikke blir tatt hensyn til. Dersom en statisk modell viser stor grad av autokorrelasjon i restleddet, kan det indikere at relevante forklaringsfaktorer er utelatt, for eksempel tidligere verdier av allerede inkluderte variabler. Informasjonen i disse variablene vil dermed skjules i restleddet. Dersom dette er tilfellet, er det ikke gitt at autokorrelasjonen vil bli eliminert ved bruk av en statisk modell.

5.6. Dynamisk modell

Ved å legge til tidsforskjøvne variabler kan man undersøke modellen har en dynamisk struktur. Hovedgrunnen til at det kan være lurt å inkludere tidsforskjøvne variabler i tidsserieanalyse, er at sjokk og forstyrrelser ofte virker med tidsetterslep. Det kan legges til tidsforskjøvne verdier både av forklaringsvariablene og den avhengige variabelen.

⁴⁸Heteroskedastisitet gir brudd på MKM-forutsetningen om at restleddet skal være konstant over tid.

⁴⁹ Den matematiske utledningen bak metoden er vist av Newey & West (1987). Denne metoden er krevende, og siden utledningen ikke er av betydning for denne oppgaven finner jeg det tilstrekkelig å bruke den innebygde funksjonen i Stata.

I kapittel 5.1 ble det nevnt at autokorrelasjon vil føre til forventningsskjeve standardavvik, men at koeffisientestimatene vil være forventningsrette. Dersom modellen viser seg å være feilspesifisert, ved for eksempel å ha utelatt relevante tidsforskjøvne variabler, er ikke lenger koeffisientene forventningsrette. Feilspesifikasjonen vil i de fleste tilfeller gjøre vondt verre. Ofte vil inkludering av tidsforskjøvne variabler fange opp mye av den informasjonen som blir henvist til restleddet i den statiske modellen, og i de fleste tilfeller vil dette føre til mindre grad av autokorrelasjon i modellen.

6. Empirisk analyse

Jeg vil nå gjennomføre den empiriske analysen, og starter med å henvise til fremgangsmåten til Obstfeld & Taylor som ble gjort rede for i kapittel 3.1. Realrentekonvergens kan bekreftes dersom man kan forkaste nullhypotesen om at realrentedifferansen (mellom Norge og et annet land) følger en prosess med enhetsrot. For at man skal kunne bekrefte realrentelighet, kreves det i tillegg at serien er stasjonær rundt et nullgjennomsnitt. En stasjonær prosess er, som forklart i kapittel 5, karakterisert ved at serien fluktuerer rundt et konstant nivå, samt at variansen til serien er konstant over tid. Dersom seriene til realrentedifferansene kan bekreftes å være stasjonære rundt et gjennomsnitt på null, er dette ekvivalent med at realrentene er like over tid. Vi kan da konkludere med at hypotesen om realrenteparitet gjelder. Et avvik fra realrentelighet, som følge av en forstyrrelse i økonomien, vil da kun være av midlertidig karakter, siden serien vil konvergere tilbake til det langsiktige nullgjennomsnittet over tid.

Innledningsvis illustrerte jeg de utvalgte landenes gjennomsnittlige realrente i et punkt-diagram. Figur 1 viste at de gjennomsnittlige realrentene var relativt like i de ulike landene, og at de var om lag 3,2 prosent. Spredningen i figuren viste at realrenten i Danmark og Storbritannia skilte seg fra resten av utvalget, ettersom den danske realrenten er tydelig høyere og den britiske realrenten er noe lavere enn den gjennomsnittlige realrenten i de andre landene. Siden jeg tester realrentedifferansen mellom to land, vil valget av referanseland ha betydning for utfallet av testen. Ettersom jeg i denne undersøkelsen tar utgangspunkt i Norge, som har en gjennomsnittlig realrente på 3,08 prosent og dermed kan karakteriseres som et gjennomsnittsland, er det nærliggende å tro at resultatene vil peke mot at realrentelighet gjelder.

Hypotesen blir testet for perioden 1972-2009. Som vi skal se i det følgende, skjer det store strukturelle endringer i økonomien i de fleste vestlige land i løpet av denne perioden. Jeg har derfor valgt å dele tidshorisonten inn i to kortere delperioder: 1972-1989 og 1990-2009. Dette skillet representerer ulik grad av internasjonal integrasjon og økonomisk utvikling.

Tabell 1 viser gjennomsnittlig avkastning på en tiårig statsobligasjon og gjennomsnittlig årlig inflasjon for hvert land over hele tidsperioden, i tillegg til de to delperiodene⁵⁰. Av tabellen ser vi et tydelig strukturskille mellom de to delperiodene. Delperiode 1 er preget av at økonomien var ustabil og at inflasjonen var svært variabel og til tider uventet. Perioden var også preget av restriksjoner knyttet til internasjonal handel. Med unntak av Tyskland, er den gjennomsnittlige prisstigningen om lag 8-9 prosent i denne perioden. For å kompensere for den høye inflasjonen, er også den gjennomsnittlige nominelle avkastningen stor.

Fra rundt 1990 har kapital- og finansmarkedet gradvis stabilisert seg, og myndighetene har fått kontroll på prisstigningen. Dette ser vi ved at den gjennomsnittlige inflasjonen har falt til om lag 2 prosent, noe som videre har medført at det nominelle rentenivået også er redusert i delperiode 2.

	1972-2009		1972-1989		1990-2009	
	Tiårig statsobligasjon	Årlig inflasjon	Tiårig statsobligasjon	Årlig inflasjon	Tiårig statsobligasjon	Årlig inflasjon
Norge	8.14 (3.05)	5.06 (3.61)	10.14 (2.72)	8.18 (2.70)	6.30 (2.00)	2.18 (1.01)
Tyskland	6.59 (1.92)	2.82 (1.96)	7.84 (1.33)	3.69 (2.16)	5.44 (1.65)	2.01 (1.32)
Frankrike	8.39 (3.56)	4.87 (4.29)	11.30 (2.48)	8.28 (3.92)	5.71 (1.91)	1.72 (0.78)
Storbritannia	8.98 (3.39)	6.49 (5.67)	11.77 (1.96)	10.41 (5.94)	6.42 (2.19)	2.87 (1.44)
Danmark	9.67 (4.63)	4.97 (3.99)	13.60 (3.16)	8.11 (3.74)	6.03 (2.11)	2.08 (0.60)
Sverige	8.53 (3.21)	5.15 (4.16)	10.64 (1.94)	8.62 (2.76)	6.58 (2.90)	1.95 (2.20)
USA	7.38 (2.63)	4.53 (3.12)	9.30 (2.28)	6.58 (3.28)	5.61 (1.42)	2.64 (1.13)
Canada	8.13 (2.95)	4.58 (3.47)	10.28 (2.19)	7.38 (2.91)	6.15 (2.03)	2.01 (1.23)
Australia	9.18 (3.24)	6.00 (4.27)	11.39 (2.67)	9.67 (3.13)	7.13 (2.21)	2.61 (1.44)

Tabell 1: Gjennomsnittlig avkastning på tiårig statsobligasjon og gjennomsnittlig årlig inflasjon. Standardavvik i parentes.

Skillet mellom de to delperiodene er også reflektert i størrelsen på standardavvikene. Vi ser at standardavvikene for både nominell avkastning og inflasjon er høyere for hele perioden sett under ett enn i de to periodene separat. Spesielt er det verdt å legge merke til at standardavviket til inflasjonen er betydelig redusert fra delperiode 1 til delperiode 2, noe som

⁵⁰ Denne sammenhengen er illustrert grafisk i Figur 14 - 16 i appendikset.

indikerer en mer stabil inflasjonsutvikling, uten store kortsiktige utslag. Dette er ikke uventet ettersom de fleste landene nå styrer økonomien etter et inflasjonsmål, fremfor et valutakursmål.

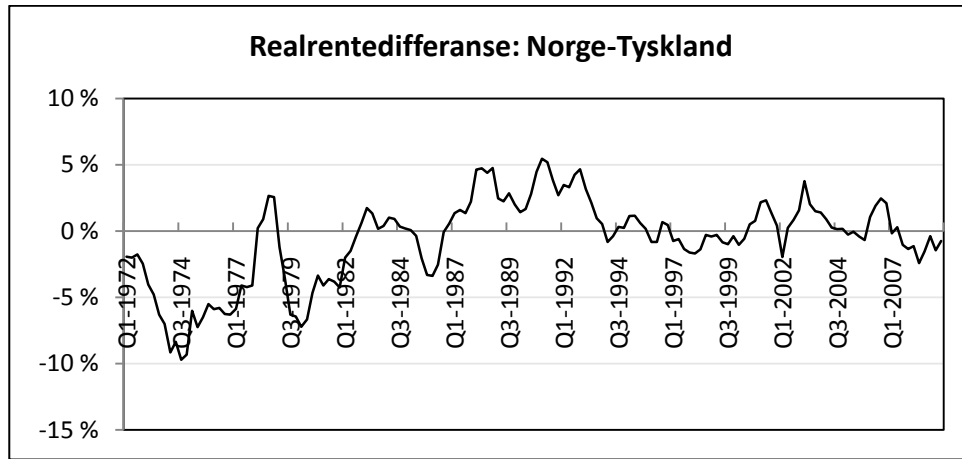
Utviklingen mot en mer stabil økonomi i de fleste vestlige land, kombinert med frie kapitalbevegelser og økt handel, har ført til at forskjellene mellom landene er redusert. Med bakgrunn i dette er det grunn til å tro at man finner sterkere støtte for realrenteparitet i den siste delperioden. Den grafiske fremstillingen av realrentedifferansene i delkapittel 6.1 viser også dette skillet i utviklingen, ved at realrentedifferansene går fra å ha relativt store avvik fra gjennomsnittet, til at avvikene blir mindre. En mer detaljert, historisk innføring om viktige økonomiske hendelser i perioden 1972-2009 blir foretatt i delkapittel 6.2.

I andre del av analysen undersøker jeg om det eksisterer en sammenheng mellom realrentedifferansen og den reelle depresieringsraten til valutakursen. Dette blir gjort både i en statisk og en dynamisk modell.

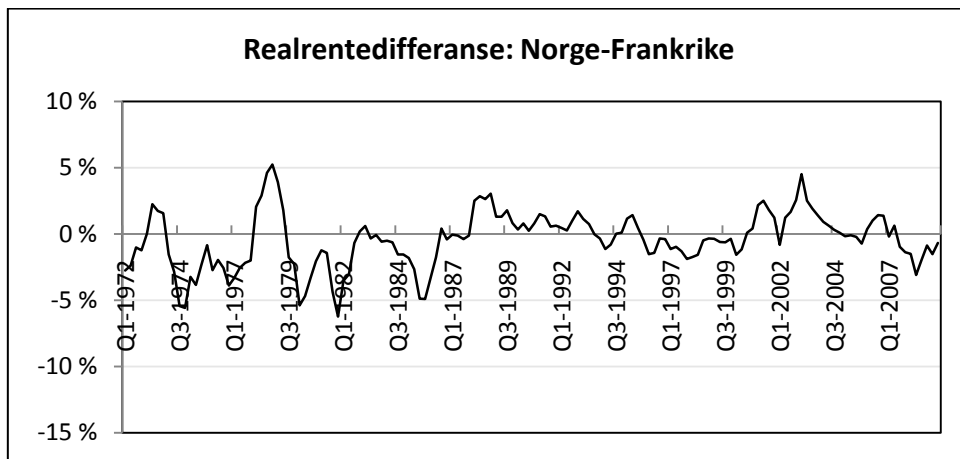
6.1. Grafisk fremstilling av realrentedifferansene

Før jeg undersøker stasjonaritetsegenskapene til tallseriene vil jeg vise realrentedifferansene for landparene grafisk. Siden jeg i denne oppgaven bruker differansen mellom to individuelle realrenteserier, venter jeg at seriene vil fluktuere rundt et gjennomsnitt på null. I et effektivt marked, der landene er økonomisk integrert, er det grunn til å tro at rentedifferansen mellom to land på lang sikt er lik null, da vedvarende avvik vil føre til arbitrasjemuligheter. Riktignok er det, som allerede nevnt, mulighet for at det eksisterer varige forskjeller i realrentenivåene, men dette skal i teorien bli korrigert for gjennom forventninger om endringer i realvalutakursen.

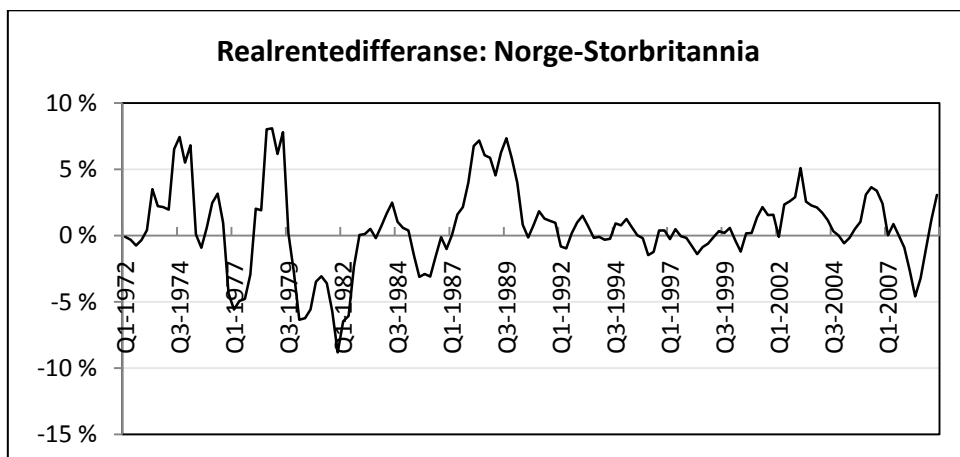
Figur 6 - 13 illustrerer utviklingen til realrentedifferansene mellom Norge og hvert enkelt land i undersøkelsen.



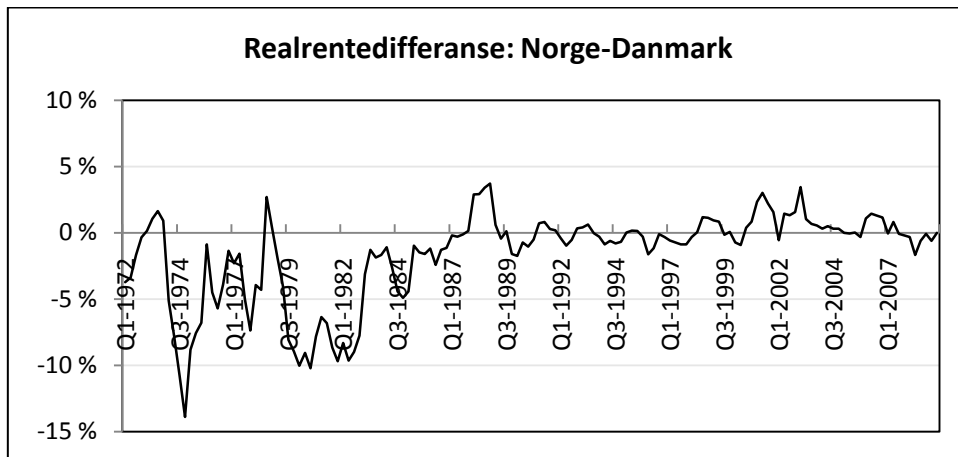
Figur 6: Realrentedifferanse. Norge-Tyskland. 1972-2009.



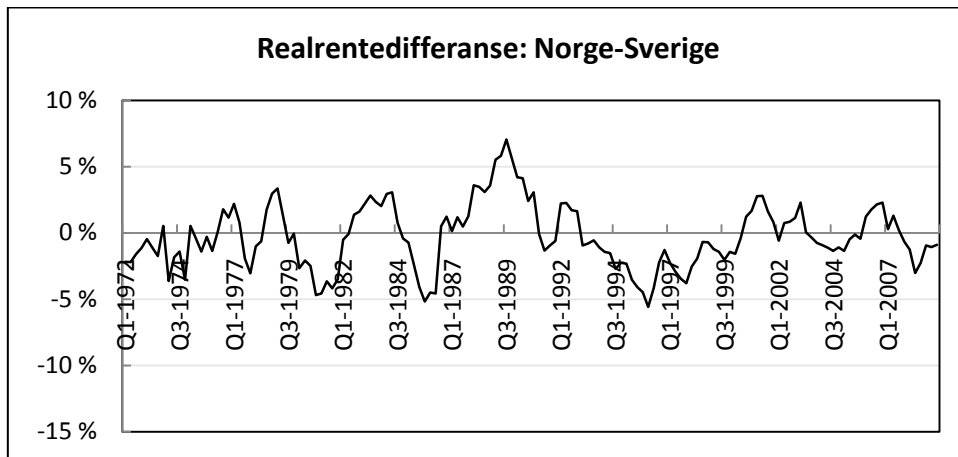
Figur 7: Realrentedifferanse. Norge-Frankrike. 1972-2009.



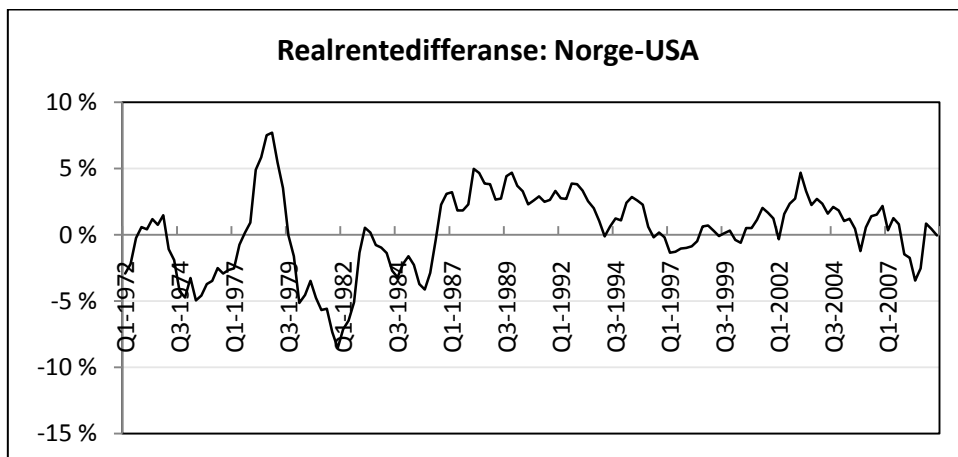
Figur 8: Realrentedifferanse. Norge-Storbritannia. 1972-2009.



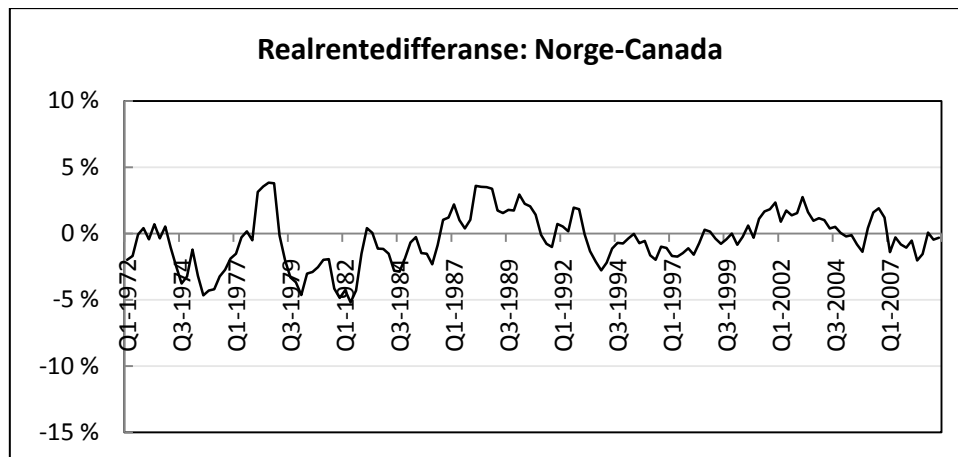
Figur 9: Realrentedifferanse. Norge-Danmark. 1972-2009.



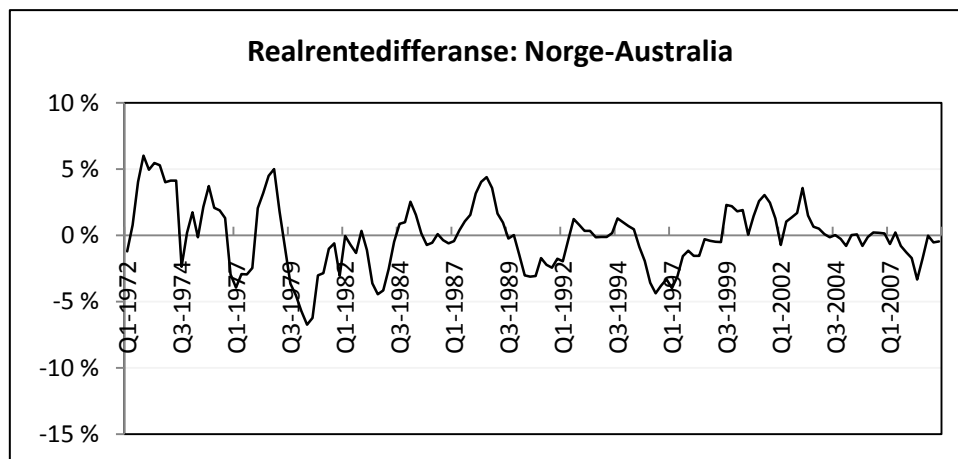
Figur 10: Realrentedifferanse. Norge-Sverige. 1972-2009.



Figur 11: Realrentedifferanse. Norge-USA. 1972-2009.



Figur 12: Realrentedifferanse. Norge-Canada. 1972-2009.



Figur 13: Realrentedifferanse. Norge-Australia. 1972-2009.

Figur 6 - 13 illustrerer realrentedifferansen mellom Norge og hvert enkelt land i perioden 1972-2009. En svært tydelig tendens er at variasjonen i realrentedifferansene er større i den første delperioden. Etter 1990 ser det ut til at realrentedifferansene har blitt mer stabile, og at utslagene fra nullgjennomsnittet er mindre for de fleste landparene. Som nevnt innledningsvis reflekterer dette skillet en strukturendring i økonomien. I tillegg til at de vestlige økonomiene har blitt mer stabile, er landene også blitt tettere knyttet sammen gjennom finans- og kapitalmarkedene.

Jeg legger spesielt merke til at realrentedifferansen mot Danmark og Storbritannia i første del av undersøkelsesperioden er vedvarende forskjellig fra null. Innledningsvis ble det nevnt at den gjennomsnittlige realrenten i Danmark er høyere enn i de andre landene. Dette ser vi igjen

i Figur 9, ettersom realrentedifferansen mellom Norge og Danmark er negativ store deler av 1970- og 80-tallet. Det motsatte er tilfellet for realrentedifferansen mot Storbritannia i Figur 8, som stort sett viser et positivt avvik fra null i denne perioden.

Selv om det er begrenset hvilke slutninger vi kan trekke på bakgrunn av figurene kan vi legge merke til noen fellestrekk. Blant annet er perioder med positiv realrentedifferanse ofte felles for flere landpar, og motsatt. Dette illustreres spesielt i perioden på slutten av 1980-tallet og begynnelsen av 90-tallet, der Norge har positiv realrentedifferanse mot flere land. Dette tilsier at realrentenivået i Norge var generelt høyere enn i de andre landene, og da spesielt i forhold til Tyskland, Sverige, Storbritannia og USA. Et annet fellestrekk er at realrentedifferansen øker sterkt i perioden 1977-79, for så å falle tilbake til et mer normalt nivå.

En foreløpig slutning vi kan trekke fra figurene av realrentedifferansene, er at gjennomsnittet ser ut til å fluktuere rundt null, slik som antatt. Det er likevel ikke sikkert at tidsseriene er stasjonære. For å trekke en slik konklusjon må det gjennomføres grundige statistiske tester, noe som vil bli gjort i delkapittel 6.3.

6.2. Viktige hendelser i norsk og internasjonal økonomi: 1972-2009

Det er av interesse å knytte den generelle utviklingen i de nasjonale realrentene opp mot viktige hendelser i norsk og internasjonal økonomi. Figur 2 i kapittel 2 viste den norske realrenten i perioden fra 1972 til 2009. Realrenteutviklingen i de øvrige landene er illustrert i Figur 17 – 24 i appendikset.

Etter andre verdenskrig startet gjenoppbyggingen av Europa. Den økonomiske veksten tok seg opp etter en lang, ustabil periode med liten eller ingen vekst. For de vesteuropeiske landene, USA og Oseania var 1950- og 60-tallet en periode hvor levestandarden forbedret seg hurtig i tråd med at husholdningenes inntekter vokste raskt. Dette førte til stor etterspørsel etter konsumvarer. Fra 1950 til 1973 hadde de største OECD-landene en gjennomsnittlig årlig vekst i reelt bruttonasjonalprodukt på 4,8 prosent, mens den årlige gjennomsnittlige arbeids-

produktiviteten steg med 4,5 prosent (Kenwood & Lougheed, 1999). Som følge av den sterke økonomiske veksten blir denne perioden ofte referert til som ”The golden age”.

I løpet av 1970-tallet skjedde det en rekke hendelser som hadde betydning for den videre økonomiske utviklingen. Bretton Woods-regimet brøt sammen i august 1971, etter at USA opphevet den faste vekslingskursen mellom amerikanske dollar og gull (Norges Bank, 2007). Den sterke økonomiske veksten i de fleste vestlige land førte til økende inflasjon og en svært lav realrente. Fra Figur 17 – 24 kan man se at realrenten i de fleste landene var negative eller rundt null på store deler av 1970-tallet. Oljekrisen (OPEC1⁵¹) i 1973-1974 førte til sterk prisstigning, og dannet avslutningen på en 20 års oppgangskonjunktur i verdensøkonomien (Hodne & Grytten, 2002). I kjølvannet av OPEC1 stagnerte den økonomiske veksten i den vestlige verden.

Den andre oljekrisen (OPEC2), som var forårsaket av krigen mellom Irak og Iran, førte igjen til høyere oljepris og inflasjonspress (Eika & Magnussen, 1997). Som vi ser i figurene fører oljeprissjokket i 1979-1980 til at realrenten faller i de fleste (men ikke alle) landene, etter en liten økning i rentenivået siden OPEC1. Ettersom etterspørselen etter olje blant vestlige land var tilnærmet uelastisk innebar dette en inntektsoverføring fra de vestlige landene til OPEC-landene. OPEC-landene valgte å spare de økte inntektene framfor å etterspørre vestlige produkter (Hodne & Grytten, 2002). Sterke fagforeninger forhandlet frem høyere lønninger som kompensasjon for de økte levekostnadene, men siden bedriftene ikke klarte å øke produktiviteten for å veie opp for høyere utgifter knyttet til råvarer og lønnskostnader, medførte det i stedet reduksjon i sysselsettingen. 1970-tallet og begynnelsen av 80-tallet var dermed preget av økende arbeidsledighet og høy inflasjon, altså stagflasjon.

Flere vestlige land iverksatte i løpet av 1980-tallet penge- og finanspolitiske tiltak for å redusere inflasjonen. Denne utviklingen er felles for de fleste landene og vises i figurene ved at realrentenivået øker kraftig og holdes på et høyt nivå gjennom første halvdel av 1980-tallet. Som konsekvens av dereguleringen av finans- og kapitalmarkedene på 1980-tallet, samt stor

⁵¹ OPEC1 hadde sitt utspring etter at flere arabiske stater, akkompagnert av Syria og Egypt, gikk til krig mot Israel. Som reaksjon på at USA (og Nederland) støttet Israel, reduserte, og senere stoppet, de arabiske OPEC-landene produksjon og eksport av olje til disse to landene. Lavere produksjon av olje og frykt for ustabile oljeleveranser førte til at flere land bygget seg opp oljelagre, og oljeprisen nådde nye høyder.

kredittilgang, ble økonomien overopphetet i store deler av den vestlige verden. Dette er en periode som i etterkant har fått navnet ”jappetiden” (Hodne & Grytten, 2002). Etter at realrentenivået i de fleste landene nådde et toppnivå i 1982-1984, begynte realrenten å synke igjen. En svakt økende prisstigning som følge av den sterke økonomiske veksten førte til fallende realrentenivå. I løpet av 1987 vokste aksjeverdiene seg kunstig høye i store deler av verden. 19. oktober 1987 sprakk boblen og aksjeindeksen Dow Jones Industrial Average falt 22,6 prosent (Browning, 2007), noe som er et av de kraftigste fallene i nyere tid. I ettertid har dagen fått navnet ”black monday”, ettersom den markerte slutten på oppgangskonjunkturen og sendte flere land inn i en periode med bankkrise og redusert vekst.

Flere europeiske land var på denne tiden tilknyttet ERM⁵². Fra oktober 1990 til desember 1992 fulgte Norge en fastkurspolitikk mot ECU⁵³, regneenheten innenfor ERM. Fastkurspolitikken tvang Norges Bank til å følge den tyske renteutviklingen i årene etter gjenforeningen av Tyskland. Dette medførte at den høye realrenten ble opprettholdt, til tross at Norge var inne i en lavkonjunktur. Spekulasjonsangrep mot flere europeiske valutaer i 1992 medførte at Norge, Sverige og Storbritannia måtte oppgi den faste kursen mod ECU, noe som førte til at valutaene falt i verdi (Steigum, 2004). Ettersom det nominelle rentenivået ikke lenger var knyttet mot Tyskland, ble renten redusert. Figurene viser også at realrentenivået falt. Investeringsvilligheten økte og man opplevde gradvis bedre tider.

Fra begynnelsen av 1990-tallet har den nominelle renten og prisstigningen i Norge beveget seg i takt, jfr. Figur 2. Som konsekvens av dette har realrenten vært mer stabil, en tendens som er tydelig også i de andre landene. Et felles karakteristisk trekk for alle landene i undersøkelsen, er økning i realrenten i 2008⁵⁴. Finanskrisen medførte fallende produksjonsnivå og lavere prisvekst. I noen land så man også negativ prisstigning i siste kvartal av 2008. Selv om styringsrenten i Norge ble redusert fra 5,75 prosent til 1,25 prosent mellom 16. oktober 2008 og 17. juni 2009 for å stimulere økonomien i en ustabil tid, endret ikke avkastningen på den tiårige statsobligasjonen seg nevneverdig (Norges Bank, 2011a og

⁵² ERM er forkortelse for ”Exchange Rate Mechanism”, som var det europeiske systemet for faste valutakurser. Dette var forløperen til dagens europeiske pengeunion.

⁵³ ECU er forkortelsen for ”European Currency Unit”, en kurv av europeiske valutakurser.

⁵⁴ Finanskrisen som utspilte seg i løpet av 2008, og nådde sitt klimaks september 2008 da investeringsbanken Lehman Brothers gikk konkurs, forplantet seg over i verdensøkonomien. Ettervirkningene har vært store. Per i dag (26.mai 2011), ser vi fortsatt at flere land sliter økonomisk, med store underskudd på statsbalansene.

Norges Bank, 2011b). Den økende realrenten som sees i Figur 17 - 24 skyldes dermed større differanse mellom den nominelle avkastningen og inflasjonen, ettersom inflasjonen ble redusert.

Til tross for at Figur 17 – 24 viser at den generelle utviklingen i realrentenivået er relativt lik over tid i de fleste landene, finner vi til tider store kortsiktige forskjeller. Dette avviker fra en felles realrente kan skyldes forskjeller i nasjonal politikk og dermed ulike inflasjonsforventninger, samt ulik konjunkturutvikling og institusjonelle forskjeller. Utviklingen i den tyske realrenten i Figur 17 skiller seg klart ut. Dette kan trekkes opp mot at prisstabilitet har vært et viktig mål for tyske myndigheter gjennom hele etterkrigstiden. Dette ser man ved at oljeprissjokkene på 1970-tallet ikke slo ut like sterkt i Tyskland som i de andre landene. En annen grunn kan være at de tyske kapitalmarkedene på 1960- og 70-tallet var mindre deregulert enn de fleste andre vestlige land (Hammerstrøm & Lønning, 2000).

6.3. Resultat av ADF-test og DF-GLS-test

I dette delkapittelet vil jeg gjennomføre enhetsrøttestene for å undersøke stasjonaritetsegenskapene til realrentedifferansene. ADF- og DF-GLS-prosedyrer er implementert som rutine i Stata og testresultatene er følgelig hentet derfra. Dersom testene forkaster nullhypotesen om at realrentedifferansene har enhetsrot, vil jeg konkludere med at realrenteparitet gjelder.

ADF-testen har fire ulike alternativ til modellspesifikasjon: med og uten konstant, med trend og med drift. Den grafiske inspeksjonen i kapittel 6.1 antydte at de fleste realrentedifferanseseriene fluktuerer rundt et gjennomsnitt på null, altså uten konstant. Jeg vil likevel teste seriene med konstant siden grafisk inspeksjon ikke kan gi noen signifikante svar. Jeg har valgt å utelate testresultatet med trend og drift, da det ut fra den grafiske inspeksjonen og informasjon om hvordan dataseriene er konstruert, ikke er grunn til å tro at disse to komponentene vil være gjeldende i denne undersøkelsen.

DF-GLS-testen kan gjennomføres med to ulike alternativhypoteser: (i) serien er stasjonær rundt en lineær tidstrend eller (ii) serien er stasjonær rundt et gjennomsnitt. Alternativ (ii)

skiller ikke mellom stasjonaritet rundt et nullgjennomsnitt og rundt en konstant. Som i den vanlige ADF-testen, vil jeg også her fokusere på om seriene er stasjonære rundt et gjennomsnitt, siden den grafiske inspeksjonen av realrentedifferansene ikke viste tegn til å avhenge av en trend.

Som nevnt er det viktig å velge korrekt antall tidsforskjøvnene uttrykk for at tidsserien skal bli korrekt dynamisk formulert. Basert på Brooks (2002) velger jeg å tidsforskyve realrentedifferansen 4 perioder siden jeg opererer med kvartalsdata. Videre har jeg vurdert om jeg eventuelt bør legge til eller trekke fra et eller flere tidsforskjøvnene uttrykk, avhengig av de tidsforskjøvnene variabelenes signifikans (gitt ved deres t-verdi). Resultatene fra ADF- og DF-GLS-testen er presentert i Tabell 2:

Realrentedifferanse mellom Norge og ...	Lags	Tidshorisont		ADF m/konstant	ADF u/konstant	DF-GLS
Tyskland	4	1972.Q1	2009.Q2	-2.122	-2.126**	-1.962**
Frankrike	4	1972.Q1	2009.Q2	-3.401**	-3.279***	-2.301***
Storbritannia	4	1972.Q1	2009.Q2	-3.456**	-3.340***	-3.396***
Danmark	4	1972.Q1	2009.Q2	-2.336	-2.06**	-2.081**
Sverige	3	1972.Q1	2009.Q2	-4.671***	-4.648***	-3.811**
USA	3	1972.Q1	2009.Q2	-3.945***	-3.945***	-2.976***
Canada	4	1972.Q1	2009.Q2	-3.029**	-2.929***	-2.485**
Australia	3	1972.Q1	2009.Q2	-6.316***	-6.299***	-2.976***

Tabell 2: Resultat av ADF- og DF-GLS-test. Realrentedifferanse. 1972-2009.

*, ** og *** betyr at nullhypotesen om at serien har enhetsrot kan forkastes på henholdsvis 10, 5 og 1 prosent signifikansnivå. For $|testverdi| > |kritisk\ verdi|$ forkastes H_0 . Dersom jeg kan forkaste nullhypotesen kan det sies at realrentedifferansen er stasjonær. Vi ser av Tabell 2 at både ADF-testen med konstant og DF-GLS-testen forkaster nullhypotesen om at realrentedifferansene har enhetsrot på minst 5 prosent signifikansnivå. Det er dermed stor sannsynlighet for at realrentedifferansene følger en stasjonær prosess. For de fleste landparene vil også realrentedifferansen være stasjonær dersom det inkluderes et konstantledd. Dette underbygger resultatet om at seriene er stasjonære, og åpner for at gjennomsnittet kan være marginalt forskjellig fra null. Dette er ikke usannsynlig med tanke på at avvikene i størrelsesorden er relativt små. Likevel viser testen gjennomgående sterkere resultater for at gjennomsnittet er lik null over tid. Det er denne konklusjonen jeg vil ta med meg videre i undersøkelsen.

Siden testen indikerer at realrentedifferansen er stasjonær rundt et nullgjennomsnitt, er det grunn til å tro at hypotesen om realrenteparitet holder. Over tid vil da realrentene være like, slik at differansen mellom dem er null, gitt ved uttrykk (2.9). Vi kan med relativt stor sikkerhet konkludere med at realrenteparitet gjelder mellom Norge og de respektive landene over hele undersøkelsesperioden. Testresultatet i Tabell 2 bekrefter slutningene fra den grafiske inspeksjonen av realrentedifferansene i delkapittel 6.1, om at seriene ser ut til å ha gjennomsnitt lik null.

I det følgende deler jeg opp tidsseriene i kortere delperioder: 1972-1989 og 1990-2009. Valget av skillet mellom eldre og nyere tid er som nevnt gjort med bakgrunn i den økonomiske utviklingen landene har gjennomgått de siste tiårene. Delperiode 2 er utvidet til å inkludere realrentedifferansen mot euroområdet i perioden 1998-2009. For alle landparene, med unntak av euroområdet er det optimalt å inkludere 4 tidsforskjøvne verdier for å korrigere for autokorrelasjonen. Med tanke på tap av frihetsgrader og ut fra testverdien er det optimalt med 3 tidsforskjøvne verdier for euroområdet. Resultatene fra ADF-testen og DF-GLS-testen er presentert i Tabell 3 og Tabell 4:

Realrentedifferanse mellom Norge og...	Tidshorisont		ADF u/konstant	DF-GLS
Tyskland	1972.Q1	1989.Q4	-1.532	-1.429
Frankrike	1972.Q1	1989.Q4	-2.282**	-2.331**
Storbritannia	1972.Q1	1989.Q4	-1.982**	-2.052**
Danmark	1972.Q1	1989.Q4	-1.311	-2.039**
Sverige	1972.Q1	1989.Q4	-2.569**	-2.186**
USA	1972.Q1	1989.Q4	-2.385**	-2.084**
Canada	1972.Q1	1989.Q4	-1.907*	-1.938*
Australia	1972.Q1	1989.Q4	-3.133***	-3.028***

Tabell 3: Resultat av ADF- og DF-GLS-test. Realrentedifferanse. 1972-1989.

Realrentedifferanse mellom Norge og...	Tidshorisont		ADF u/konstant	DF-GLS
Tyskland	1990.Q1	2009.Q2	-2.406**	-1.732*
Frankrike	1990.Q1	2009.Q2	-1.720*	-1.537
Storbritannia	1990.Q1	2009.Q2	-2.886***	-1.106
Danmark	1990.Q1	2009.Q2	-1.974**	-1.119
Sverige	1990.Q1	2009.Q2	-1.416	-0.385
USA	1990.Q1	2009.Q2	-1.932*	-0.743
Canada	1990.Q1	2009.Q2	-2.305**	-0.870
Australia	1990.Q1	2009.Q2	-2.062**	-1.788*
Euroområdet	1998.Q1	2009.Q2	-2.153**	-1.899*

Tabell 4: Resultat av ADF- og DF-GLS-test. Realrentedifferanse. 1990-2009.

Tabell 3 viser at testverdiene for delperiode 1 er relativt like i de to enhetsrottestene, og jeg kan bekrefte realrentelighet for alle landparene, med unntak av Danmark og Tyskland. Realrentedifferansen mellom Norge og Danmark skiller seg ut ved at nullhypotesen blir forkastet i DF-GLS-testen, men ikke i ADF-testen. Ser vi tilbake på Figur 9, som illustrerer realrentedifferansen mot Danmark ser vi stort sett en negativ realrentedifferanse i den første delperioden, noe som betyr at den norske realrenten var lavere enn den danske. Som tidligere nevnt skiller ikke DF-GLS-testen mellom nullgjennomsnitt og gjennomsnitt rundt en konstant, noe som er tydelig i tilfellet for realrentedifferansen mot Danmark, ettersom testen trolig bekrefter stasjonaritet rundt en negativ konstant fremfor null. Dette resultatet stemmer overens med undersøkelsen til Gagnon & Unferth, som fant støtte for at den danske realrenten var konsistent høyere enn den estimerte verdensrealrenten. Dersom den negative realrentedifferansen mellom Norge og Danmark skyldes en risikopremie på den danske realrenten, underbygger min undersøkelse resultatet til Gagnon & Unferth.

Tabell 4 viser mer tvetydige resultater, da de to testene gir svært ulike testverdier og signifikansnivå. ADF-testen forkaster nullhypotesen på minst 10 prosent signifikansnivå for alle land med unntak av Sverige. Til sammenligning ser vi at DF-GLS-testen kun forkaster nullhypotesen for Tyskland, Australia og euroområdet. Men selv ikke for disse landene er testverdiene særlig overbevisende med tanke på at nullhypotesen kun blir forkastet på 10 prosent signifikansnivå. Sammenligner man Tabell 3 og Tabell 4 ser man at resultatene fra DF-GLS-testen er svært forskjellig for de to delperiodene. Testene hentyder at det er mindre støtte for at hypotesen om realrenteparitet gjelder i den siste delperioden, et resultat som er

overraskende med tanke på den grafiske inspeksjonen av realrentedifferansene. Testresultatet strider også mot antakelsen om at kapitalmarkedene har blitt sterkere integrert etter at restriksjoner på kapitalbevegelser over landegrensene ble gradvis opphevet.

En mulig grunn til at testen i mindre grad kan bekrefte realrentelikheter i den siste delperioden er at variansen ikke er konstant over tid. Svingninger i tidsseriens varians vil gi utslag på testene, slik at en tilsynelatende stasjonær prosess ikke kan bekreftes (Hamori & Tokihisa, 1997). Siden de gjennomsnittlige prosentvise utslagene fra null er små, vil en marginalt større realrentedifferanse i en periode være av betydning for utfallet. Ser vi nærmere på perioden 1990-2009 i figurene av realrentedifferansene, er nettopp dette tilfellet for flere av landparene. For eksempel er avviket til realrentedifferansen mot Danmark i Figur 9 større mellom 2000 og 2003 enn resten av perioden. I tilfellet mot Storbritannia er realrentedifferansen relativt stabil mellom 1990 og 2002, men vi ser i Figur 8 at variansen klart større etter 2002.

En annen mulig forklaring for at testene gir mindre støtte for realrentelikheter i den siste delperioden kan forklares ut fra illustrasjonen av realrentedifferansen mellom Norge og Sverige i Figur 10. Vi ser at den første delperioden karakteriseres med hyppigere tilbakevending til gjennomsnittet enn den siste delperioden. Perioden 1990-2009 er karakterisert ved en vedvarende negativ realrentedifferanse, uten tegn på tilbakevending mot nullgjennomsnittet. Lange positive eller negative avvik kan gi utslag i enhetsrøtttestene, og dette er spesielt en svakhet ved korte tidsintervaller. Siden enhetsrøtttestene generelt får svakere teststyrke ettersom tidshorisonten reduseres, kan den korte tidshorisonten i seg selv være en grunn til at resultatene er så forskjellige. Jeg velger derfor å legge mindre vekt på resultatene fra testene for delperiodene, ettersom jeg i utgangspunktet ønsker å undersøke den langsiktige sammenhengen i realrentene.

Alternativ analyse

I det følgende tester jeg stasjonaritetsegenskapene til realrentedifferansene når antakelsen bak forventningsdannelsen er årlig forventning basert på tiårig inflasjonsutvikling, som forklart i kapittel 4.2.1. Resultatene fra ADF- og DF-GLS-testen er vist i Tabell 11 i appendikset. Tidshorisonten i disse seriene er fra 1972 til 2009. Resultatene fra testene viser at det er svakere støtte for realrentelikheter når tiårig inflasjonsforventning blir brukt. Nullhypotesen i

DF-GLS-testen, som ble forkastet for alle landparene på minst 5 prosent signifikansnivå i Tabell 2, blir i den alternative analysen kun forkastet på 5 prosent signifikansnivå i to av åtte tilfeller. ADF-testen indikerer også svakere støtte for at realrenteparitet gjelder i den alternative undersøkelsen.

Konklusjonen om at den alternative undersøkelsen i mindre grad kan bekrefte realrenteparitet, er ikke overraskende med tanke på hvordan dataseriene er konstruert. Avvikene mellom resultatene i de to analysene reflekterer trolig forskjeller i forventningsdannelsen. At realrentedifferansene følger en mer stabil prosess ved bruk av årlige inflasjonsforventninger er ikke uventet, siden det i praksis er vanskelig, om ikke umulig, å forutse faktisk prisutvikling ti år frem i tid. Når inflasjonsforventningen blir konstruert som i uttrykk (4.2) vil prisstigningen på 1990-tallet være reflektert i realrentenivået på 1980-tallet. Et slikt mål på forventet inflasjon er lite troverdig, ettersom det er liten grunn for at aktørene på 1980-tallet skulle forvente en lav og stabil inflasjonsrate på 1990-tallet. Denne forklaringen kan trekkes frem som et argument for at individer ikke har realistiske, rasjonelle forventninger om den fremtidige økonomien så langt frem i tid, spesielt dersom økonomien endrer seg i så mye som i denne undersøkelsesperioden.

Til nå har jeg konkludert med at realrentedifferansen mellom Norge og de respektive landene følger en stasjonær prosess rundt et gjennomsnitt på null når man ser på hele undersøkelsesperioden som helhet. Det er dermed empirisk grunnlag for å si at hypotesen om realrenteparitet gjelder i praksis. Selv om realrentelighet blir bekreftet av enhetsrottestene, er det av interesse å se om det eksisterer en sammenheng mellom realrentedifferansen og den reelle depresieringsraten til valutakursen.

6.4. Sammenheng mellom realrentedifferanse og den reelle depresieringsraten i valutakursen

I denne delen av analysen vil jeg undersøke om det eksisterer en sammenheng mellom realrentedifferansen og den reelle depresieringsraten i valutakursen. Siden den grafiske fremstillingen av realrentedifferansene i kapittel 6.1 til tider viste store kortsiktige utslag fra gjennomsnittet på null, er det interessant å undersøke om den reelle depresieringsraten kan

være en forklaringsfaktor for dette. For at denne sammenhengen skal være relevant å undersøke, er det nødvendig at også depresieringsraten følger en stasjonær prosess.

Stasjonaritetsegenskapene til depresieringsraten i realvalutakursen er testet med samme fremgangsmåte og metode som realrentedifferansene. Testresultatet fra enhetsrotttestene, som inkluderer 4 tidsforskjøvne uttrykk, er vist i Tabell 5:

Depresieringsraten i realvalutakursen mellom Norge og ...	ADF u/konstant	DF-GLS
Tyskland	-3.925***	-3.884***
Frankrike	-4.365***	-4.313***
Storbritannia	-3.639***	-1.723*
Danmark	-3.761***	-3.766***
Sverige	-3.776***	-3.666***
USA	-3.067***	-1.987**
Canada	-3.223***	-2.353**
Australia	-4.078***	-3.209***

Tabell 5: Resultat av ADF- og DF-GLS-test. Reell depresieringsrate i valutakursen.

ADF-testen forkaster nullhypotesen om at realvalutakursen følger en prosess med enhetsrot på minst 1 prosent signifikansnivå for alle landparene. DF-GLS-testen bekrefter også at den reelle depresieringsraten er en stasjonær prosess. Testresultatet gir dermed sterk støtte for at depresieringsraten i realvalutakursen følger en stasjonær prosess i perioden fra 1972 til 2009.

Ettersom jeg nå har bekreftet at både realrentedifferansen og depresieringsraten i realvalutakursen er stasjonære prosesser, kan vanlig MKM-regresjon brukes for å undersøke om depresieringsraten har påvirkningskraft på realrentedifferansen. Alternativt kan man undersøke kausaliteten i motsatt retning, slik som Meese & Rogoff gjorde i sin undersøkelse⁵⁵. Spørsmålet om kausalitet lar jeg stå åpent, men på grunnlag av at jeg ønsker å undersøke om kortsiktige avvik fra realrentelighet kan forklares av reelle valutakursendringer, har jeg valgt å se på depresieringsraten til realvalutakursen som forklaringsvariabel og realrentedifferansen som avhengig variabel.

⁵⁵ Å undersøke om realrentedifferansen har påvirkningskraft på utviklingen i realvalutakursen er mer relevant dersom man opererer med relativt store økonomier som har mulighet til å påvirke utlandets økonomi gjennom sin pengepolitikk

6.4.1. Statisk modell

Jeg starter med å presentere en statisk modell av sammenhengen mellom realrentedifferansen og depresieringsraten i realvalutakursen. I modellen er Norge definert som basisland mot et utland, j . Realvalutakursen på logaritmeform mellom norske kroner og land j sin valuta er definert som q_j^{NOK} . Modellen er som følger:

$$(r^{NOR} - r^j)_t = \alpha + \beta (E_t q_{j,t+4}^{NOK} - q_{j,t}^{NOK}) + u_t \quad (6.1)$$

Når jeg kjører vanlig MKM-regresjon på uttrykk (6.1) finner jeg stor grad av autokorrelasjon. Figur 25 i appendikset viser et plott av residualen fra denne regresjonen mot residualen i forrige periode. Den positive sammenhengen mellom disse illustrerer autokorrelasjonen. Det finnes flere tester for å avdekke autokorrelasjon, blant annet Durbin Watson-test, Durbins alternative test, Lagrange multipliser (LM)-test og Q-test. Jeg har valgt å benytte Breusch & Godfrey sin LM-test for autokorrelasjon, siden denne tillater høyere ordens autokorrelasjon. Testen gir en LM-statistikk på 135,452 og en p -verdi lik null i tilfellet for Tyskland. Dette resultatet bekrefter at positiv autokorrelasjon definitivt er til stede i modellen. Jeg henviser til testresultatet i Tabell 12 i appendikset.

Et annet potensielt problem er at restleddet ikke er homoskedastisk. Dette fører til at standardfeilene til koeffisientestimaterne, t -tester og F -tester blir ugyldige. Figur 26 i appendikset viser plottet av residualen mot tiden. Denne gir en indikasjon på om variansen er konstant over tid. Breusch & Pagan (1979) utviklet en test for å undersøke eventuell heteroskedastisitet. Regresjonen fra Tyskland viser en LM-statistikk på 25,95, og vi kan da forkaste nullhypotesen om ingen heteroskedastisitet. Se Tabell 13 i appendiks for øvrige land. Generelt tillegges ikke heteroskedastisitet så mye vekt i tidsserieanalyse, siden problemet med autokorrelasjon gir mer alvorlige utslag på resultatene.

Siden det er oppdaget både autokorrelasjon og heteroskedastisitet i modellen, er det naturlig å bruke en Newey-regresjon⁵⁶, jfr. delkapittel 5.5. Resultatene er rapportert Tabell 6. Tabellen viser de estimerte α - og β -koeffisientene, samt deres standardavvik, t -verdien til

⁵⁶ Analysen er gjort under antakelse om det kun er brudd på MKM-forutsetningene om at restleddet er homoskedastisk fordelt og ukorrelert over tid. Dette blir korrigert for ved Newey-regresjonen. Det antas at de resterende MKM-forutsetningene er oppfylt (se Woodridge s.345-351).

β -koeffisientene⁵⁷ og sannsynligheten for at β -koeffisienten er lik null (gitt ved p -verdien). Valget av antall tidsforskjøvne variable det er korrigert for er basert på observert autokorrelasjon i restleddet fra den enkle MKM-regresjonen.

Sammenhengen mellom Norge og ...	Lags	Regr.parameter	St.avvik	t-verdi	$p > t $	
Storbritannia	3	β	0.0866	(0.0491)	1.76	0.08
		α	0.006	(0.0044)		
Tyskland	9	β	0.13667	(0.09055)	1.51	0.133
		α	0.0067	(0.0068)		
Frankrike	3	β	0.04045	(0.05288)	0.76	0.446
		α	0.00432	(0.003)		
Danmark	5	β	0.1405	(0.0987)	1.42	0.157
		α	-0.0166	(0.0059)		
Sverige	3	β	0.1125	(0.060)	1.86	0.065
		α	-0.0015	(0.0036)		
USA	4	β	-0.0309	(0.0381)	-0.79	0.430
		α	0.002	(0.005)		
Canada	4	β	0.0020	(0.0284)	0.07	0.943
		α	-0.0047	(0.0032)		
Australia	3	β	-0.0135	(0.0321)	-0.42	0.674
		α	-0.001	(0.0035)		

Tabell 6: Resultat av Newey West-regresjon. Statisk modell.

Tabell 6 viser at β -koeffisientene er relativt lave. Den laveste verdien er -0,0309 (for USA) og den høyeste er 0,1405 (for Danmark). Med unntak av USA og Australia, har alle landene positive β -koeffisienter. Det er i tråd med teorien som sier at det skal være positiv sammenheng mellom realrentedifferansen og reell depresieringsrate. De lave β -koeffisientene reflekterer at en endring i utviklingen i realvalutakursen vil ha liten påvirkning på realrentedifferansen. α -estimatene er tilnærmet lik null for alle landparene. Dette er ikke overraskende med tanke på at både realrentedifferansene og den reelle depresieringsraten fluktuerer rundt et gjennomsnitt på null.

Store standardfeil og lave t -verdier indikerer at estimatene er svært usikre. Tommelfingerregelen er at en t -verdi over 2 gir signifikante koeffisienter. Newey-regresjonen forteller dermed at den reelle depresieringsraten ikke har signifikant forklaringskraft på realrente-

⁵⁷ t -verdiene er basert på Newey-West standardfeil. Disse er korrigert for autokorrelasjon og heteroskedastisitet. t -verdien forteller om regresjonskoeffisientene er signifikant forskjellig fra null.

differansen. Dette ser man også fra p -verdien, i og med at ingen av p -verdiene er mindre enn 0,05, som gir et signifikansnivå på 5 prosent. Knytter man disse resultatene opp mot teorien om realrentelikheter, er det ikke overraskende at påvirkningskraften til den reelle depresieringsraten er såpass lav, ettersom ADF- og DF-GLS-testene bekreftet at realrentedifferansen på lang sikt er lik null.

Bruk av Newey West-korrigerede standardavvik kan ofte føre til mindre presise estimater i regresjoner, særlig ettersom jeg fant stor grad av autokorrelasjon i MKM-modellen. Tatt i betraktning at det er sterk grad av autokorrelasjon, er det grunn til å tro at presisjonen til estimatene kan bli redusert, til tross for at standardavvikene blir konsistente. Som en avsluttende kommentar til denne delen av analysen vil jeg påpeke at dersom modellen er feilspesifisert, for eksempel ved at det enten er utelatte relevante variabler, eller at de allerede inkluderte variablene burde inngått som tidsforskjøvne verdier av seg selv, vil koeffisientene ikke lenger være forventningsrette.

6.4.2. Dynamisk modell

Jeg vil nå utvide til en dynamisk modell, ettersom det er realistisk å anta visse tregheter i systemet. Det betyr at realrentedifferansen i dag kan være påvirket av realrentedifferansen i tidligere perioder og at utviklingen i realvalutakursen kan ha en tidsforsinket effekt. Siden jeg allerede har trukket slutninger om at den reelle depresieringsraten til valutakursen ikke har signifikant påvirkningskraft på realrentedifferansen, er det spesielt interessant å undersøke om tidligere verdier av realrentedifferansen påvirker realrentedifferansen i dag.

En vanlig fremgangsmåte for å bestemme hvor mange tidsforskjøvne variabler som bør legges til, er å starte med et antall som virker rimelig. Videre brukes en tommelfingerregel om at man reduserer til den siste tidsforskjøvne variabelen er signifikant. Dette impliserer at forrige periodes realrentedifferanse i bør inkluderes, mens ingen tidligere verdier av realvalutakursen. Modellen er som følger:

$$(r^{NOR} - r^j)_t = \alpha + \delta(r^{NOR} - r^j)_{t-1} + \beta (E_t q_{j,t+4}^{NOK} - q_{j,t}^{NOK}) + u_t \quad (6.2)$$

Resultatet fra MKM-regresjonen av uttrykk (6.2) er presentert i Tabell 7:

Land		Regr.parameter	St.avvik	<i>t</i> -verdi	$p > t $
Storbritannia	δ	0.83788	(0.0463)	18.08	0.000
	β	0.00688	(0.0177)	0.39	0.698
Tyskland	δ	0.926	(0.0294)	31.56	0.000
	β	0.0247	(0.0154)	1.61	0.109
Frankrike	δ	0.8313	(0.0452)	18.40	0.000
	β	0.01	(0.0156)	0.63	0.526
Danmark	δ	0.8704	(0.0396)	21.96	0.000
	β	0.0321	(0.0241)	1.33	0.186
Sverige	δ	0.8471	(0.0461)	18.39	0.000
	β	0.0006	(0.0188)	0.03	0.974
USA	δ	0.9078	(0.0330)	27.48	0.000
	β	-0.0163	(0.0095)	-1.71	0.090
Canada	δ	0.8531	(0.0430)	19.83	0.000
	β	-0.0067	(0.0088)	-0.75	0.453
Australia	δ	0.8381	(0.0462)	18.14	0.000
	β	0.0152	(0.0117)	1.30	0.196

Tabell 7: Resultat av dynamisk modell.

Tabell 7 viser at verdien på δ -koeffisienten, som er koeffisienten til realrentedifferansen i forrige periode, er relativt nær 1 for alle land, og varierer mellom 0,8313 og 0,926. Dette reflekterer at en endring i realrentedifferansen i dag vil påvirke realrentedifferansen i neste periode. Vi ser også at *t*-verdiene til δ -koeffisientene er svært høye og *p*-verdien er null for alle landpar. Dette impliserer at den tidsforskjøvne realrentedifferansevariabelen er signifikant ulik null med minst 99 prosent sannsynlighet. Det virker dermed relevant å inkludere forrige periodes realrentedifferanse som forklaringsvariabel.

Høy δ -koeffisient indikerer at mean reversion-prosessen er treg. Det betyr at realrentedifferansen vil justere seg sakte tilbake til nullgjennomsnittet etter et avvik. δ -koeffisienten i den dynamiske modellen kan sammenlignes med ρ i uttrykk (5.6) i kapittel 5. Som forklart i kapittel 5, er en prosess der $\rho = 1$ en random walk, altså en ikke stasjonær prosess. Siden vi fant at realrentedifferansen er stasjonær, er det dermed ikke uventet at $\delta < 1$ i den dynamiske modellen. Størrelsen på δ kan nå tolkes som et mål på justeringshastigheten. Jo høyere δ , desto nærmere er modellen en random walk. Siden δ er relativt nær 1 for alle landene, er justeringshastigheten lav, noe som betyr at det tar lang tid før realrentedifferansen vender

tilbake til nullgjennomsnittet etter et avvik. Den grafiske illustrasjonen av realrente-differansene (Figur 6 – 13) i kapittel 6.1 viste at avvikene fra null til tider er langvarige, noe som underbygger resultatet fra den dynamiske modellen.

Når det gjelder den reelle depresieringsraten, ser vi samme tendens som i den statiske modellen. Depresieringsraten kan fortsatt ikke sies å ha signifikant forklaringskraft på realrentedifferansen ettersom t -verdiene fortsatt er svært lave.

Som nevnt i kapittel 5.5. er det en svakhet ved Newey-regresjonen at mye av informasjonen forsvinner ut i restleddet når det er stor grad av autokorrelasjon i modellen. Ved å inkludere realrentedifferansen i forrige periode blir noe av denne informasjonen hentet frem. Autokorrelasjonen reduseres siden en relevant variabel inkluderes i modellen. En Breuch Godfrey-test på residualene fra den dynamiske modellen viser at LM-statistikken er betydelig lavere enn i den statiske modellen. Jeg henviser her til Tabell 14 i appendikset for testresultat. Autokorrelasjonen blir ikke fullstendig eliminert, men modellen er betraktelig forbedret ettersom LM-statistikken for Tyskland er redusert fra 135,452 til 9,561. Residualen plottet mot residualen i forrige periode i Figur 27 i appendikset viser nå at det ikke lenger er en klar lineær sammenheng mellom disse.

Hensikten med denne delen av analysen er hovedsakelig å undersøke om den reelle depresieringsraten til valutakursen har forklaringskraft på kortsiktige avvik fra realrentelighet mellom land. Konklusjonen om at den reelle depresieringsraten ikke signifikant påvirker realrentedifferansen, er ikke uventet ettersom jeg bekreftet at realrentedifferansene følger en stasjonær prosess når vi ser på hele tidsperioden. Ifølge teorien er det grunn til å tro at den reelle depresieringsraten til valutakursen er tilnærmet null når realrentedifferansen er stasjonær, noe som impliserer at det ikke nødvendigvis er en signifikant sammenheng mellom de to variablene. For å forbedre forklaringskraften til modellen, ble realrentedifferansen i forrige periode inkludert. Denne viste seg å være ulik null med stor sannsynlighet, og er dermed relevant å inkludere som forklaringsvariabel. Ettersom verdien på koeffisienten til realrentedifferansen i forrige periode er nær 1, kan vi trekke slutninger om at justerings-hastigheten tilbake til den langsiktige likevekten etter et avvik er lav. Konklusjonen fra den

dynamiske modellen er dermed at dagens realrentedifferanse er beste prediksjon på morgendagens realrentedifferanse.

7. Oppsummering og avsluttende diskusjon

De økonometriske undersøkelsene jeg har utført i denne oppgaven støtter opp under hypotesen om realrenteparitet. Med Norge som basisland viser både den utvidede Dickey Fuller-testen og den mer robuste DF-GLS-testen at realrentedifferansene mot de respektive landene følger en stasjonær prosess rundt et gjennomsnitt på null over perioden fra 1972 til 2009. Dette resultatet er i tråd med hva Obstfeld & Taylor fant. De kortere delperiodene viser derimot ikke like konsekvente resultater. Med tanke på den økonomiske utviklingen med økt internasjonal integrasjon i løpet av de siste tiårene, er det overraskende at testen indikerer sterkest bevis for realrentelikheter i den første delperioden. Den grafiske inspeksjonen i kapittel 6.1 viste klart at realrentedifferansene var langt mer volatile og hadde større avvik fra gjennomsnittet i perioden 1972-1989 enn i perioden 1990-2009. Det at DF-GLS testen ikke i like stor grad klarer å forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonaritet i den siste delperioden, kan knyttes opp mot at variansen i seriene ikke er konstant over tid.

Til tross for at enhetsrottestene gir mindre signifikante resultater for realrenteparitet i den siste delperioden, tør jeg å påstå at den økonomiske integrasjonen har blitt sterkere over tid. Dette kan jeg si med bakgrunn i den grafiske illustrasjonen som viser at de gjennomsnittlige avvikene fra null har blitt vesentlig redusert, noe som tyder på sterkere grad av kapitalmobilitet og integrasjon. Kapitalflyt over landegrensene bidrar til å jevne ut forskjeller mellom land slik at realrentedifferansene ikke lenger beveger seg like langt unna null som tidligere.

Videre argumenterte jeg for at en konstruksjon av forventet inflasjonsrate over de neste ti årene, slik at inflasjonsforventningen skal være sammenfattende med løpetiden på statsobligasjonen, er lite realistisk i praksis. Jeg tror at individer har vanskelig for å danne forventninger over så store tidsintervaller. I dag er det grunn til å tro at en aktør sin forventning til inflasjonen om ti år er størrelsen på inflasjonsmålet. Denne troen er bygget på at myndighetene styrer økonomien etter et inflasjonsmål, og legger til grunn at politikken er troverdig. Det at myndighetene frem til 2001 hadde som mål å holde stabil valutakurs fremfor lav og stabil inflasjon, gjør at et slikt fast nivå på inflasjonen ikke hadde vært troverdig gjennom hele undersøkelsesperioden. Mer realistisk er det å anta at aktørene danner en forventning over det neste året. Da jeg sammenlignet resultatene for de to ulike metodene for

forventningsdannelse var det klart sterkere støtte for at den langsiktige gjennomsnittlige realrentedifferansen er lik null dersom vi bruker årlig, framfor tiårig forventet inflasjonsutvikling.

Ettersom jeg finner at realrentedifferansen følger en stasjonær prosess, er det ikke uventet at den reelle depresieringsraten til valutakursen ikke er en signifikant forklaringsfaktor i modellene som er tema i del to av analysen. I den dynamiske modellen konkluderte jeg i stedet med at realrentedifferansen i forrige periode er beste prediksjon på realrentedifferansen i dag. Jeg fant at koeffisienten for realrentedifferansen i forrige periode er nær 1 for alle landparene, noe som indikerer at justeringshastigheten tilbake til det langsiktige nullgjennomsnittet er lav. Den grafiske inspeksjonen i kapittel 6.1 underbygger konklusjonen om en lav justeringshastighet, ettersom avvikene fra null vedvarer i flere perioder i løpet av utvalgsperioden.

Hypotesen om realrenteparitet har, som nevnt tidligere, vært underlagt mye forskning. En tendens er at tidligere undersøkelser ofte finner svakere bevis for at hypotesen gjelder enn hva nyere undersøkelser gjør. Til tross for at tidligere analyser har funnet svært varierende resultater knyttet til kapitalmarkedsintegrasjon, kan jeg med bakgrunn i min analyse konkludere med at hypotesen om realrenteparitet gjelder når Norge brukes som basisland, og sammenlignes med land som er relativt like Norge økonomisk sett.

Hensikten med å modellere sammenhenger er å lage et stilisert bilde av den virkelige verden. Den enkle sammenhengen mellom den reelle depresieringsraten i valutakursen og realrenten er teoretisk korrekt, men tar ikke hensyn til at det kan være flere faktorer som påvirker realrentenivået i de ulike landene. Som jeg forklarte i kapittel 2 er produksjon, befolkningsvekst og eksportvolum eksempler på realøkonomiske faktorer som kan påvirke realrenten. Det kan til en viss grad argumenteres for at disse størrelsene er reflektert i nivået på den nominelle renten og forventningen knyttet til prisstigningen. Likevel kan de realøkonomiske faktorene være en direkte forklaringsvariabel for realrentenivået i ulike land, og dermed også realrentedifferansen. Produktivitets- og befolkningsvekst er størrelser som relativt lett lar seg måle. Et forslag til utvidelse av modellen er å undersøke om disse størrelsene kointegrerer med utviklingen i realrenten, basert på finansielle faktorer, over tid.

Et annet alternativ til videre undersøkelser av kapitalintegrasjon er å bruke realobligasjoner, framfor å konstruere reell avkastning ut fra definisjonen av Fisher-sammenhengen. Ved bruk av realobligasjoner reduseres usikkerheten knyttet til forventning om prisstigningen i fremtiden, ettersom avkastningen til realobligasjonene er bundet til en referanseindeks for inflasjonsutviklingen. En negativ side ved bruk av realobligasjoner er at ikke alle land utsteder slike. Det betyr at markedet for realobligasjoner er relativt lite på verdensbasis. Et annet problem er at realobligasjoner er et relativt nytt produkt, slik at tilgjengelig data for disse er av kortere tidshorisont enn nominelle statsobligasjoner. Ettersom markedet for realobligasjoner bygges ut, kan det være interessant å sammenligne testresultatene fra en analyse av realrentedifferansen basert på realobligasjoner opp mot realrentedifferansen basert på realrenter som er konstruert via Fisher-sammenhengen.

Appendiks

Gjennomsnittlig realrente og BNP-vekst

	1972-2009		1972-1989		1990-2009	
	Realrente	BNP-vekst	Realrente	BNP-vekst	Realrente	BNP-vekst
Norge	3.08 (3.51)	3.27 (2.80)	1.96 (4.33)	3.69 (3.09)	4.12 (2.07)	2.89 (2.46)
Tyskland	3.77 (1.52)	2.22 (2.84)	4.15 (1.71)	2.30 (2.15)	3.43 (1.23)	2.15 (3.37)
Frankrike	3.52 (3.03)	2.30 (1.76)	3.03 (3.93)	2.89 (1.75)	3.99 (1.74)	1.75 (1.59)
Storbritannia	2.49 (4.17)	2.30 (2.31)	1.35 (5.35)	2.47 (2.65)	3.55 (2.20)	2.15 (1.96)
Danmark	4.69 (3.34)	1.77 (2.51)	5.50 (4.10)	1.78 (2.78)	3.95 (2.21)	1.75 (2.24)
Sverige	3.38 (3.40)	2.18 (2.35)	2.02 (3.74)	2.25 (1.93)	4.63 (2.48)	2.13 (2.70)
USA	2.85 (3.28)	2.94 (2.36)	2.72 (4.48)	3.31 (2.74)	2.98 (1.50)	2.60 (1.89)
Canada	3.55 (3.01)	2.97 (2.31)	2.90 (3.72)	3.60 (2.34)	4.14 (2.01)	2.39 (2.13)
Australia	3.18 (4.21)	3.18 (1.99)	1.73 (5.00)	3.14 (2.37)	4.52 (2.72)	3.22 (1.58)

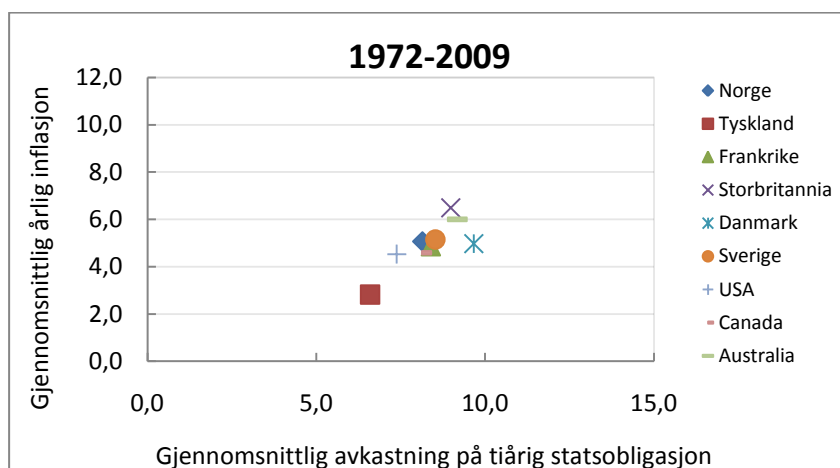
Tabell 8: Gjennomsnittlig realrente og BNP-vekst i perioden 1972-2009. Standardavvik i parentes.

Korrelasjonsmatrise

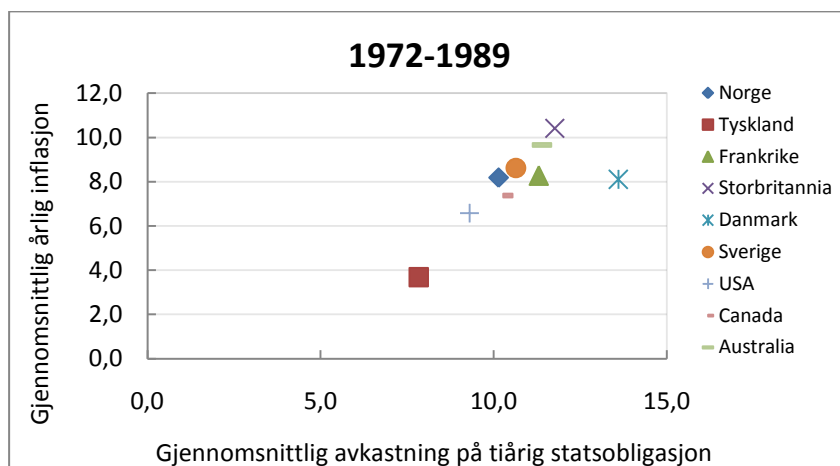
	5-årig (IFS)	10-årig (OECD)
5-årig (IFS)	1	
10-årig (OECD)	0.9938	1

Tabell 9: Korrelasjonskoeffisient mellom nominell avkastning på 5-årig og 10-årig statsobligasjon i Norge i perioden 1985Q1-2009Q3.

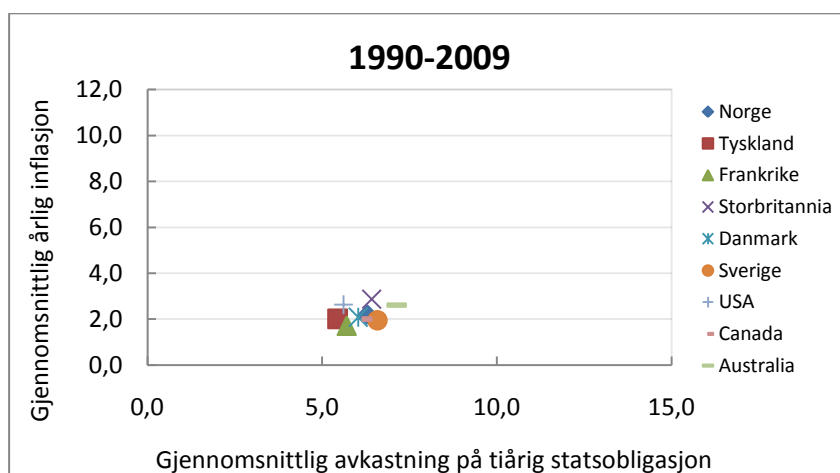
Gjennomsnittlig årlig avkastning og gjennomsnittlig årlig inflasjon



Figur 14: Gjennomsnittlig årlig nominell avkastning og gjennomsnittlig årlig inflasjon. 1972-2009.

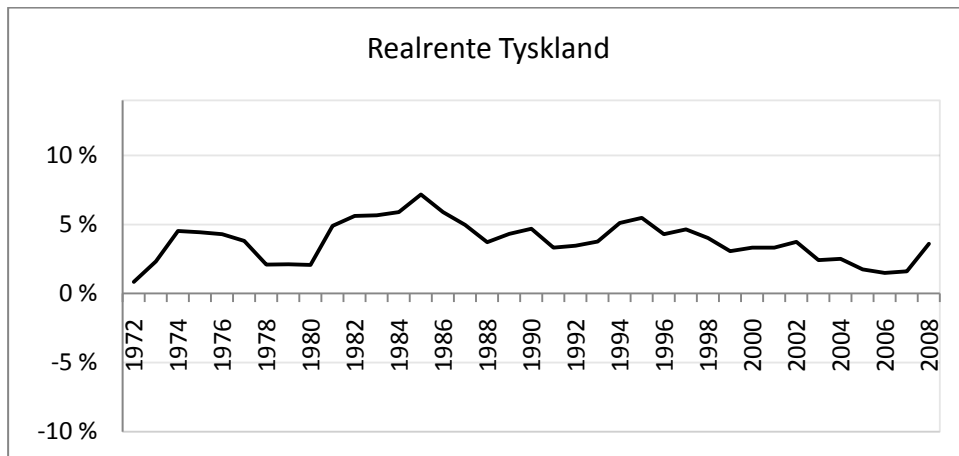


Figur 15: Gjennomsnittlig årlig nominell avkastning og gjennomsnittlig årlig inflasjon. 1972-1989.

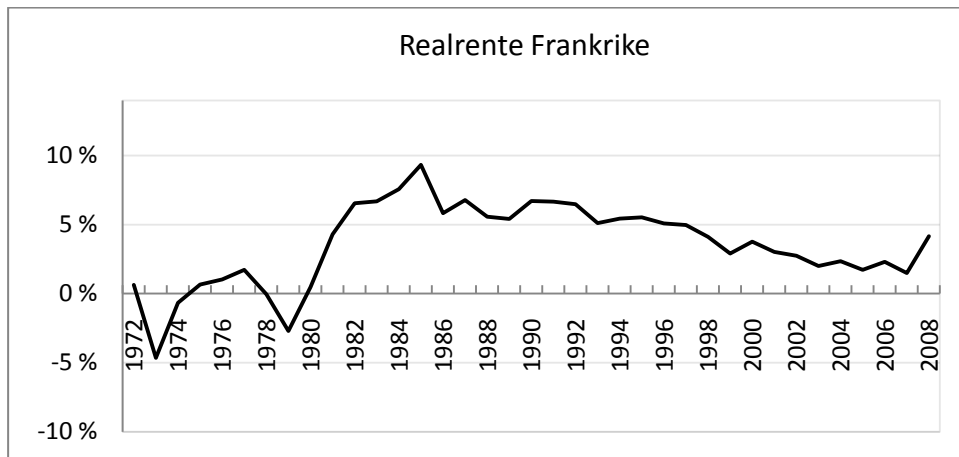


Figur 16: Gjennomsnittlig årlig nominell avkastning og gjennomsnittlig årlig inflasjon. 1990-2009.

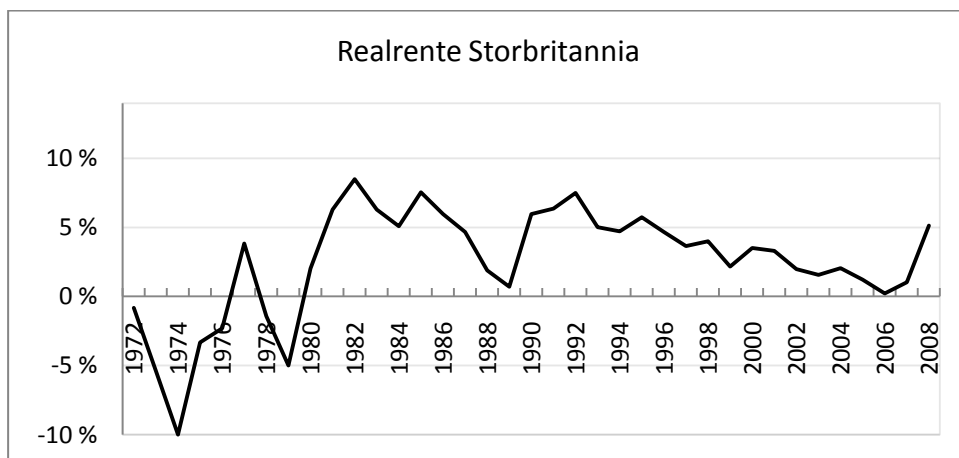
Utviklingen i realrentene



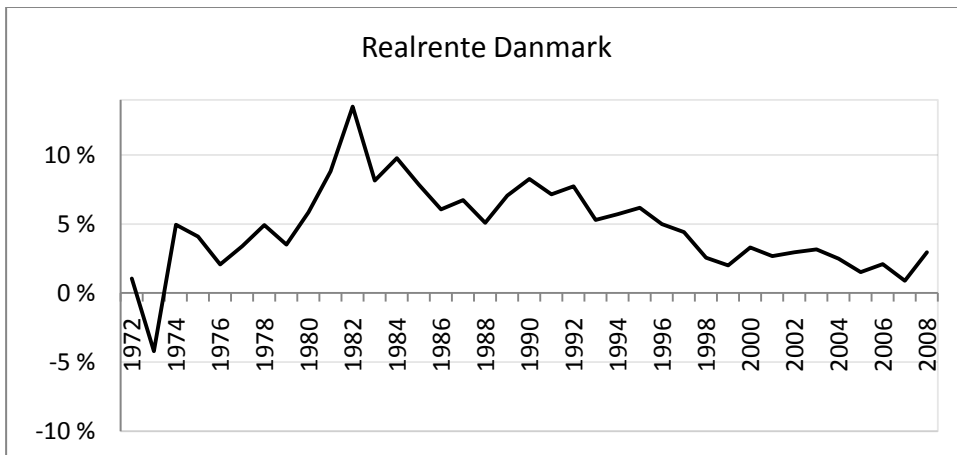
Figur 17: Realrente Tyskland. 1972-2009



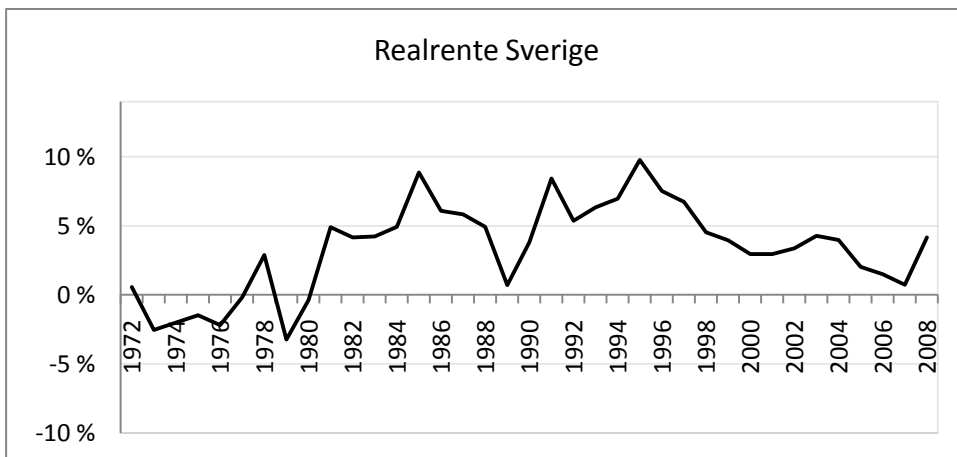
Figur 18: Realrente Frankrike. 1972-2009



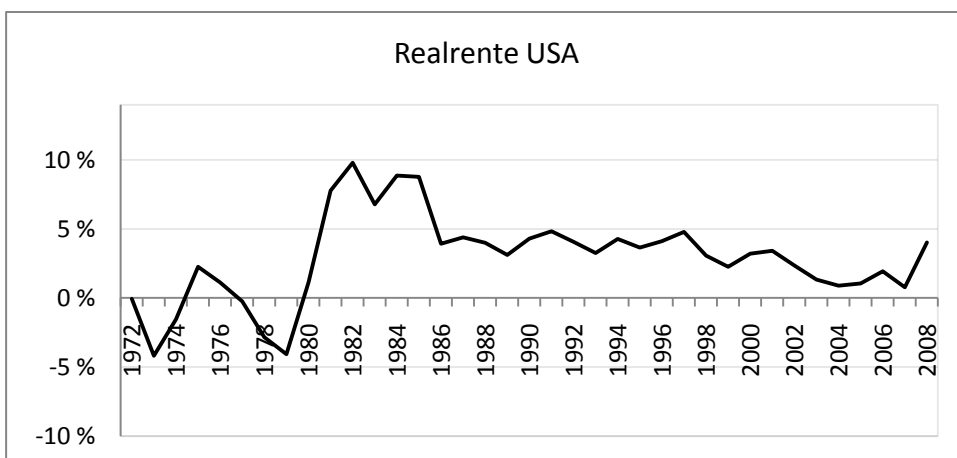
Figur 19: Realrente Storbritannia. 1972-2009



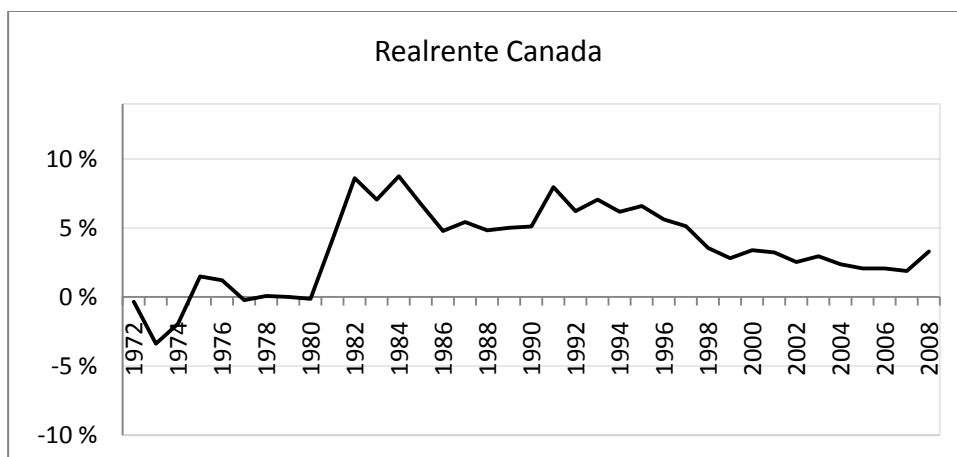
Figur 20: Realrente Danmark. 1972-2009



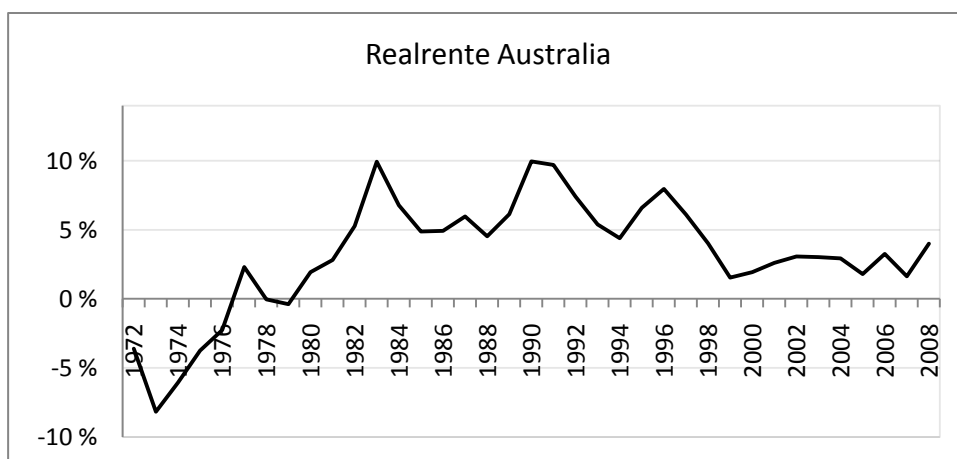
Figur 21: Realrente Sverige. 1972-2009



Figur 22: Realrente USA. 1972-2009



Figur 23: Realrente Canada. 1972-2009



Figur 24: Realrente Australia. 1972-2009

Deskriptiv statistikk: Reell depresieringsrate

Reell dep.rate	Antall obs.	Gj.snitt	Std.avvik	Min	Maks
Tyskland	150	-0.0021101	0.0618032	-0.1682783	0.1531286
Frankrike	150	-0.0030498	0.0602958	-0.1489261	0.161
Storbritannia	150	-0.0021513	0.0823011	-0.1985104	0.2077745
Danmark	150	0.0032905	0.0558081	-0.1187583	0.151318
Sverige	150	-0.0132277	0.0589832	-0.1571083	0.146982
USA	150	-0.0075878	0.1032393	-0.2730888	0.2330188
Canada	150	-0.0089248	0.0960145	-0.2982178	0.1785032
Australia	150	-0.0020035	0.0968869	-0.3163881	0.2669584

Tabell 10: Deskriptiv statistikk for reell depresieringsrate.

Utvidet Dickey Fuller test: Realrentedifferanse – Alternativ analyse.

Realrentedifferanse						
Land	Lags	Tidshorisont		ADF m/konstant	ADF u/konstant	DF-GLS
Tyskland	3	1972.Q1	2000.Q2	-1.937	-1.996**	-1.024
Frankrike	4	1972.Q1	2000.Q2	-1.848	-1.775*	-1.849*
Storbritannia	3	1972.Q1	2000.Q2	-1.749	-1.745*	-1.274
Danmark	4	1972.Q1	2000.Q2	-1.018	-1.094	-1.039
Sverige	3	1972.Q1	2000.Q2	-2.326	-2.273**	-2.341**
USA	3	1972.Q1	2000.Q2	-1.965	-1.953**	-1.917*
Canada	3	1972.Q1	2000.Q2	-2.178	-2.095**	-2.191**
Australia	3	1972.Q1	2000.Q2	-3.698***	-3.175***	-1.746*

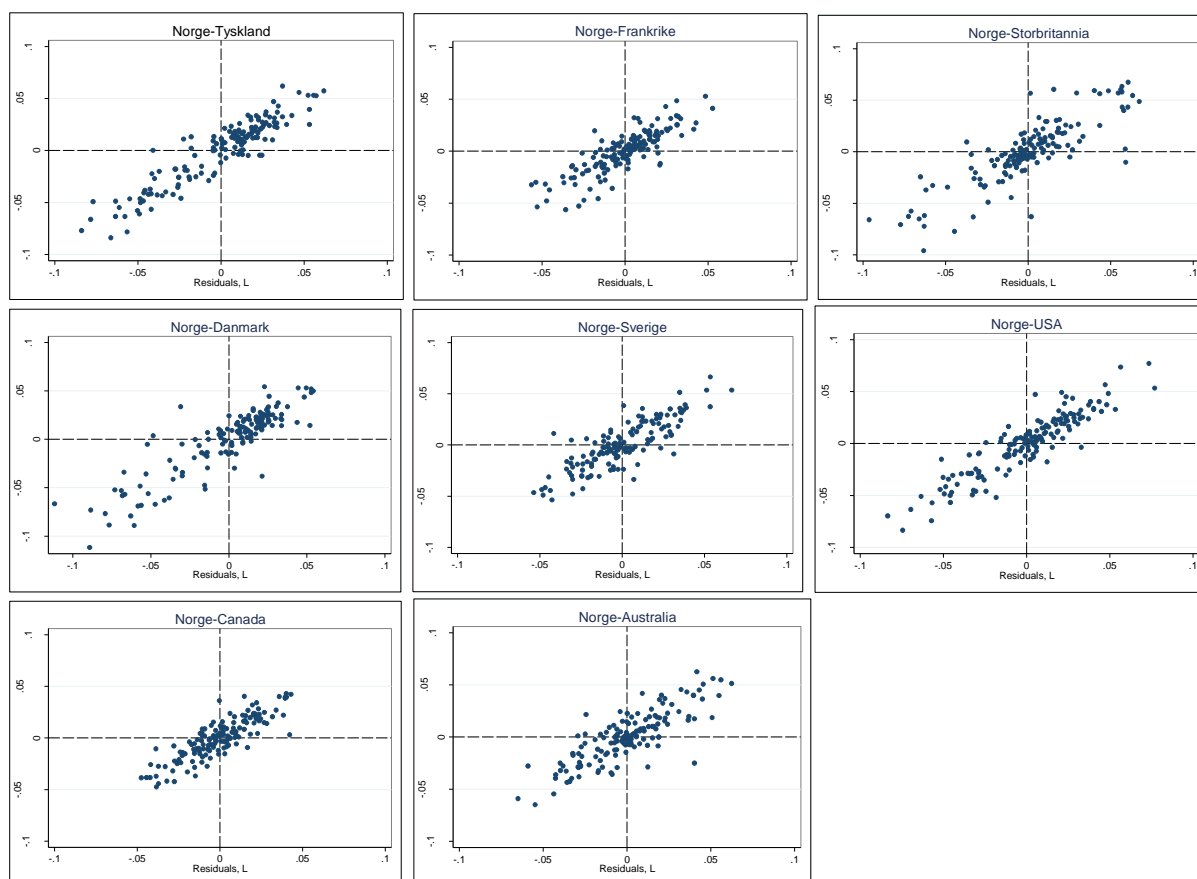
Tabell 11: Resultat av ADF- og DF-GLS-test. Alternativ analyse.

Autokorrelasjon – Del 1: Statisk modell

Breusch Godfrey-test			
Land	Lags	χ^2	$P > \chi^2$
Storbritannia	3	110.099	0.000
Tyskland	9	135.452	0.000
Frankrike	3	110.461	0.000
Danmark	5	122.934	0.000
Sverige	3	105.915	0.000
USA	4	126.995	0.000
Canada	4	111.217	0.000
Australia	3	105.692	0.000

H_0 : Ingen autokorrelasjon

Tabell 12: Testresultat fra Breusch Godfrey test for autokorrelasjon. Statisk modell.



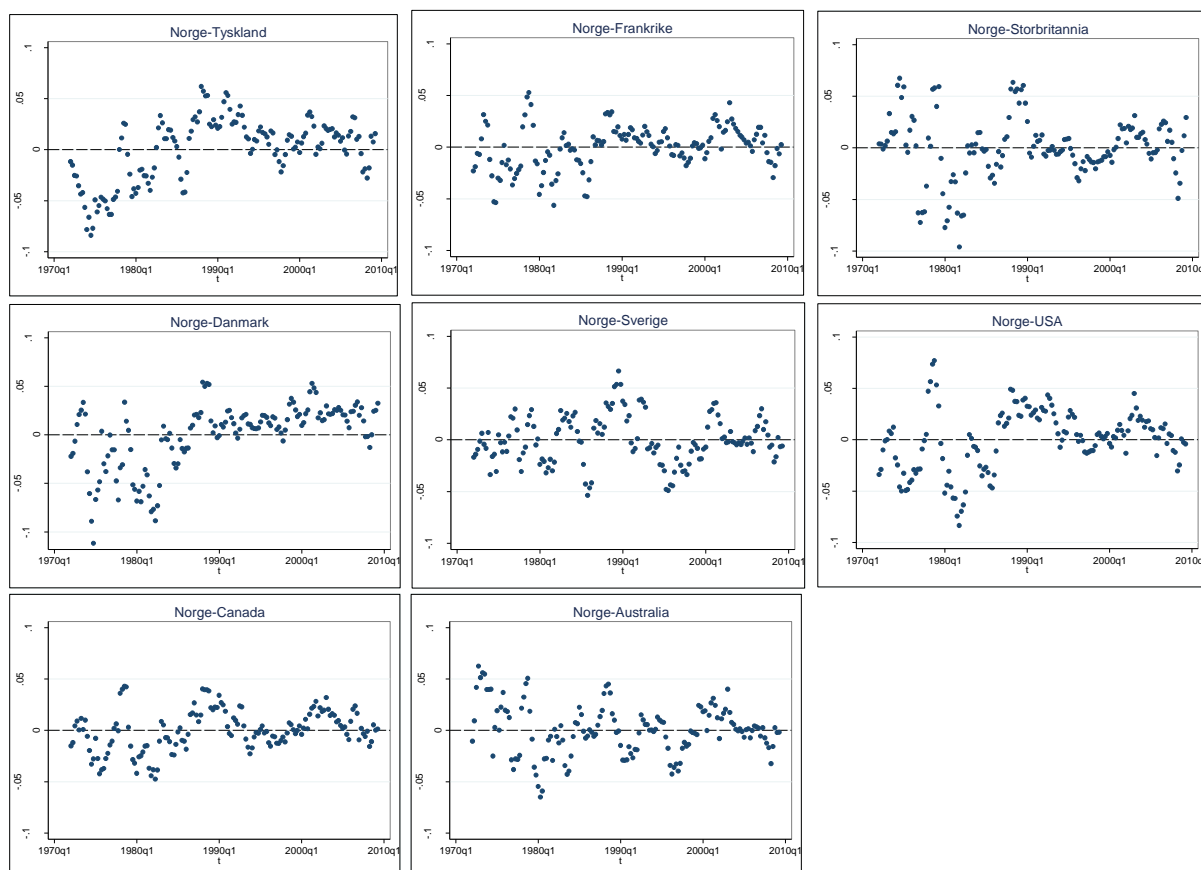
Figur 25: Plott av residualen mot residualen i forrige periode fra en enkel regresjon.

Heteroskedastisitet

Breusch Pagan-test		
Land	χ^2	$P > \chi^2$
Storbritannia	7.07	0.0079
Tyskland	25.95	0.000
Frankrike	8.17	0.000
Danmark	85.22	0.000
Sverige	1.61	0.2042
USA	6.70	0.0097
Canada	0.32	0.5713
Australia	0.46	0.4981

H_0 : Ingen heteroskedastisitet

Tabell 13: Testresultat fra Breusch Pagan test for heteroskedastisitet.



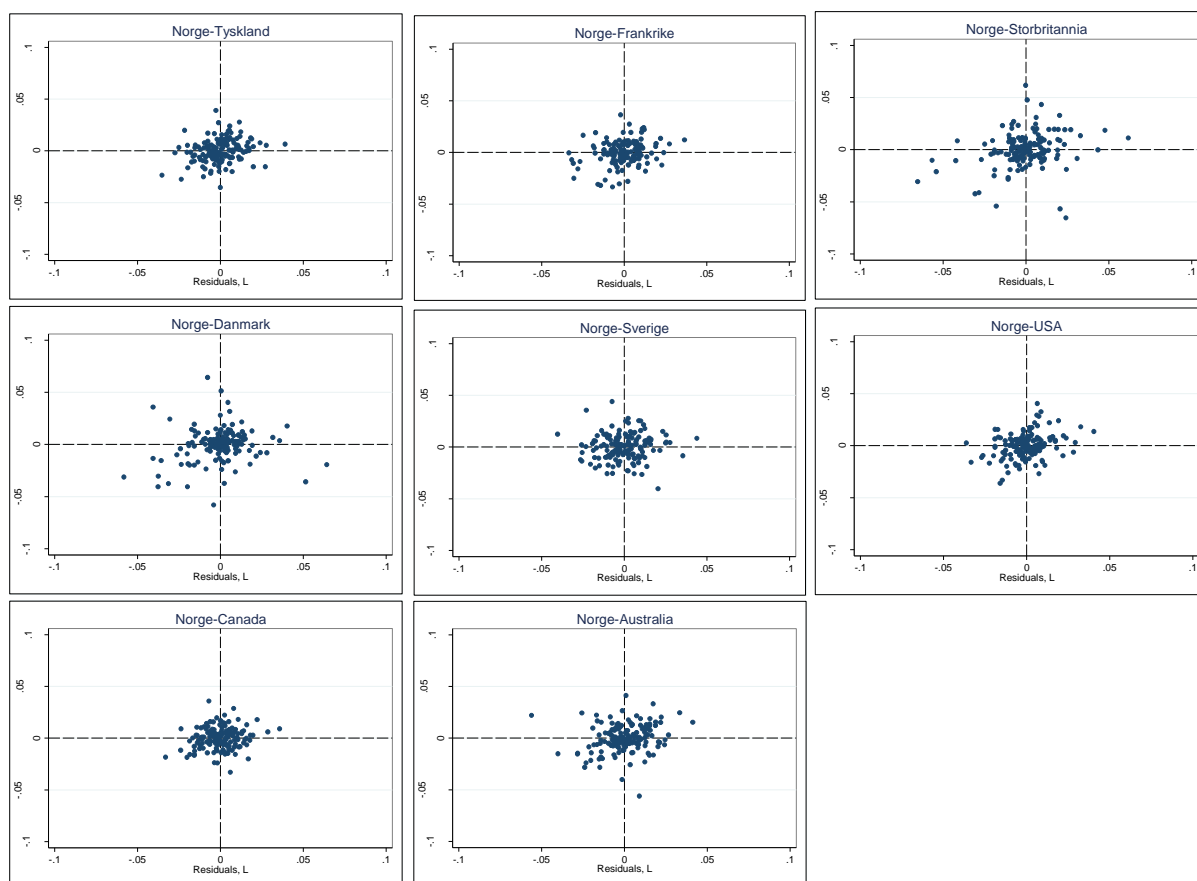
Figur 26: Plott av residualen mot tiden fra en enkel regresjon.

Autokorrelasjon – Del 2: Dynamisk modell

Breusch Godfrey-test			
Land	Lag	χ^2	$P > \chi^2$
Storbritannia	1	13.06	0.003
Tyskland	1	9.561	0.002
Frankrike	1	13.365	0.0003
Danmark	1	3.578	0.0586
Sverige	1	0.755	0.3849
USA	1	16.342	0.0001
Canada	1	6.123	0.0133
Australia	1	8.086	0.0045

H_0 : Ingen autokorrelasjon

Tabell 14: Testresultat fra Breusch Godfrey test for autokorrelasjon. Dynamisk modell.



Figur 27: Plott av residualen mot residualen i forrige periode fra en dynamisk regresjon.

Bibliografi

Akram, F. (2006). PPP in the medium run: The case of Norway. *Journal of Macroeconomics*, Vol. 28, Issue 4: p.700-719.

Alexius, A. (2001). Uncovered Interest Parity Revisited. *Journal of International Economics*, Vol. 9, Issue 3: p.505-517.

Arghyrou, M. G., Gregoriou, A. & Kantonikas, A. (2009). Do Real Interest Rates Converge? Evidence from the European Union. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol. 19, Issue 3: p.447-460.

Baum, C. F. (2001). Stata: The language of choice for time series analysis? *The Stata Journal*, Vol. 1, No 1: p.1-16.

Bernhardsen, T. (1998). Interest Rate Differentials, Capital Mobility and Devaluation Expectations: Evidence From European Countries. *Norges Banks Skriftserie*, No 27: p.67-92.

Bernhardsen, T. & Gerdrup, K. (2006). Den nøytrale realrenten. *Penger og Kreditt*, Nr. 4/2006: p.208-220.

Breusch, T. S. & Pagan, A. R. (1979). A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, Vol. 47, No 5: p.1287-1294.

Brooks, C. (2002). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge: Cambridge University Press.

Browning, E. S. (2007, Oktober 16). *The Wall Street Journal*. The Wall Street Journal: Exorcising Ghosts of Octobers Past:
http://online.wsj.com/article/SB119239926667758592.html?mod=mkts_main_news_hs_h#articleTabs%3Darticle (lest 20/5 2011)

Chinn, M. D. & Frankel, J. A. (1995). Who drives real interest rates around the Pacific Rim: The USA or Japan? *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, No 6: p.801-821.

Chinn, M. D. & Meredith, G. (2004). Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity. *IMF Staff Paper*, Vol. 51, No 3: p.409-430.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of American Statistical Association*, Vol. 74, No 366: p.427-431.

Dornbusch, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *The Journal of Political Economy*, Vol.84, No 6: p.1161-1176.

Eika, T. & Magnussen, K. A. (1997). Virkninger av den høye oljeprisen i 1979-85. *SSB - Økonomiske analyser*, 16.Årgang 8/97, p.22-30.

Elliott, G., Rothenberg, T. J. & Stock, J. H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, Vol. 64, No 4: p.813-836.

Engle, R. F. & Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *The Econometric Society*, Vol. 55, No 2: p.251-276.

- Finansdepartementet. Fordelingsutvalget. (2009). *Norges offentlige utredninger (NOU). 2009:10*, Oslo: Finansdepartementet.
- Fisher, I. (1907). *The Rate of Interest: Its Nature, Determination and Relation to Economic Phenomena*. New York: The Macmillian Company.
- Fisher, I. (1977). *The Theory of Interest*. Pennsylvania: The Macmillian Company.
- Frankel, J. A. (1979). On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials. *The American Economic Review*, Vol. 69, No 4: p.610-622.
- Froot, K. A. & Thaler, R. H. (1990). Anomalies: Foreign Exchange. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4, No 3: p.179-192.
- Gagnon, J. E. & Unferth, M. D. (1995). Is there a world real interest rate? *Journal of International Money and Finance*, Vol. 14, No 6: p.845-855.
- Hammerstrøm, G. & Lønning, I. (2000). Kan vi tallfesten den nøytrale renten? *Penger & Kreditt*. Nr.2/2000: p.115-124.
- Hamori, S. & Tokihisa, A. (1997). Testing for a unit root in the presence of a variance shift. *Economics Letters*, Vol. 57, Issue 3: p.245-253.
- Haug, A. A., Beyer, A. & Dewald, W. (2011). Structural Breaks and the Fisher Effect. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, Vol. 11, Issue 1, Article 9.
- Hodne, F. & Grytten, O. H. (2002). *Norsk økonomi i det tyvende århundre*. Bergen: Fagbokforlaget Vigmostad & Bjørke AS.
- Hooper, P. & Morton, J. (1982). Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 1: p.39-56.
- International Monetary Fund (IMF). (2010). *International Financial Statistics (IFS)*. CD-ROM. Washington, USA.
- Kenwood, A. G. & Lougheed, A. L. (1999). *The growth of the international economy 1820-2000*. London: Routledge.
- Kloster, A. (2000). Beregning og tolkning av renteforventninger. *Penger og Kreditt*, Nr. 1/2000: p.29-36.
- Krugman, P. R. & Obstfeld, M. (2009). *International Economics. Theory & Policy*. Boston: Pearson Addison Wesley.
- Levich, R. M. (2001). *International Financial Markets: Prices and Policies*. New York: McGraw-Hill.
- MacDonald, R. & Nagayasu, J. (2000). A Long-Run Relationship between Real Exchange Rates and Real Interest Rate Differentials: A Panel Study. *IMF Staff Papers*, Vol. 47. No 1: p.116-128.
- McCallum, B. T. (1994). A reconsideration of the uncovered interest parity relationship. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 33, Issue 1: p.105-132.

- Meese, R., & Rogoff, K. (1988). Was it Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation Over the Modern Floating-Rate Period. *The Journal of Finance*, Vol. 43, No 4: p.933-948.
- Monadjemi, M. S. (1997). International Interest Rate Linkages: Evidence from OECD Countries. *International Review of Financial Analysis*, Vol. 6, No 3: p.229-240.
- Newey, W. K. & West, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometric*, Vol. 55, No 3: p.703-708.
- Newman, P., Milgate, M. & Eatwell, J. (1992). The New Palgrave Dictionary of Money & Finance. I J. F. Boschen, *Real interest rates* (p.305-307). London: The Macmillian Press Limited.
- Norges Bank. (2011a). *Norges Bank*. Prisstabilitet. Rentemøter. Oversikt over rentemøter og endringer i styringsrenten: <http://www.norges-bank.no/no/prisstabilitet/rentemoter/styringsrenten/styringsrenten-oversikt-over-rentemoter-og-endringer-i-styringsrenten/> (lest 20/5 2011)
- Norges Bank. (2011b). *Norges Bank*. Prisstabilitet. Rentestatistikk. Årsgjennomsnitt: <http://www.norges-bank.no/no/prisstabilitet/rentestatistikk/statsobligasjoner-rente-arsgjennomsnitt-av-daglige-noteringer/> (lest 29/5 2011)
- Norges Bank. (2007). *Norges Bank: Norges Banks Historie*. <http://www.norges-bank.no/no/om/historie/noregs-banks-historie/> (lest 20/5 2011)
- Norges Bank. (2004). Norske finansmarkeder - pengepolitikk og finansiell stabilitet. Kapittel 7. Prisstabilitet. *Norges Banks skriftserie nr. 34*.
- Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1999). *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Obstfeld, M. & Taylor, A. M. (2004). *Global Capital Markets. Integration, Crisis and Growth*. New York, United States of America: Cambridge University Press.
- Organisation for Economic Co-Operation and Development (OECD). (2010). *OECD.StatExtracts*. Financial Indicators (MEI): <http://stats.oecd.org/Index.aspx> (lest 5/11 2010)
- Pedroni, P. L. (1997). Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with An Application to the PPP Hypothesis. *Department of Economics, Indiana University*. Working Paper.
- Ramsey, F. P. (1928). The Mathematical Theory of Saving. *The Economic Journal*, Vol. 38, No 152: p.543-559.
- Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*. Vol.34. No.2. , ss. 647-668.
- Sørensen, P. B. & Whitta-Jacobsen, H. J. (2005). *Introducing Advanced Macroeconomics: Growth & Business Cycles*. Berkshire: McGraw-Hill Education.
- StataCorp. (2009). *Stata: Release 11. Statistical Software*. Texas: Stata Press.
- Steigum, E. (2004). *Moderne makroøkonomi*. Oslo: Gyldendal Norsk Forlag AS.

Taylor, M. P., Peel, D. A. & Sarno, L. (2001). Nonlinear Mean-Reversion In Real Exchange Rates: Toward A Solution To The Purchasing Power Parity Puzzles. *International Economic Review*, Vol.42, No 4: p.1015-1042.

Verbeek, M. (2008). *A Guide To Modern Econometrics*. John Wiley & Sons, Ltd.

Wicksell, K. (1907). The Influence of the Rate of Interest on Prices. *The Economic Journal*, Vol. 17: No 66: p.213-220.

Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory Econometrics*. South Western.