



# Realvalutakursen - en ustø kurs?

Johan Berg Fossen

Henrik Sønstebo

Juni 2015

MASTEROPPGAVE I FINANSIELL ØKONOMI

Institutt for samfunnsøkonomi

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet



---

# Forord

Denne oppgaven er et avsluttende krav for mastergraden i finansiell økonomi ved NTNU. Masteroppgaven er i sin helhet et felles arbeid utført av Johan Berg Fossen og Henrik Sønstebø.

Vi ønsker å takke vår eminente veileder Professor Gunnar Bårdsen for konstruktive tilbakemeldinger og rettleddninger.

En takk må også rettes til Michael Bergman og Hans Karlsen for å være behjelpelige med å stille sine upubliserte resultater og artikler tilgjengelige for oss.

Johan Berg Fossen

Henrik Sønstebø

Trondheim, Juni 2015



---

# Sammendrag

Det har vært stor volatilitet i valutakryset EUR/NOK de siste 15 årene. Vi har vært gjennom en finanskriser med en påfølgende europeisk gjeldskrise, og vi har hatt store svingninger i oljeprisen. Dette motiverer oss til å undersøke om grunnpillarene til valutakurser holder vann.

Tidligere studier har fokusert på å teste om kjøpekrafts- og udekket renteparitet holder universelt. Ved å studere hele tidsserien under ett forkaster vi både relativ kjøpekraftsparitet (RKKP) og udekket realrenteparitet (URRP). Derfor bruker vi et regimerammeverk for å teste paritetene regimevis i håp om å finne nye spennende resultater og gi nytt liv til paritetene.

Siden RKKP og URRP er likevektsmodeller skal de holde på lang sikt, men det tillates avvik så lenge realvalutakursen returnerer mot sin langsiktige likevekt. Markov-modellene fanger opp enkelthendelser med avvik fra paritetene og isolerer disse i egne regimer. Vi finner tvetydige resultater på om RKKP holder, mens resultatene indikerer at URRP holder i et regime. Det er interessant at URRP holder i de volatile periodene, mens RKKP muligens holder i de stabile periodene.



---

# Innholdsfortegnelse

<b>Forord</b>	<b>i</b>
<b>Sammendrag</b>	<b>iii</b>
<b>Figurliste</b>	<b>vii</b>
<b>Tabelliste</b>	<b>ix</b>
<b>1 Innledning</b>	<b>1</b>
<b>2 Bakgrunn og litteratur</b>	<b>3</b>
2.1 Kjøpekraftsparitet . . . . .	3
2.2 Udekket renteparitet . . . . .	5
2.3 Olje . . . . .	7
2.4 Problemstilling . . . . .	9
2.5 Tidslinje . . . . .	10
<b>3 Data og metode</b>	<b>11</b>
3.1 Data . . . . .	11
3.1.1 Deskriptiv statistikk . . . . .	11
3.2 Test for stasjonæritet og RKKP . . . . .	14
3.3 Test av udekket realrenteparitet . . . . .	17
3.3.1 Foreløpige resultater . . . . .	19
3.4 Markov regimeskiftmodeller . . . . .	20
3.5 Hypotesetesting av antall regimer . . . . .	22
<b>4 Empirisk analyse</b>	<b>23</b>
4.1 Markov-skiftende Dickey-Fuller test . . . . .	23
4.2 Markov-skiftende ADF-test . . . . .	26
4.3 Lange svingninger i krona . . . . .	29
4.4 Markov-skiftende URRP modell . . . . .	31
4.4.1 Markov-skiftende URRP med oljepris . . . . .	37

---

<b>5 Videre diskusjon</b>	<b>41</b>
<b>6 Konklusjon</b>	<b>43</b>
<b>7 Referanser</b>	<b>45</b>
<b>A Appendiks</b>	<b>49</b>
A.1 ADF-tester . . . . .	49
A.2 Tester av renter og inflasjon . . . . .	50



---

## Figurliste

2.1	Tidslinje . . . . .	10
3.1	Variabler . . . . .	12
3.2	Relativ endring, realvalutakurs og oljepris . . . . .	12
3.3	Relativ endring, realvalutakurs og realrentedifferansen . . . . .	13
3.4	LN(EUR/NOK) med langsiktig likevekt . . . . .	15
3.5	Kvadrerte avvik, URRP ved OLS . . . . .	19
4.1	MS-DF . . . . .	25
4.2	MS-ADF . . . . .	27
4.3	MS-ADF forenklet . . . . .	29
4.4	Lange svingninger i krona? . . . . .	31
4.5	URRP ved MS, 2 regimer . . . . .	33
4.6	URRP ved MS, forenklet modell . . . . .	35
4.7	URRP ved MS, varierende konstantledd og varians . . . . .	36
4.8	URRP ved MS, 2 regimer, inkl. oljepris . . . . .	39



---

# Tabelliste

1.1	Ubetinget sannsynlighet for at KKP holder . . . . .	2
3.1	Variabeloversikt . . . . .	11
3.2	Deskriptiv statistikk, realrenter . . . . .	13
3.3	Korrelasjon for relative endringer i realvalutakurs . . . . .	13
3.4	ADF-test på realvalutakursen . . . . .	16
3.5	Test av URRP ved OLS . . . . .	17
3.6	Testdiagnostikk: URRP ved OLS . . . . .	19
4.1	MS-modell, regimeavhengige variabler . . . . .	23
4.2	Wald-test av MS-DF . . . . .	24
4.3	MS-modell, regimeuavhengig $\phi$ . . . . .	25
4.4	ADF-test - 2 regimer . . . . .	27
4.5	ADF-test - 2 regimer, forenklet . . . . .	28
4.6	MS-modell førstedifferansen . . . . .	30
4.7	MS-modell førstedifferansen, uavhengig varians . . . . .	30
4.8	Test av URRP ved MS . . . . .	32
4.9	Testdiagnostikk: URRP ved MS . . . . .	32
4.10	Wald-test, URRP ved MS . . . . .	33
4.11	Test av URRP ved MS, forenklet . . . . .	34
4.12	Testdiagnostikk: URRP ved MS, forenklet . . . . .	34
4.13	Test av URRP ved MS, modifisert modell . . . . .	35
4.14	Testdiagnostikk: URRP ved MS, modifisert modell . . . . .	36
4.15	Test av modell: URRP ved MS, modifisert modell . . . . .	36
4.16	Test av URRP ved MS, inkl. oljepris . . . . .	38
4.17	Testdiagnostikk: URRP ved MS, inkl. oljepris . . . . .	38
4.18	Wald-test: URRP ved MS, inkl. oljepris . . . . .	39
A.1	ADF-test på relativ endring i realvalutakurs . . . . .	49
A.2	ADF-test på realrentedifferansen . . . . .	49
A.3	ADF-test på relativ endring i oljepris . . . . .	50
A.4	Test av rentelengde, URRP ved OLS . . . . .	50
A.5	Test av inflasjonsdatering, URRP ved OLS . . . . .	50



# 1 Innledning

Valutakurs, som måler prisen i en valuta som andel av en annen, er et av de viktigste temaene i internasjonal finans. Valutamarkedet er verdens største aktivamarked. Per april 2013 ble det omsatt for 6671 milliarder USD daglig (Bank for International Settlements, 2014). Valutakryset EUR/NOK som vi skal studere, omsettes for 23 milliarder dollar daglig. Valutamarkedet er spesielt interessant på grunn av det høye volumet som omsettes, og dette fører til at det er en liten differanse i bid/ask priser. Denne egenskapen gjør at det er det mest friksjonsløse markedet i verden. 1 januar 1999 ble euroen innført som elektronisk betalingsmiddel, og er derfor en relativt ny valuta. Fra 2001 var både den norske krona og euroen flytende valutaer, slik at det har vært, og vil være store bevegelser i valutakursen. Vi ønsker spesielt å studere EUR/NOK fordi euroområdet er Norges største handelspartner. Euroområdet sto for 30-45 % av norsk eksport av tradisjonelle varer i perioden 1980 – 2010 (Benedictow, 2012).

Det har blitt forsket mye på valutakurser, hvordan de kan modelleres og hvor vanskelig det er. Det er mange økonomiske egenskaper ved valutakurser som vanskeliggjør modelleringen. Det er blant annet; de er ikke-stasjonære, de er ikke-lineære, og det er stor ulikhet i hvilke fundamentale data som påvirker kursene.

Grunnpillarene til valutakurser er udekket renteparitet og kjøpekraftsparitet, og det er tvetydige empiriske resultater for begge teoriene. Dette motiverer oss til å gjennomføre en grundig sjekk av Norges viktigste handelsvaluta.

Vårt hovedmål er å teste om realvalutakursen EUR/NOK har egenskapene til udekket renteparitet og kjøpekraftsparitet. Vi bruker en Markov regimeskift tilnærming for å ta hensyn til at det kan være forskjellige effekter i forskjellige regimer. Vi undersøker hypotesene separat med en tidsserie fra euroen ble innført i januar 1999 til september 2014.

Det finnes mange metoder for å teste teoriene, og vi bruker forskjellige metoder for å fastslå om paritetene holder. Ved tester av udekket renteparitet holder vi oss til en modellformulering, modifierer denne og tester for eventuelle effekter av oljepris.

Bergman og Hansson (2005) fant at seks realvalutakurser var stasjonære fra 1973 til 1990, og at de ble bestemt av en stasjonær Markov-skiftende AR(1) modell. Tidligere forskning har ikke like entydige resultater. En grundig gjennomgang utført av Taylor (2002) på realvalutakurser i det 20. århundre konkluderte med at kjøpekraftsparitet (KKP) holder

---

i 10 av 16 land. En tilsvarende test av Lopez et al. (2005) beviste at KKP bare holdt i 9 av 16 land med samme datasett som Taylor (2002), dette viser at det ikke er enighet om hvordan man skal teste KKP, og om hva som faktisk er riktig. Som vi ser i tabell 1.1 er det stor variasjon mellom landene om KKP holder, dette bidrar til å sette spørsmålsteget ved KKP.

Tabell 1.1: Ubetinget sannsynlighet for at KKP holder i det 20. århundre mot USD\*

Land	Sannsynlighet(%)
Australia	92.86
Belgia	7.63
Canada	76.59
Finland	85.86
Tyskland	22.27
Italia	24.86
Norge	22.27
Portugal	23.72
Spania	13.94
Storbritannia	62.36

\* (Kanas, 2006)

En av de første studiene av realvalutakurser er gjort av Mishkin (1984), han dokumenterte at realrentene i en rekke europeiske land var ulike, noe som indikerer at realrentepariteten ikke holder på lang sikt. Meese og Rogoff (1988) fant ikke-signifikante forhold mellom realrentedifferansen og realvalutakurs i post Bretton-Woods perioden. Nyere resultater er funnet av Chung og Crowder (2004), de forkaster udekket realrenteparitet (URRP) og indikerer at det eksisterer en signifikant risikopremie i valutamarkedet. Teorien om at rentedifferansen er eneste prediktor for framtidig endring i valutakursen er “universelt” forkastet (Chinn og Meredith, 2005).

Tidligere studier indikerer at URRP ikke holder, og at valutakurser har ikke-lineære egenskaper. Vi vil derfor undersøke om realvalutakursen EUR/NOK kan modelleres i en regimeavhengig modell for å teste om URRP vil holde i enkeltregimer. Hvis URRP ikke holder i andre regimer kan dette forklares med at det er andre variabler enn realrentedifferansen som påvirker realvalutakursen.

For å oppnå målene med oppgaven ser vi først på teori og annen litteratur i kapittel 2. Data, initielle tester av KKP og URRP samt metode blir presentert i kapittel 3. Vi runder av oppgaven med regimeskiftende tester i kapittel 4, diskusjon og konklusjon følger i kapittel 5 og 6.

## 2 Bakgrunn og litteratur

### 2.1 Kjøpekraftsparitet

Det eksisterer tre ulike kjøpekraftsparitetshypoteser; the law of one price, absolutt og relativ kjøpekraftsparitet. Når kjøpekraftsparitetshypotesen holder vil prisen på like goder være like på tvers av landegrenser målt i samme valuta. Dette betinges av et marked uten transportkostnader og naturlige eller statlige handelsbarrierer. Midlertidige prisforskjeller vil derfor elimineres av markedskreftene over tid. Kjøpekraftspariteten (KKP) har ofte blitt brukt til å måle likevekt i valutakurser, og for å finne ut om en valuta er under- eller overpriset (MacDonald, 2007).

The Law of one Price (LOOP) sier at et gode i et land skal koste det samme i et annet land, målt i samme valuta. Dette kan formuleres slik:

$$P_{i,t} = S_t P_{i,t}^* \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (2.1)$$

Der  $P_{i,t}$  er innenlands pris på vare  $i$  på tidspunkt  $t$ ,  $P_{i,t}^*$  er utenlands pris på vare  $i$  på tidspunkt  $t$ , og  $S_t$  er nominell valutakurs.

Absolutt kjøpekraftsparitet impliserer det samme som LOOP men her sammenligner man flere priser samtidig i stedet for en enkelt pris, dette gir et mer korrekt mål på realvalutakursen. Absolutt KKP kan formuleres slik:

$$P_t = S_t P_t^* \quad (2.2)$$

Der  $P$  og  $P^*$  nå gjenspeiler konsumprisindeksen i henholdsvis hjemland og utland. I likevekt vil ligningen holde, og derfor er realvalutakurs definert som

$$q_t \equiv S_t \frac{P_t^*}{P_t} \quad (2.3)$$

der  $q_t$  er realvalutakurs. Det vil si at realvalutakursen er nominell valutakurs justert for prisforskjeller i de respektive landene.

Prisindeksen i hvert område inneholder et representativt innhold av varer. Siden en vanlig handlekurv i Europa er forskjellig fra Norge vil de inneholde en ulik vekt av varer. Fordi identiske varekurver mellom ulike land ikke eksisterer er det mer fornuftig å se på

endringer i prisindeksen, slik at vi kan sammenligne relative forskjeller. Dette forutsetter at sammensetningen i prisindeksene ikke endres. Endring i valutakursen må derfor utlignes av endring i differansen mellom prisnivå i hjemland og utland. Dette kalles relativ kjøpekraftsparitet (RKKP). Sarno og Taylor (2002) formulerer dette for gode  $i$  som:

$$S_{t+1} \frac{P_{i,t+1}^*}{P_{i,t+1}} = S_t \frac{P_{i,t}^*}{P_{i,t}} \quad (2.4)$$

Samme sammenheng kan skrives uten fotnote  $i$ , siden vi ønsker å se på prisnivået som en helhet (indeks) og ikke enkeltgoder. Vi får da følgende relasjon:

$$S_{t+1} \frac{P_{t+1}^*}{P_{t+1}} = S_t \frac{P_t^*}{P_t} \quad (2.5)$$

Vi ser at hver side av ligningen er lik definisjonen på realvalutakursen i (2.3) på tidspunkt  $t + 1$  og  $t$ , og vi skriver om:

$$q_{t+1} = q_t \quad (2.6)$$

Som vi ser, skal realvalutakursen være lik over tid, og det impliserer at endringer i  $S$ ,  $P^*$  og  $P$  utligner hverandre.

Intuitivt kan det tolkes som om at i en langsiktig likevekt vil inflasjonsraten (endringer i prisnivå) i Europa være lik Norge, og realvalutakursen vil være konstant i følge RKPP. Når økonomiene er i balanse vil realvalutakursen være på sitt likevektsnivå (Akram, 2003).

Det teoretiske grunnlaget for dette baseres på at et negativt avvik fra denne likevekten vil styrke konkurransekraften og forbedre handelsbalansen, dette kan igjen føre til økt produksjon og et strammere arbeidsmarked (Akram, 2003). Handelsoverskuddet kan resultere i en appresiering av nominell valuta, og bedringen i økonomien vil føre til økte lønninger og inflasjon. Derfor vil realvalutakursen konvergere mot sitt likevektsnivå.

Dette er grunnen til at relativ kjøpekraftsparitet gjør at vi vil ha konstant realvalutakurs i likevekt. Vi kan derfor skrive om ligning (2.6) til følgende relasjon:

$$E(q) = \alpha \quad (2.7)$$

Dette betyr at forventet realvalutakurs i en likevekt er konstant. Siden realvalutakursen skal ha konstant forventning må den være stasjonær og dette er grunnlaget for fremtidige tester.



Vi utleder også RKKP i en annen retning til å bruke senere i utledningen av udekket renteparitet. Vi tar utgangspunkt i ligning (2.4)

$$\frac{P_{t+1}^e}{P_t} = \frac{S_{t+1}^e}{S_t} \frac{P_{t+1}^{e*}}{P_t^*} \quad (2.8)$$

$$\frac{S_{t+1}^e}{S_t} = \frac{P_{t+1}^e/P_t}{P_{t+1}^{e*}/P_t^*} \quad (2.9)$$

Trekker så 1 fra begge sider, skriver om og får:

$$\frac{S_{t+1}^e - S_t}{S_t} = (\pi_{t+1}^e - \pi_{t+1}^{e*}) - \frac{\pi_{t+1}^{e*}(\pi_{t+1}^e - \pi_{t+1}^{e*})}{1 + \pi_{t+1}^{e*}} \quad (2.10)$$

hvor  $\pi^e = \frac{P_{t+1}^e - P_t}{P_t}$  og  $\pi^{e*} = \frac{P_{t+1}^{e*} - P_t^*}{P_t^*}$ , nemlig relativ prosentvis endring i prisnivå fra tidspunkt  $t$  til tidspunkt  $t + 1$ . Den siste brøken i ligning (2.10) har så lav verdi at vi setter den lik null og får:

$$\frac{S_{t+1}^e - S_t}{S_t} = (\pi_{t+1}^e - \pi_{t+1}^{e*}) \quad (2.11)$$

Da har vi en god approksimasjon for RKKP når de relative prosentvise endringene ikke er for store (Krugman og Obstfeld, 2006).

Rogoff (1996) fant at konsensus blant tidligere studier viser at KKP ikke holder. Han konkluderer videre med at forskning basert på lengre datasett i stor grad beholder KKP. Det blir derfor spennende å se om RKKP holder på vårt relativt korte datasett.

## 2.2 Udekket renteparitet

Teorien om udekket renteparitet (URP) gir oss sammenhengen mellom valutakryss og rentene i de respektive landene. Teorien sier at økt innenlandsk rente skal styrke utenlandsk valuta. Hvis renten i utlandet er lavere må investorer ifølge URP kompenseres for å holde utenlandsk valuta, og deres respektive valuta vil dermed appresiere. Forutsetninger for dette er risikonøytrale investorer, like forventninger og frie kapitalbevegelser. Renten (definert som fraksjoner) på innenlandske verdipapirer kan skrives som  $i_t$  på tidspunkt  $t$ , mens tilsvarende rente på utenlandske verdipapirer kan skrives som  $i_t^*$ . For enkelthets skyld, og som vi tolker det i resten av oppgaven, kan vi se på innenlands valuta som euro, og utenlands valuta som norske kroner.

Avkastning på norske verdipapirer målt i euro kan da skrives som følgende tilnærming:

$$i_t^* + \frac{S_{t+1}^e - S_t}{S_t} \quad (2.12)$$

Her er  $S_t$  valutakurs på tidspunkt  $t$  (euro/krone), mens  $S_{t+1}^e$  er forventet valutakurs på tidspunkt  $t + 1$  gitt all informasjon på tidspunkt  $t$ . Så trekker vi ifra dette fra verdipapiret i euro for å finne differansen.

$$i_t - i_t^* + \frac{S_{t+1}^e - S_t}{S_t} \quad (2.13)$$

Hvis denne differansen er positiv får man høyere avkastning i euro-verdipapirene enn de norske, og dette vil være det foretrukne investeringsalternativet. Når denne ligningen er lik null vil vi ha udekket renteparitet på nominell form.

$$\frac{S_{t+1}^e - S_t}{S_t} = i_t - i_t^* \quad (2.14)$$

Vi kan tolke ligningen som at en eventuell forskjell i rentene utjevnes av framtidig appresiering/depresiering av valutakursen. Med andre ord, når markedet er i likevekt vil rentedifferansen være lik forventet forskjell i valutakurs. Når vi ikke er i likevekt, og siden det er usikkerhet, krever risikoaverse investorer en risikopremie (Efthymios et al., 2009). Denne kan skrives som:

$$\theta_t = i_t - i_t^* - \frac{S_{t+1}^e - S_t}{S_t} \quad (2.15)$$

$\theta_t$  er risikopremien på euro. Den sier hvor mye ekstra avkastning investorene får i forhold til kroner. Den er lik null i et perfekt marked, og vi antar at vi har det uten å miste generalitet i videre utledning.

Ved å kombinere RKKP fra ligning (2.11) og URP fra ligning (2.14) kan vi skrive:

$$i_t - i_t^* = (\pi_{t+1}^e - \pi_{t+1}^{e*}) \quad (2.16)$$

$$i_t - \pi_{t+1}^e = i_t^* - \pi_{t+1}^{e*} \quad (2.17)$$

Dette er definisjonen på realrenter. Realrentene er gitt ved Fisher ligningene under. De sier at realrenter er lik nominell rente minus relative endringer i forventet prisnivå (Nusair, 2006).

$$r_t = i_t - \pi^e \quad (2.18)$$

$$r_t^* = i_t^* - \pi^{e*} \quad (2.19)$$

Vi setter inn  $r_t$  for  $i_t - \pi^e$  og skriver om nominell valutakurs til realvalutakurs  $q$ .

$$\frac{q_{t+1}^e - q_t}{q_t} = (i_t - \pi^e) - (i_t^* - \pi^{e*}) \quad (2.20)$$

$$\dot{q}_t = r_t - r_t^* \quad (2.21)$$

Der  $\dot{q}_t$  defineres som:

$$\dot{q}_t = \frac{q_{t+1}^e - q_t}{q_t}$$

Vi har da udekket realrenteparitet. I en langsiktig likevekt vil realvalutakursen ha konstant forventning, og vi får:

$$r_t = r_t^* \quad (2.22)$$

Det vil si at vi har lik realrente i begge land som i ligning (2.17). Det vil si at man kan forvente lik realavkastning ved å holde innenlandske verdipapirer som utenlandske. Det vil si at investorer er indifferente til verdipapirer med lik løpetid og risiko fordi valutakursen vil utjevne eventuelle forskjeller i rentene. Vi har da en likevekt i realvalutakursen.

For å drøfte en eventuell risikopremie tar vi utgangspunkt i ligning (2.21) og skriver om til avvik fra likevekt på realform:

$$\theta_t = r_t - r_t^* - \dot{q}_t \quad (2.23)$$

$$\dot{q}_t = (r_t - r_t^*) - \theta_t \quad (2.24)$$

$\theta$  kan tolkes på to måter; enten representerer den risikopremien ved å holde den respektive valutaen, eller så sier den at valutamarkedet har ignorert potensielle profittmuligheter i et marked med lett tilgjengelig informasjon (Krugman og Obstfeld, 2006).

## 2.3 Olje

Fordi olje er Norges største eksportartikkel, vil vi også studere effekten av oljeprisen mot realvalutakursen. Golub (1983) og Corden (1984) fant at økte oljepriser vil føre til appreciering av valutaen til eksporterende land, og depresiering av importerende land. Dette er fordi en økning i oljeprisen vil gi gunstigere bytteforhold ovenfor utlandet (Bernhardsen og Røisland, 2000). Akram (2004) konkluderte med at det eksisterer et ikke-lineært forhold mellom den norske krona og oljeprisen på kort sikt. Videre konkluderer Akram (2004) med at oljeprisen ikke har noen effekt på valutakursen på lang sikt, men derimot at

valutakursen er stasjonær og uavhengig av oljeprisen. Det skal nevnes at vi har adskillig større endringer i oljeprisen i våre observasjoner. Vi velger derfor å ikke utelukke effekter (både lineære og ikke-lineære) av oljeprisen på krona på relativt lang sikt i forhold til Akram (2004).

I følge hypotesen om udekket realrenteparitet skal ikke oljeprisen ha noen betydning for realvalutakursen, og en signifikant effekt av oljepris på realvalutakursen vil derfor gjøre at man forkaster URRP.

## 2.4 Problemstilling

Med bakgrunn i teorien ønsker vi å teste om disse paritetene holder for realvalutakursen EUR/NOK, og formulerer følgende hypoteser for våre data.

### Hypotese I: Relativ kjøpekraftsparitet holder

RKKP kan testes ved å sjekke om realvalutakursen er stasjonær. Vi bruker initielt vanlige tester, og etterhvert tillater vi regimeskift i parametrene slik at vi kan undersøke om den holder i enkelte regimer. Taylor (2002) fant at den holder for lange perioder, men holder den på relativt kort sikt?

### Hypotese II: Udekket realrenteparitet holder

Vi vil teste om udekket realrenteparitet holder. Vi begynner med å teste URRP ved OLS. Videre undersøker vi om den kan holde i enkeltregimer ved å estimere en regimeskiftende modell.

$$\dot{q}_t = \mu + \gamma(r_t - r_t^*) + \epsilon_t$$

$$H_0 : \mu = 0 \quad \& \quad \gamma = 1$$

### Hypotese III: Relative endringer i oljeprisen har ingen effekt på relative endringer i realvalutakursen

Norges største eksportvare har i lang tid vært olje, derfor vil vi undersøke effekten av endringer i oljeprisen mot den norske krona. Vi legger derfor til en oljeparameter, og tester om URRP fortsatt holder.

$$\dot{q}_t = \mu + \gamma(r_t - r_t^*) + \omega \dot{o}_t + \epsilon_t$$

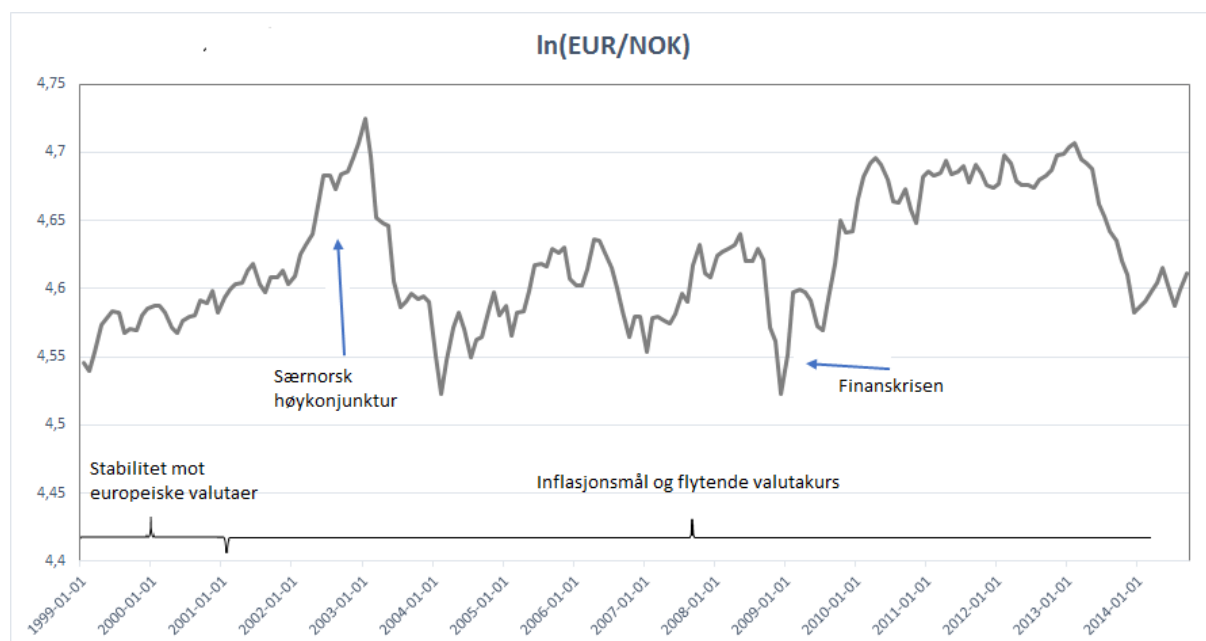
$$H_0 : \mu = 0 \quad \& \quad \gamma = 1 \quad \& \quad \omega = 0$$

Hvis vi kan beholde nullhypotesen kan vi forkaste hypotesen om at oljeprisen har en signifikant effekt på realvalutakursen, og URRP holder.

## 2.5 Tidslinje

Før vi starter med analysen vil vi studere realvalutakursen grafisk (figur 2.1), og forklare utviklingen i datasettet. Det første vi registrerer er en brå appresiering i krona etterfulgt av en enda større depresiering i 2003. Den norske styringsrenten ble senket og nådde en bunn den 11.mars 2004, på 1.75 %, etter dette fulgte en periode med appresiering frem til midten av 2006. Høsten 2007 begynte uroen i finansmarkedene å spre seg, og boblen i det amerikanske boligmarkedet sprakk. I 2008 slo finanskrisen inn for fullt, oljeprisen falt markant og krona ble sterkt svekket. Oljeprisfallet ble reversert rimelig fort, norsk eksport holdt seg godt, og ledigheten i Europa økte mye mer enn i Norge. Dette resulterte i en sterkere krone gjennom krisen og holdt seg frem til 2013. Da økte norsk arbeidsledighet, og forventninger om avtagende pengepolitisk stimuli utenlands resulterte i en depresiering av kronen (Norges Bank, 2014).

Vi ser på den naturlige logaritmen til realvalutakursen fordi det er den transformasjonen vi bruker senere i oppgaven for å skalere ned variabelen.



*Stigende kurve er ekvivalent med appresiering i kronen*

Figur 2.1: Tidslinje

## 3 Data og metode

### 3.1 Data

Våre data består av effektiv realvalutakurs EUR/NOK fra 1999(1) til 2014(9) med månedlige observasjoner. Dette gir oss et utvalg på 189 observasjoner. Effektiv realvalutakurs er definert som nominell valutakurs justert for inflasjon og vektet etter handelspartnere (Chinn, 2006b). Vi bruker maximum likelihood estimering med mindre annet er oppgitt. Alle resultatene i oppgaven har blitt estimert i OxMetrics.

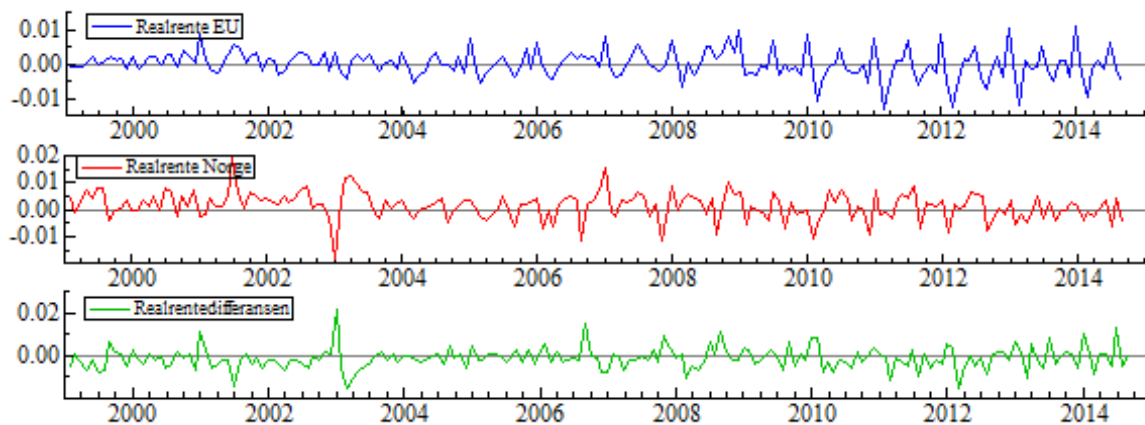
Tabell 3.1: Variabeloversikt

Variabler	Kilder og forklaring
$q = \text{REER EU28}$	Indeksert månedlig effektiv realvalutakurs for EUR/NOK hentet fra Macrobonds (2005=100). Indeksen består av EU's 28 medlemsland, er justert for inflasjon, og vektet etter handelspartnere. Stigende $q$ , medfører appresiering i krona. Kilde: European Commission, Kode: noecexri0004
$i^* = 1 \text{ måneds NIBOR}$	1 måneds NIBOR renter med daglige observasjoner hentet fra Macrobonds. Omregnet til månedsdata. Kilde: Oslo Børs
$i = 1 \text{ måneds EURIBOR}$	1 måneds EURIBOR renter med daglige observasjoner hentet fra Macrobonds. Omregnet til månedsdata. Kilde: EURIBOR FBE
$P^* = \text{KPI Norge}$	Total konsumprisindeks for Norge, med månedlige observasjoner hentet fra Macrobonds (1998=100). Kilde: SSB
$P = \text{KPI EU}$	Harmonisert konsumprisindeks for EU-området med månedlige observasjoner hentet fra Macrobonds (2005=100). Kilde: Eurostat
$oil = \text{Oljepris i USD}$	Månedlig pris i USD på brent råolje hentet fra Thomson Reuters Datastream. Kode S04056(P) U\$

3 og 6 måneds renter for NIBOR og EURIBOR er brukt til å bestemme rentelengde (Macrobonds).

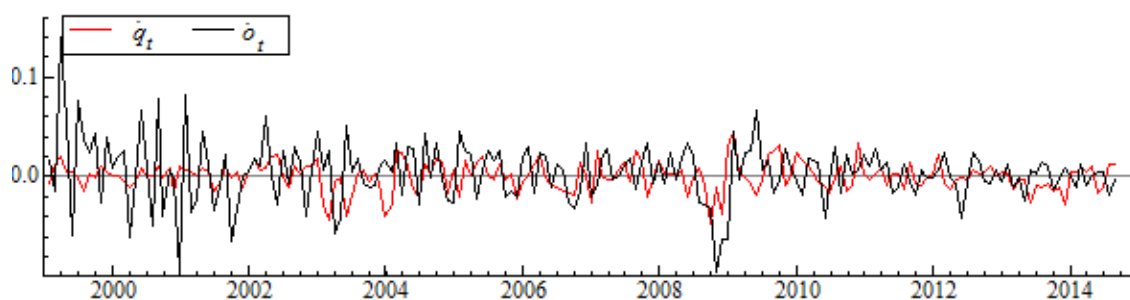
#### 3.1.1 Deskriptiv statistikk

I figur 3.1 har vi presentert realrenter og realrentedifferansen grafisk. Realrentene ser meget sykliske ut i siste halvdel av tidsserien, dette stammer fra konsumprisindeksene vi har brukt, og fordi disse ikke er sesongjusterte resulterer dette i sykler. Dette utjevnes til en viss grad i realrentedifferansen.



Figur 3.1: Variabler

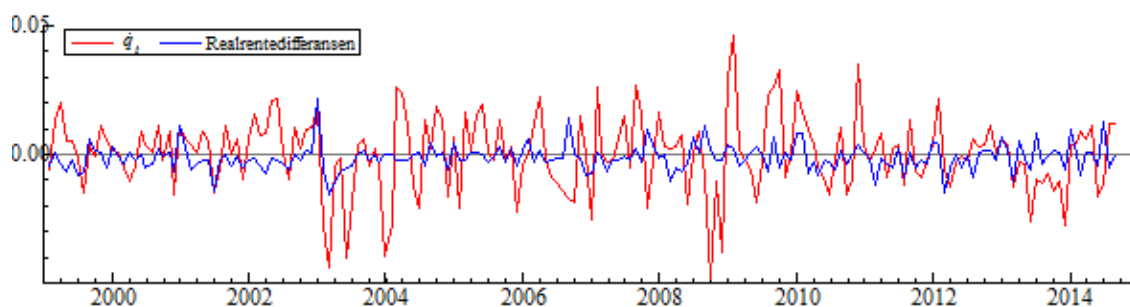
I figur 3.2 har vi presentert relative endringer i realvalutakurs og oljepris grafisk. Oljeprisen ser ut til å ha liten korrelasjon med realvalutakursen frem til 2002. Derfra følger de hverandre tett frem til starten av 2014, med unntak av året etter finanskrisen.



Figur 3.2: Relativ endring, realvalutakurs og oljepris. Rød linje er relative endringer i realvalutakurs, og sort linje er relative endringer i oljepris

I figur 3.3 har vi presentert relative endringer i realvalutakurs og realrentedifferansen. Hvis URRP holder skal disse være identiske. Vi ser at de følger hverandre ganske likt, men endringene i realvalutakursen er jevnt over større enn endringene i realrentedifferansen.





Figur 3.3: Relativ endring, realvalutakurs og realrentedifferansen. Rød linje er relative endringer i realvalutakurs, og blå linje er realrentedifferansen

I tabell 3.2 har vi deskriptiv statistikk for henholdsvis europeiske ( $r$ ) og norske realrenter ( $r^*$ ). Vi ser at europeiske realrenter har lavere snitt, median og maksimumsverdier. Likevel har norske realrenter lavest minimumsverdi. Dette indikerer at norske realrenter er mer volatile enn europeiske, og har større grad av skjevhet og kurtose. Dette medfører at de har lengre og fetere haler, og derfor høyere (og lavere) ekstremverdier.

Tabell 3.2: Deskriptiv statistikk, realrenter

	$r$	$r^*$
Gjennomsnitt	0.00022836	0.0015276
Median	0.000021334	0.0019310
Maks	0.011299	0.019557
Min	-0.012769	-0.018178
Standardavvik	0.0039316	0.0049212
Skjevhet	-0.10327	-0.31925
Kurtose	1.3613	1.8409

I tabell 3.3 ser vi korrelasjonen mellom variablene. Hvis URRP holder skal korrelasjonen mellom endring i realvalutakursen og realrentedifferansen være lik 1. Korrelasjonen er 0.23 som indikerer at URRP ikke holder. Den er positiv i motsetning til mange tidligere studier. Dette støtter den grafiske tolkningen av realvalutakurs og realrente. Vi har en svak korrelasjon mellom oljepris og realvalutakurs, som og indikerer at URRP ikke holder.

Tabell 3.3: Korrelasjon for relative endringer i realvalutakurs, mot realrentedifferansen og relative endringer i oljepris

	$(r_t - r_t^*)$	$\dot{o}_t$
$\dot{q}_t$	0.23269	0.081525

## 3.2 Test for stasjonæritet og RKKP

Hvis hypotesen om relativ kjøpekraftsparitet skal holde må følgende ligning holde:

$$E(q) = \alpha \tag{3.1}$$

Realvalutakursen vil ikke alltid ha en konstant verdi, men så lenge den konvergerer mot likevekt vil realvalutakursen være stasjonær og RKKP holde (Žďárek, 2012).

En stasjonær variabel har konstant forventning over tid, og “mean-reverting” effekter. Vi starter med en standard AR(1)-modell for å forklare hvordan vi kan teste om vi har en stasjonær variabel.

$$q_t = \mu + \phi q_{t-1} + \epsilon_t \tag{3.2}$$

En stasjonær variabel vil ha verdi på  $\phi$  mellom 0 og 1 ( $0 < \phi < 1$ ). Den fine egenskapen til en stasjonær variabel er at hvis den blir utsatt for sjokk, vil den over tid bevege seg mot sin likevekt, og den relative kjøpekraften vil være lik på lang sikt. Denne egenskapen kalles en “mean-reverting” effekt. Det motsatte av dette er eksplosive sammenhenger hvor verdien av  $\phi$  er større enn 1, og effekten av sjokk aldri vil forsvinne.

Hvis man bruker to tilfeldige ikke-stasjonære variabler i en regresjon kan man få spuriøse sammenhenger. Det vil si at hvis man tar to uavhengige variabler, forventer man ikke-signifikante sammenhenger og lav forklaringskraft. Dette er fordi tidsseriene ikke har noe med hverandre å gjøre, men siden de kan bevege seg nogenlunde likt kan man få gode estimater og høy forklaringskraft. Derfor kan man ikke bruke standard t- og F-tester på ikke-stasjonære variabler (Brooks, 2014).

For å teste om realvalutakursen er stasjonær og om RKKP holder, er det vanlig å starte med en Dickey Fuller-test.

En enkel Dickey Fuller-test er gitt ved:

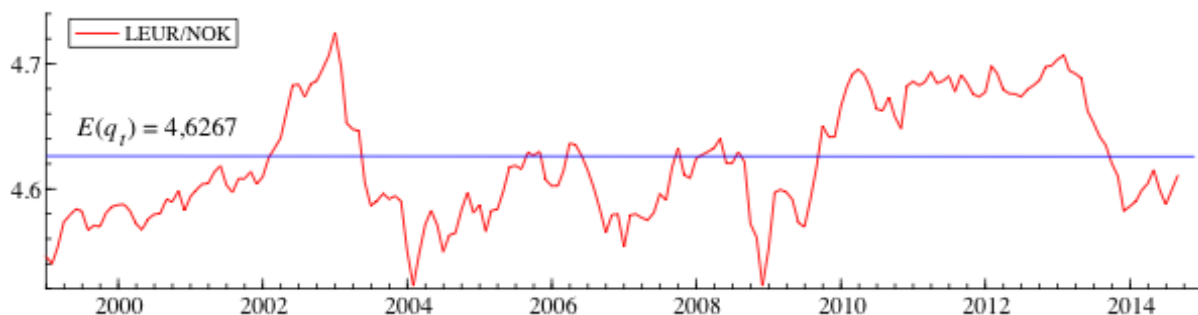
$$q_t = \mu + \phi q_{t-1} + \epsilon_t \tag{3.3}$$

Der  $q_t$  er realvalutakurs. En maximum-likelihood estimering av denne modellen gir oss følgende resultater med standardfeil i parentes:

$$\hat{q}_t = \underset{(0.1054)}{0.266152} + \underset{(0.02280)}{0,942476} q_{t-1} \tag{3.4}$$

Vi har en verdi på  $\phi < 1$  noe som indikerer at prosessen er stasjonær, men en en-sidig t-test gir oss at realvalutakursen er ikke-stasjonær ved 5 % signifikansnivå<sup>1</sup>. Fra ligning (3.4) kan vi regne ut forventet langsiktig likevekt. Vi fjerner tidsaspektet siden vi ser på lang sikt og skriver om.

$$q_t = \frac{\mu}{1 - \phi} = 4.6267 \quad (3.5)$$



Figur 3.4: LN(EUR/NOK) med langsiktig likevekt

Denne verdien er plottet i figur 3.4 sammen med realvalutakursen. Som vi ser er det ikke ofte valutakursen ligger på denne linjen, men den svinger rundt denne verdien. Vi kan skrive om videre og trekke fra  $q_{t-1}$  på begge sider, og får:

$$q_t - q_{t-1} = \Delta q_t = \mu + \psi q_{t-1} + \epsilon_t \quad (3.6)$$

Der  $\psi = \phi - 1$ . Vi her også teste nullhypotesen om at prosessen er random walk ( $\psi = 0$ ), mot alternativhypotesen om at den er stasjonær ( $\psi < 0$ ). Det vil gi samme resultater som den tidligere testen.

En test for seriekorrelasjon bekrefter at vi har dette i modellen, og vi introduserer derfor en “Augmented Dickey Fuller”-test (ADF-test). Den baserer seg på en enkel Dickey Fuller-test, men vi utvider testen til å inkludere laggede verdier av forklaringsvariabelen. Dette er for å ta hensyn til seriekorrelasjon i restleddet,  $\epsilon_t$ . Det tillagte leddet vil da fjerne all struktur fra tidligere perioder.

En ADF-test er gitt ved:

$$\Delta q_t = \mu + \psi q_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta q_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.7)$$

En standard tilnærming for å bestemme antall lag ( $p$ ), er å se på frekvensen i dataene.

<sup>1</sup>  $\frac{0.942476 - 1}{0.0228} = -2.552 > -2.87$  (DF kritisk verdi)

Derfor bruker vi en standard tilnærming med 12 lag for månedssdata. Inkluderer man for mange lag vil man få upresise estimater, men hvis man inkluderer for få lag vil man risikere å ikke bli kvitt all autokorrelasjonen (Brooks, 2014). For å finne optimalt antall lag ser vi først på Akaikes informasjonskriterium<sup>2</sup>, når denne er relativt lik reduserer vi antall lag til vi har signifikante verdier på  $\alpha_i$ .

Testen er basert på modellformuleringen over, inkludert konstantledd, men uten trend. Dette er fordi tidsserien grafisk ikke tilsynelatende følger en trend, og har forventning ulik null. Dette er også modellspesifikasjonen til Taylor (2002).

Resultatene er rapportert i tabell 3.4, og vi beholder nullhypotesen om enhetsrøtter ved normale kritiske nivåer ( $-2.659 > -2.88$ ). Siden realvalutakursen ikke beveger seg mot en langsiktig likevekt forkaster vi at RKKP holder. Lopez et al. (2005) foreslår at det er bedre å inkludere trend, men vi får tilnærmet like resultater. Våre funn er i tråd med resultatene til Frenkel (1981), men det er ikke overraskende siden vi har et relativt kort datasett på 14 år. Vi tester også for sesongeffekter, men resultatene endres ikke nevneverdig og konklusjonen blir den samme.

Derfor forkaster vi at RKKP holder.

Tabell 3.4: ADF-test på realvalutakursen

D-lag	t-adf	$\phi$	$\sigma$	t- $\alpha_i$	t-prob	AIC	F-prob
9	-2.659	0.93055	1.389	-2.437	0.0159	0.7160	
8	-3.208*	0.91697	1.409	0.1810	0.8566	0.7396	0.0159
7	-3.253*	0.91797	1.405	2.797	0.0058	0.7286	0.0532
6	-2.746	0.93052	1.432	1.459	0.1465	0.7624	0.0037
5	-2.528	0.93675	1.437	0.3807	0.7039	0.7636	0.0036
4	-2.505	0.93835	1.434	-0.3605	0.7189	0.7533	0.0075
3	-2.617	0.93678	1.430	0.8191	0.4139	0.7429	0.0140
2	-2.516	0.94018	1.429	-1.585	0.1148	0.7355	0.0197
1	-2.867	0.93285	1.435	3.338	0.0010	0.7386	0.0141
0	-2.323	0.94469	1.475	0.7888	0.0005		

1 \* og \*\* forkaster random walk ved hhv. 5 % og 1 % signifikansnivå (DF-kritiske verdier).  
2 Følgende utvalg ble brukt: 1999(11) - 2014(09)

<sup>2</sup>AIC =  $\ln(\sigma_t^2) + 2K/T$

### 3.3 Test av udekket realrenteparitet

Før vi kan teste URRP må vi velge inflasjonsdatering og bestemme rentelengde. Vi estimerer modell (3.8) med tilbakeskuende og motsatt “fremoverskuende” inflasjonsforventninger. Vi finner at tilbakeskuende forventninger gir lavest verdi på informasjonskriteriene og høyest log-likelihood verdi (tabell A.5). Vi estimerer samme modell med 1, 3 og 6 måneders renter (og tilbakeskuende inflasjonsforventninger), og finner at 1 måneders renter gir lavest verdi på informasjonskriteriene og høyest log-likelihood verdi (tabell A.4). Vi benytter derfor tilbakeskuende inflasjonsforventninger og 1 måneders renter i resten av oppgaven. Relative endringer i realvalutakursen og realrentedifferansen er stasjonære slik at vi ikke får spuriøse sammenhenger. Dette er testet ved en ADF-test (tabell A.1 og A.2).

Tilbakeskuende inflasjonsforventninger er definert som:

$$\pi = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}, \quad \pi^* = \frac{P_t^* - P_{t-1}^*}{P_{t-1}^*}$$

Vi skal estimere (2.21) ved hjelp av OLS, dvs. følgende ligning:

$$\dot{q}_t = r_t - r_t^*$$

og må derfor skrive den om til en estimerbar ligning:

$$\dot{q}_t = \mu + \gamma(r_t - r_t^*) + \epsilon_t \tag{3.8}$$

Nullhypotesen blir da at  $\mu = 0$  og  $\gamma = 1$ , slik at endring i realvalutakurs kun forklares av realrentedifferansen i tråd med udekket realrentepariteten.

Resultatene er rapportert i tabell 3.5. Vi ønsker et konstantledd så nærme null som mulig men med høy t-verdi, konstantleddet vårt er 0.0013, men standardfeilen er på 0.0010 som medfører stor usikkerhet i koeffisienten. Koeffisienten for effekten av realrentedifferansen er på 0.67 og med lav standardfeil som gir oss lite usikkerhet.

Tabell 3.5: Test av URRP ved OLS

	Koeffisient standardfeil-verdi			t-ssh.	Robuste std.feil	Robuste t-ssh.	Part $R^2$
$\mu$	0.001327	0.001071	1.24	0.2169	0.001109	0.2329	0.0082
$\gamma$	0.672974	0.2062	3.26	0.0013	0.2339	0.0045	0.0541
$\sigma$	0.014219						

T-testen har sine begrensninger siden den bare kan teste hypotesene separat, derfor bruker vi en Wald-test for å teste fellesnullhypotesen. En Wald-test kan enkelt transformeres til en F-test. P-verdien indikerer sannsynligheten for å observere en F-statistikk som er minst like stor som den vi allerede har. Lave p-verdier vil derfor indikere at vi forkaster  $H_0$  (Wooldridge, 2013). Wald-statistikken følger en kji-kvadrert fordeling, dette betinges av at restleddet i modellen følger en standard normalfordeling med konstant varians ( $\epsilon_t \sim (0, \sigma^2)$ ), har vi ikke dette vil Wald-testen være ugyldig. En Wald-test på fellesnullhypotesen  $\mu = 0$  &  $\gamma = 1$  gir følgende verdi: 5,3681[0,0683]. Fellesnullhypotesen beholdes derfor ved normale kritiske nivåer. Vi tar hensyn til sesongeffekter i konsumprisindeksene, og inkluderer sesongdummyer i modellen. Resultatene gir ingen signifikante forskjeller, og vi konkluderer med at vi ikke har sesongeffekter i modellen da de mest sannsynlig utjevnes i realrentedifferansen.

For å undersøke om modellen er feilspesifisert, og om Wald-testen er gyldig ser vi på testene under. Rapportert p-verdi indikerer sannsynlighet for at modellen ikke er feilspesifisert.

- AR-test: Tester for seriekorrelasjon i restleddet.
- ARCH-test: Tester for seriekorrelasjon i restleddvariansen.
- Normality-test: Tester for skjevhet og kurtose i restleddet.
- Hetero-test: Tester for konstant varians i restleddet.
- Hetero X-test: Tester for konstant varians i restleddet ved kryssprodukter.
- Reset23-test: Tester korrekt modellspesifikasjon mot kvadratisk og kubiske alternativer.

AR 1-7 testen avslører stor grad av seriekorrelasjon i restleddet fra lag 1-7. ARCH 1-7 testen indikerer at vi har stor grad av seriekorrelasjon i restleddvariansen fra lag 1-7. Normality-testen stadfester at det eksisterer skjevhet og kurtose i fordelingen til restleddet. Hetero- og Hetero X-testen forkaster heteroskedastisitet. Reset23-testen rapporterer at modellen er korrekt spesifisert, mot et ikke-lineært alternativ. I tillegg oppgir vi robuste standardfeil<sup>3</sup> for koeffisientene som reduserer signifikansen av koeffisientene ytterligere, og indikerer at vi faktisk har heteroskedastisitet. Disse resultatene tilsier at en Wald-test vil gi upresise resultater. Fordi feilspesifikasjonstestene gir tvetydige indikasjoner, presenterer

---

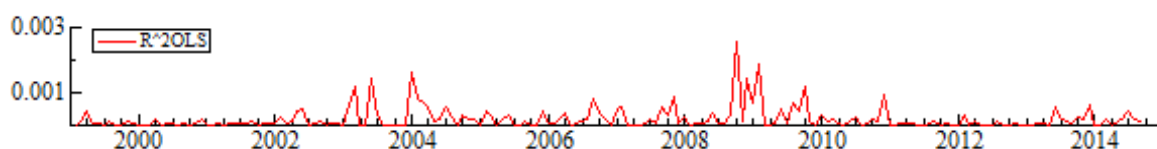
<sup>3</sup>Modellen estimeres uten restriksjonen  $Var(\epsilon_t|x) = Var(\epsilon_t) = \sigma^2, t = 1, 2, \dots, n$ . slik at heteroskedastisitet tillates.

vi kvadrerte avvik fra modellen i figur 3.5. Vi ser tydelige bevis for heteroskedastisitet i etterkant av den særnorske høykonjunkturen i 2003, og under finanskrisen fra høsten 2008.

Tabell 3.6: Testdiagnostikk: URRP ved OLS

Test	Frihetsgrader	Test-verdi	Test-sannsynlighet
AR 1-7	F(7,179)	3.7972	[0.0007]**
ARCH 1-7	F(7,174)	3.7549	[0.0008]**
Normality	$Chi^2(2)$	9.4000	[0.0091]**
Hetero	F(2,185)	0.43088	[0.6506]
Hetero-X	F(2,185)	0.43088	[0.6506]
RESET23	F(2,184)	2.1563	[0.1187]

\*\* forkaster nullhypotesen ved 1 % signifikansnivå.



Figur 3.5: Kvadrerte avvik, URRP ved OLS

Wald-testen beholder URRP, men siden vi har en feilspesifisert modell vil Wald-testen være ugyldig slik at vi ikke kan være sikre på at URRP holder. En lineær modell for URRP er med andre ord ikke tilstrekkelig.

### 3.3.1 Foreløpige resultater

Vi forkaster RKKP for hele tidsserien og har en feilspesifisert modell for URRP slik at vi må endre modellformuleringene for videre testing. Både RKKP og URRP skal holde universelt, men siden de ikke holder ønsker vi å teste om de holder regimevis.

Fordi en grafisk inspeksjon av realvalutakursen viser at den er ikke-lineær må vi bruke passende økonometriske modeller. Derfor er det ikke overraskende at lineære modeller (for eksempel OLS) ikke er egnet til å forklare bevegelsene. Når vi estimerer modeller med regimeskift vil vi mest sannsynlig få mer presise estimater og unngå feilspesifikasjoner.

En grunn til at paritetene ikke holder kan være at ekstreme hendelser kan forkaste paritetene for hele realvalutakursen. De kan imidlertid holde i enkelte regimer. Dette motiverer bruken av regimeskiftmodeller. De store svingningene i realvalutakursen kan ha en sammenheng med at aktører ikke oppfører seg likt i forhold til bevegelsene i de finansielle markedene. Hvis det skjer noe uventet eller ekstremt kan aktørene handle irrasjonelt.

## 3.4 Markov regimeskiftmodeller

Når man estimerer ikke-lineære modeller som tar hensyn til at tidsserier oppfører seg forskjellig over tid, kan man bruke en Markov regimeskiftende modell (MS). Regimeskiftmodeller er designet for å fange opp diskrete endringer i økonomiske mekanismer som genererer dataene (Bollen et al., 2000). En MS-modell estimeres ved maximum-likelihood metoden og maksimerer sannsynligheten for at estimerte koeffisienter er lik de faktiske verdiene.

I en Markov-tilnærming har vi  $m$  ulike tilstander i verden, formelt skrives det som  $s_i = 1, \dots, m$ , som avhenger av  $m$  antall regimer. Man kan bruke mange regimer, men det vanligste er å bestemme dette etter tidsserien slik at man ikke får meningsløse regimer. Forklaringsvariabelen bytter regime på grunn av en uobserverbar variabel  $s_t$ . I en 2-tilstands Markov-modell har vi at  $s_t = 1$  fører til at Markov-prosessen er i regime 1, og helt analogt vil prosessen være i regime 2 når  $s_t = 2$ .

Bevegelsene mellom regimene bestemmes av en Markov-prosess, det vil si at framtidige regimeskift bare avhenger av forrige periode ( $t - 1$ ), og ikke tidligere perioder ( $t - 2, t - 3$  osv). Dette blir kalt en første-ordens Markov-modell (Franses og van Dijk, 2000).

En slik modell med en AR(1)-prosess i begge regimer er gitt ved:

$$q_t = \begin{cases} \mu_1 + \phi_1 q_{t-1} + \epsilon_t & \text{hvis } s_t = 1 \\ \mu_2 + \phi_2 q_{t-1} + \epsilon_t & \text{hvis } s_t = 2 \end{cases} \quad (3.9)$$

Eller mer kompakt:

$$q_t = \mu_{s_t} + \phi_{s_t} q_{t-1} + \epsilon_t \quad s_t = 1, 2 \quad (3.10)$$

Denne modellen er lik ligning (3.3), men med regimeavhengige parametre.

$\phi_{s_t}$  er den autoregressive parameteren, den sier hvor mye av forrige periodes valutakurs som tas med videre til dagens realvalutakurs ( $q_t$ ). Hvor  $\epsilon_t | s_t \sim N(0, \sigma_{s_t}^2)$  er regimeavhengig restledd, og antas å ha "hvit støy"-egenskaper<sup>4</sup>.

---

<sup>4</sup>"hvit støy"-egenskaper er ingen systematisk struktur; forventning lik null ( $[E(\epsilon_t)] = 0$ ), konstant varians ( $Var(\epsilon_t) = \sigma^2$ ) og ingen seriekorrelasjon



Sannsynligheten til den uobserverbare variabelen,  $s_t$ , må så defineres.

$$\begin{aligned}
 P(s_t = 1 \mid s_{t-1} = 1) &= p_{11} \\
 P(s_t = 2 \mid s_{t-1} = 1) &= p_{12} = 1 - p_{11} \\
 P(s_t = 2 \mid s_{t-1} = 2) &= p_{22} \\
 P(s_t = 1 \mid s_{t-1} = 2) &= p_{21} = 1 - p_{22}
 \end{aligned}
 \tag{3.11}$$

Her er  $p_{11}$  sannsynligheten for at man blir i regime 1 på tidspunkt  $t$ , gitt at man var i regime 1 på tidspunkt  $t - 1$ . Sannsynligheten for å skifte fra regime 1 til 2 er gitt ved  $p_{12}$ , som er ekvivalent med  $1 - p_{11}$ . Tilsvarende for  $p_{22}$  og  $p_{21}$ . Kompakt kan dette skrives  $p_{ij}$  som er sannsynligheten for å bevege seg fra regime  $i$  på tidspunkt  $t - 1$  til regime  $j$  på tidspunkt  $t$ . Disse må selvsagt være ikke-negative, og  $p_{11} + p_{12} = p_{22} + p_{21} = 1$ .

Sannsynligheten kan enkelt vises i en matrise. Når vi har  $m$  forskjellige tilstander, kan den generelt skrives:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \dots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} & \dots & p_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ p_{m1} & p_{m2} & \dots & p_{mm} \end{bmatrix}
 \tag{3.12}$$

For våre 2-regimers modeller blir den forenklet til følgende matrise:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix}
 \tag{3.13}$$

For å finne en ubetinget sannsynlighet for å være i regime 1 på et tilfeldig tidspunkt i datasettet bruker vi følgende formel:

$$P(s_t = 1) = \frac{1 - p_{22}}{2 - p_{11} - p_{22}}
 \tag{3.14}$$

Vi skiller mellom to forskjellige Markov regimeskiftmodeller, Markov Switching-Dynamic Regression (MS), og Markov Switching-Auto Regression (MS-AR) modeller, men det er bare MS-DR som er aktuell for oss.<sup>5</sup>

---

<sup>5</sup>Fordi konstantleddet i en MS-AR modell avhenger av de to siste regimene velger vi å holde oss til en MS-DR modell (Doornik, 2013).

## 3.5 Hypotesetesting av antall regimer

De fleste tidligere studier med MS-modeller har ikke formelt testet antall regimer i dataene. Det finnes ingen formell test før estimering fordi en test på antall regimer vil ha ikke-standard statistisk fordeling (Cheung og Erlandsson, 2005). Derfor kan for eksempel en log-likelihood test være ugyldig fordi den ikke har sin vanlige asymptotiske fordeling.

Cheung og Erlandsson (2005) formulerte følgende nullhypotese for å finne ut om det er Markov-skift i dataene:

$$H_0 = \text{antall regimer er } N \quad (3.15)$$

$$H_1 = \text{antall regimer er } N+1 \quad (3.16)$$

Vi antar at  $N = 1$ . Vi lar  $\theta_N$  og  $\theta_{N+1}$  være parametervektorene til modellene, og maximum likelihood estimatene er definert som  $\hat{\theta}_N$  og  $\hat{\theta}_{N+1}$ . En LR-test er da definert som:

$$LR = 2[\ln(\hat{\theta}_{N+1}) - \ln(\hat{\theta}_N)] \quad (3.17)$$

Problemet er at vi ikke har indentifisert alle parametrene for den enkle modellen, noe som gjør testen ugyldig i forhold til vanlige kji-kvadrerte verdier.

Et av resultatene til Cheung og Erlandsson (2005) var at en Wald-test forkaster nullhypotesen oftere enn den skal. Derfor konkluderer de med at den er ikke passende til å skille mellom antall regimer. Bergman og Hansson (2005) brukte både LR- og Wald-test til å forenkle sine modeller. Mens vi bruker kun Wald-test på grunn av svakhetene til LR-testen.

## 4 Empirisk analyse

### 4.1 Markov-skiftende Dickey-Fuller test

Vi fant tidligere at tidsserien under ett ikke var stasjonær, så vi ønsker å teste om den kan være det i enkelte regimer. For å teste om vi har stasjonærhet i enkelte regimer tester vi om en Dickey-Fuller formulering med regimeskift vil gi oss stasjonære regimer. Vi bruker derfor nivåvariabler tilsvarende Bergman og Hansson (2005). Modellspesifikasjonen er da en to-regimes AR(1)-modell, og vi lar alle variabler initielt variere mellom to regimer.

Modellspesifikasjonen er da:

$$q_t = \mu_{st} + \phi_{st}q_{t-1} + \epsilon_t \quad s_t = 1, 2 \quad (4.1)$$

Hvor  $\epsilon_t|s_t \sim N(0, \sigma_{st}^2)$  og  $q_t$  er logaritmen til realvalutakursen på tidspunkt  $t$ . Resultatene rapporteres i tabell 4.1. Konstantleddene er marginalt forskjellige, og det er mest sannsynlig på grunn av at vi har en indeks, og ikke ren realvalutakurs med lavere tallverdi. Vi har to relativt like regimer, både med det autoregressive leddet og standardavviket. Persistensen i de to regimene er også nesten identisk.

Tabell 4.1: MS-modell, regimeavhengige variabler

	Koeffisient	Standardfeil	t-verdi	t-sannsynlighet
$\mu_1$	1.08487	0.2701	4.02	0.000
$\mu_2$	1.00316	0.1959	5.12	0.000
$\phi_1$	0.768663	0.05780	13.3	0.000
$\phi_2$	0.781555	0.04262	18.3	0.000
$\sigma_1$	0.0100091	0.0009679		
$\sigma_2$	0.0137617	0.0008686		
$p_{11}$	0.965822	0.02393		
$p_{22}$	0.982714	0.01226		

Følgende utvalg ble brukt 1999(2) - 2014(9)

Karlsen (1990) viste at en tilstrekkelig betingelse for at tidsserien er svakt stasjonær, er at matrisen

$$A = \begin{bmatrix} \phi_1^2 p_{11} & \phi_1^2 p_{21} \\ \phi_2^2 p_{12} & \phi_2^2 p_{22} \end{bmatrix} \quad (4.2)$$

har egenverdier i enhetssirkelen. En test på resultatene i tabell 4.1 gir oss følgende egen-

verdier for matrisen  $\hat{A}$ :

$$eig(\hat{A}) = \begin{bmatrix} 0.5680 \\ 0.7707 \end{bmatrix}$$

Siden  $\max|eig(\hat{A})| = 0.7707$  ligger innenfor enhetssirkelen kan vi konkludere med at tidsserien er svakt stasjonær<sup>6</sup>. Denne stasjonærhetsbetingelsen sier at det er forholdet mellom den autoregressive parameteren og transisjons sannsynlighetene mellom regimene som avgjør om venstresidevariabelen er svakt stasjonær. Intuitivt vil det si at så lenge det er høy nok sannsynlighet for å skifte fra et ikke-stasjonært regime tilbake til et stasjonært regime vil modellen være stasjonær.

Vi har gode t-verdier på estimatene som tyder på at det er en robust modell, men siden vi ønsker en modell med færrest mulig parametre sjekker vi om variablene er signifikant forskjellige i hvert regime. Vi benytter en Wald-test for å sjekke om  $\phi_1 = \phi_2$  og  $\sigma_1 = \sigma_2$ , og om begge holder simultant. Resultatene fra testen finner vi i tabell 4.2

Tabell 4.2: Wald-test av MS-DF

$H_0$	Wald-statistikk
$\phi_1 = \phi_2$	0.032222 [0.8575]
$\sigma_1 = \sigma_2$	8.29323 [0.0040] **
$\phi_1 = \phi_2 \ \& \ \sigma_1 = \sigma_2$	8.29681 [0.0158] *

\* og \*\* forkastes på henholdsvis 5% og 1% signifikansnivå

Vi beholder nullhypotesen om at den autoregressive parameteren er lik i begge regimene, mens vi forkaster hypotesen med lik varians og fellesnullhypotesen. Bergman og Hansson (2005) beholdt alle nullhypotesene unntatt for FRF/USD der hverken den autoregressive parameteren eller variansen var regimeuavhengig. Derfor estimerte de en modell med kun skiftende konstantledd. Dette er imidlertid ikke i tråd med våre funn, og vi estimerer derfor følgende forenklete modell:

$$q_t = \mu_{st} + \phi q_{t-1} + \epsilon_t \quad s_t = 1, 2 \quad (4.3)$$

<sup>6</sup>Konstant forventning, varians og autokovariansstruktur

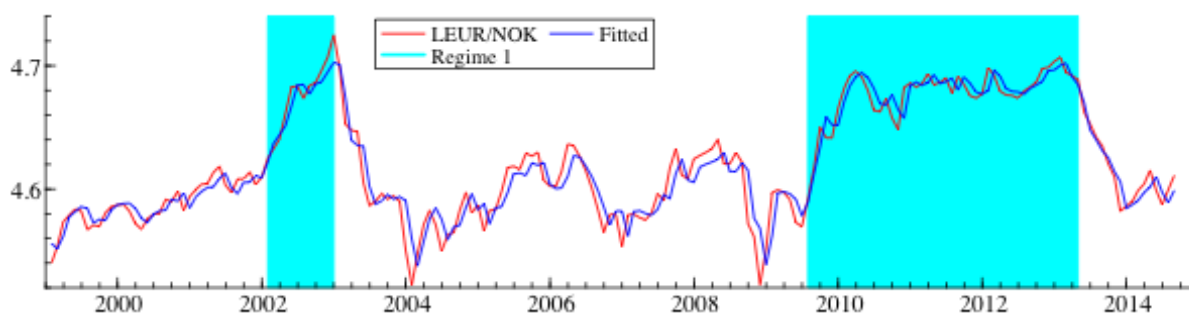
Tabell 4.3: MS-modell, regimeuavhengig  $\phi$ 

	Koeffisient	Standardfeil	t-verdi	t-sannsynlighet
$\phi$	0.770748	0.04463	17.3	0.000
$\mu_1$	1.07512	0.2084	5.16	0.000
$\mu_2$	1.05282	0.2051	5.13	0.000
$\sigma_1$	0.0100138	0.0009692		
$\sigma_2$	0.0137530	0.0008665		
$p_{11}$	0.960272	0.02770		
$p_{22}$	0.982389	0.01248		

Følgende utvalg ble brukt 1999(2) - 2014(9)

Resultatene er rapportert i tabell 4.3. Modellen gir oss den autoregressive koeffisienten  $\phi$  lik 0,77. Verdien er under 1 som indikerer at vi har en stasjonær prosess, og en Dickey-Fuller test bekrefter dette ( $t_{obs} = -5.14 < t_{crit}$ ). Konstantleddene er relativt like og har lav verdi, som vil si at variasjonen i realvalutakursen kommer fra forrige periodes realvalutakurs. Vi observerer høye verdier på  $p_{ij}$ , det vil si at vi har persistente regimer. Få regimeskift kan dessverre bety at det er vanskelig å vite om koeffisientene er presist estimert (Enders, 2010).

Volatiliteten i regimene er numerisk ganske lik, og en grafisk inspeksjon av figur 4.1 gir oss samme resultater. Vi ser at modellen er delt inn i et høy- og et lavregime i realvalutakursen. Det er interessant å merke seg at vi går fra lavregime til høyregime cirka der realvalutakursen krysser forventet langsiktig likevektsverdi på 4,6267. Bergman og Hansson (2005) hadde et lengre og mer volatilt datasett, og vi mener det er grunnen til at de fikk mer volatile regimer enn oss. Snittlengden vi er i regime 1 er 29 måneder, mens vi er i regime 2 i 43,3 måneder i snitt.



Figur 4.1: MS-DF, regimeuavhengig  $\phi$ . Realvalutakursen er delt inn i to regimer, henholdsvis et høy og et lav regime

Resultatene fra egenverditesten til Karlsen (1990) og en Dickey-Fuller-test indikerer at tidsserien er (svakt) stasjonær og at RKKP holder. Dette er motsatt av vårt tidligere

resultat med en standard ADF-test på hele tidsserien. Den mest sannsynlige grunnen for dette er at vi lar modellen være regimeavhengig.

En mulig svakhet er at vi har antatt at restleddet har “hvit støy”-egenskaper, men vi kan ikke utelukke at restleddet har dette. Derfor går vi videre med en regimeavhengig ADF-test.

## 4.2 Markov-skiftende ADF-test

For å korrigere for mulig feilspesifikasjon i restleddet går vi tilbake til en tradisjonell ADF-test, men nå lar vi tidsserien være regimeavhengig slik at vi kan identifisere forskjellige regimer. Cavaliere (2003) fant at Markov-skift i konstantleddet ikke påvirker egenskapene til ADF-testen. Vi lar alle ledd skifte for å øke presisjonen til modellen, men nedsiden er at vi må estimere flere parametre. Vi starter med 9 lag som i vår første ADF-test, og reduserer antall lag helt til vi får to signifikante t-verdier for de laggede førstedifferanseparametrene. Vi må bruke denne teknikken for å finne riktig antall lag siden vi ikke får rapportert AIC verdier for hvert enkelt lag som i den vanlige ADF-testen. Vi ender derfor opp med å inkludere 2 lag, og vi får følgende modell:

$$\Delta q_t = \mu_{st} + \psi_{st}q_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \alpha_{i,st} \Delta q_{t-i} + \epsilon_t \quad s_t = 1, 2 \quad (4.4)$$

Resultatene følger i tabell 4.4. Som vi ser forkaster vi nullhypotesen om ikke-stasjonæritet i regime 1 (-2.57) ved 10 % signifikansnivå, mens vi ikke kan forkaste den i regime 2 (1.37). Kanas (2006) fant tilsvarende resultater, men at det er mindre sannsynlig å være i det stasjonære regimet enn random walk regimet, som er motsatt av våre funn. Han bruker imidlertid data fra det 20. århundre, mens vi her ser på data fra 1999(11) til 2014(09)<sup>7</sup>. Dette kan tyde på at realvalutakursen EUR/NOK har blitt mer stasjonær i nyere tid og inn i det 21. århundre, og det kan være grunnen til at vi får motstridende resultater. Vi kunne ikke forkaste ADF-testen på hele tidsserien ved 5 % signifikansnivå, her kan vi fortsatt ikke forkaste den med samme signifikansnivå, men vi forkaster ADF-testen i ett regime ved 10 % signifikansnivå. Vi er i snitt 25,33 måneder i regime 1 og tilsvarende 4,2 måneder i regime 2.

For å sammenligne resultatene ytterligere kan vi se på den ubetingede sannsynligheten for at RKKP holder i vårt datasett, og sammenligne den med Kanas (2006) sine funn.

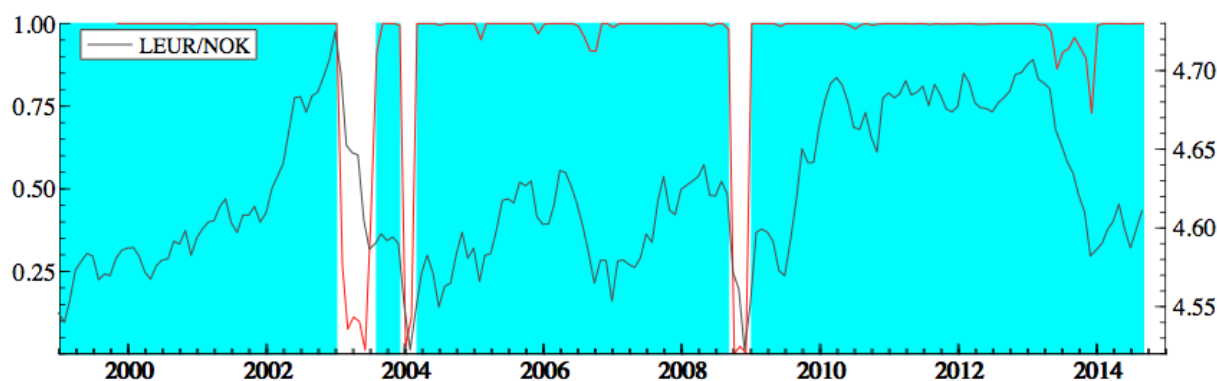
<sup>7</sup>Vi velger dette tidsrommet for å sammenligne med den initiale ADF-testen

Tabell 4.4: ADF-test - 2 regimer

	Koeffisient	Standardfeil	t-verdi	t-sannsynlighet
$\mu_1$	0.286468	0.1103	2.60	0.010
$\mu_2$	-0.637374	0.4409	-1.45	0.150
$\alpha_{1,1}$	0.165212	0.07721	2.14	0.034
$\alpha_{1,2}$	-0.418645	0.2430	-1.72	0.087
$\alpha_{2,1}$	-0.156665	0.07221	-2.17	0.032
$\alpha_{2,2}$	-0.478062	0.2058	-2.32	0.021
$\psi_1$	-0.0615037	0.02389	-2.57*	0.011
$\psi_2$	0.129380	0.09475	1.37	0.174
$p_{11}$	0.94	0.03152		
$p_{22}$	0.65	0.1688		

1 \* forkastes på 10 % signifikansnivå (DF kritiske verdier)

2 Følgende utvalg ble brukt 1999(11) - 2014(9)



Figur 4.2: MS-ADF, sannsynlighet for at RKKP holder, blått område indikerer sannsynlighet over 50 % (venstre akse), mens rød linje viser smooth sannsynlighet for det stasjonære regimet. Svart linje er realvalutakursen med verdier på høyreaksen.

Vi bruker ligning (3.14) til å finne sannsynligheten for å være i det stasjonære regimet. Sannsynligheten er 93,73 % mens Kanas (2006) finner tilsvarende verdi på 23,72 %. Vi har dermed en mye større uavhengig sannsynlighet for at vi er i det stasjonære regimet og vi har nå at RKKP ser ut til å holde i mesteparten av tidsserien.

Sannsynligheten for at vi er i det stasjonære regimet vises grafisk i figur 4.2. Når sannsynligheten er over 0,5 (50 %) vil vi være i regime 1, dette er det blå området. Det er interessant å se at det er kun i perioder med sterk depresiering av krona at RKKP ikke holder. Dette ser vi også fra de estimerte konstantleddene som har motsatt fortegn.

Vi estimerer deretter følgende forenklete modell for å begrense parametre. Dette er fordi det ikke er sikkert at de førstedifferensierte regimeavhengige laggene tilfører ytterligere

Tabell 4.5: ADF-test - 2 regimer, forenklet

	Koeffisient	Standardfeil	t-verdi	t-sannsynlighet.
$\alpha_{t-1}$	0.211529	0.07693	2.75	0.007
$\alpha_{t-2}$	-0.138713	0.07033	-1.97	0.050
$\mu_1$	0.305350	0.1040	2.94	0.004
$\mu_2$	0.0294535	0.4977	0.0592	0.953
$\psi_1$	-0.0655898	0.02246	-2.92**	0.004
$\psi_2$	-0.0129313	0.1074	-0.120	0.904
$p_{11}$	0.946268	0.03485		
$p_{22}$	0.117274	0.1842		

1 Tall i fotskrift indikerer regime, med unntak av  $\alpha$  der vi har regimeuavhengige verdier for forskjellige antall lag.

2 \*\* forkastes på 5 % signifikansnivå (DF kritiske verdier)

3 Følgende utvalg ble brukt 1999(11) - 2014(9)

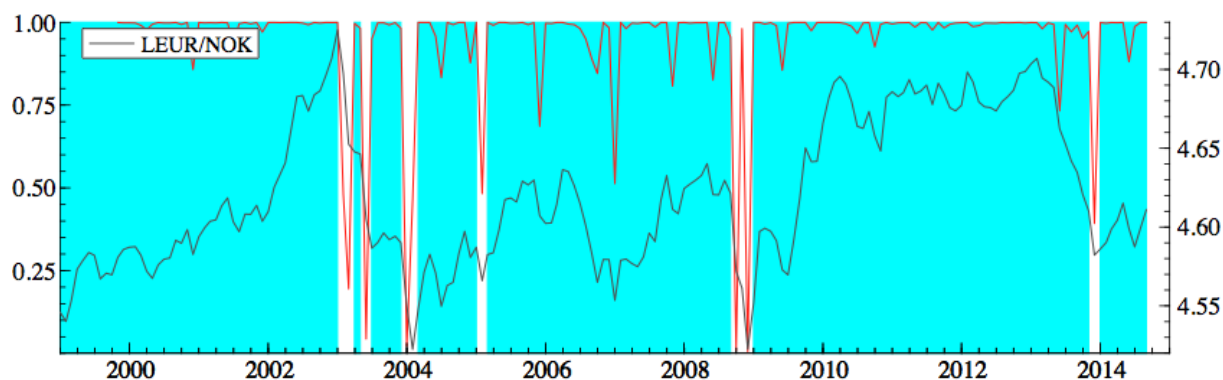
informasjon:

$$\Delta q_t = \mu_{st} + \psi_{st} q_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \Delta q_{t-i} + \epsilon_t \quad s_t = 1, 2 \quad (4.5)$$

Her ser vi at  $\alpha_i$ -leddene ikke er regimeavhengige og vi fortsetter med 2 lag. Resultatene er rapportert i tabell 4.5 og vi ser at vi forkaster ikke-stasjonæritet i regime 1 ved både 10 og 5 % signifikansnivå. Dette styrker resultatene fra forrige modell ved at vi har færre parametre og tolkningen styrkes ved at vi kan forkaste den ved 5 % signifikansnivå. Ubetinget sannsynlighet for å være i det stasjonære regimet funnet ved hjelp av ligning (3.14) gir oss en sannsynlighet på 94,26 %. Grafisk framstilling av resultatene følger i figur 4.3, hvor vi ser at vi har enda mer oppstykkede korte depresieringsperioder, slik at vi har random walk kun i perioder med brå depresiering. Vi ser at regimeklassifiseringen er strengere enn i modellen hvor vi lar  $\alpha_i$ -leddene være regimeavhengige.

Fra 1999 til 2003 har vi en kraftig appresiering av krona, dette indikerer at vi ikke har stasjonæritet, men muligens stasjonæritet med trend. Det kan virke som om modellen ikke klarer å klassifisere stasjonære regimer, derfor velger vi å være varsomme ved tolkning av denne modellen. Vi ser likevel at vi har ikke-stasjonæritet i perioden rett etter den særnorske høykonjunktoren i 2003 og i finanskrisen høsten 2008. Dette er "ekstreme/uforutsette hendelser" og det er ikke overraskende at RKKP ikke holder i disse periodene. Ut i fra de numeriske resultatene holder RKKP, men på grunn av den grafiske svakheten virker det som om RKKP allikevel ikke holder. Dette stemmer overens med den initielle ADF-testen som forkastet stasjonæritet ved normale kritiske nivåer, men motsatt resultat av den regimeskiftende Dickey-Fuller testen. Vi er derfor fortsatt usikre på om RKKP holder.





Figur 4.3: MS-ADF forenklet, sannsynlighet for at RKKP holder, blått område indikerer sannsynlighet over 50 % (venstre akse), mens rød linje viser smooth sannsynlighet for det stasjonære regimet. Svart linje er realvalutakursen med verdier på høyreaksen.

### 4.3 Lange svingninger i krona

I den regimeuavhengige Dickey-Fuller-testen i kapittel 3.2 fant vi grafisk at realvalutakursen varierte rundt en langsiktig likevekt. En test på førstedifferansen til realvalutakursen kan avgjøre om den beveger seg i lange trender slik at RKKP holder på lang sikt. Engel og Hamilton (1990) formulerte noen mulige tolkninger av realvalutakurser gitt denne tilnærmingen. Det kan være asymmetri i persistensen til de forskjellige regimene, appresiering av krona kan være bratt, men kortvarig. Tilsvarende kan depresieringen være slak, men langvarig. Til slutt og det vi er spent på om vi finner, er om det er lange svingninger med persistente regimer og motsatt fortegn på konstantleddene.

Modellen formuleres slik:

$$z_t = \mu_{st} + \epsilon_t \quad s_t = 1, 2 \quad (4.6)$$

Der  $z_t = e_t - e_{t-1}$ , og  $e_t = 100$  ganger den naturlige logaritmen til  $q_t$ . Resultatene for  $\mu_{st}$  er da tilnærmet prosentvise endringer i realvalutakursen. Vi lar også standardavviket variere mellom regimene slik at modellen er indentisk med modellen til Engel og Hamilton (1990). Vi estimerer modellen med 50 tilfeldige startverdier for å finne én unik løsning, alle disse startverdiene gir samme resultat. Resultatene vises i tabell 4.6.

Vi ser at denne modellen er upresist estimert og den kan derfor ikke brukes til økonomisk tolkning. En Wald-test for å sjekke om parametrene er like bekrefter at variansen er regimeavhengig. Allikevel estimerer vi modell (4.6) uten regimeavhengig varians. Resultatene er rapportert i tabell 4.7.

Tabell 4.6: MS-modell førstedifferansen, resultater ligning (4.6)

	Koeffisient	Standardfeil	t-verdi	t-sannsynlighet
$\mu_1$	0.167814	0.1372	1.22	0.223
$\mu_2$	-0.415477	0.5111	-0.813	0.417
$\sigma_1$	1.12006	0.1520		
$\sigma_2$	2.19233	0.5123		
$p_{11}$	0.955864	0.05580		
$p_{22}$	0.847173	0.1524		

Følgende utvalg ble brukt 1999(2)-2014(9)

Tabell 4.7: MS-modell førstedifferansen, resultater ligning (4.6) (uavhengig varians)

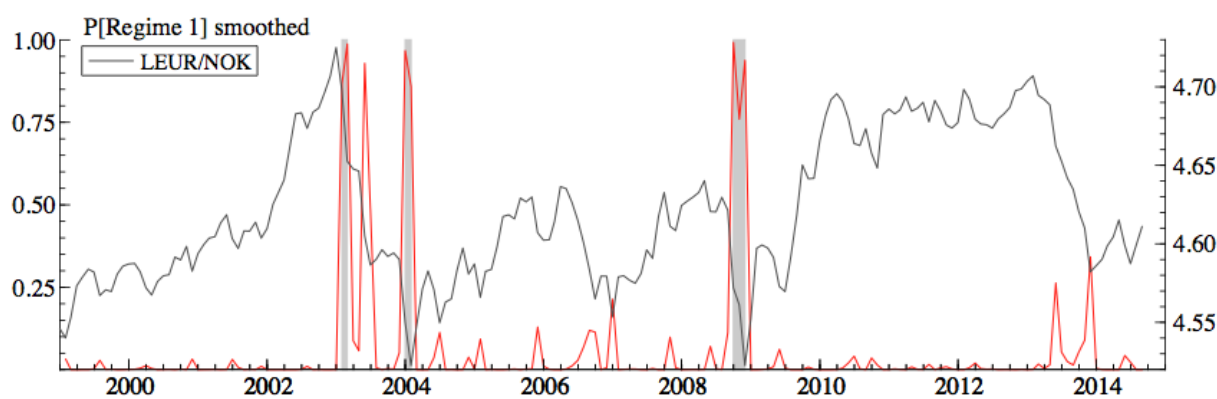
	Koeffisient	Standardfeil	t-verdi	t-sannsynlighet
$\mu_1$	0.218512	0.1043	2.10	0.037
$\mu_2$	-2.99964	0.6886	-4.36	0.000
$\sigma$	1.25198	0.07304		
$p_{11}$	0.964687	0.02108		
$p_{22}$	0.403552	0.2184		

Følgende utvalg ble brukt 1999(2)-2014(9)

Her får vi signifikante koeffisienter slik at vi kan tolke modellen. Som forventet, når vi bruker førstedifferansen, får vi en positiv og en negativ verdi på  $\mu_{st}$ . Dette gir oss et regime med 0,21 % appresiering av krona i regime 1 og 2,99 % depresiering i regime 2. Som vi ser ut i fra transisjonssannsynligheten vil vi være i regime 1 mesteparten av tidsserien siden regime 2 kun forekommer der vi har kraftig depresiering.

Estimatene fra tabell 4.7 viser at bevegelsene ikke er karakterisert av lange svingninger, men kortvarige brå depresieringsregimer. Dette tyder på at RKKP ikke holder.

Vi ser fra figur 4.4 at vi har få depresieringsperioder. Depresieringsperiodene er rett etter den særnorske høykonjunktoren i 2003 og i finanskrisen. De to første periodene kommer ganske tett, men vi ser at bunnen i realvalutakursen ikke var nådd i den første depresieringsperioden. Gjennomsnittlig lengde på normalregimet er 36 måneder, mens depresieringsregimet varer i gjennomsnitt 2 måneder.



Figur 4.4: Lange svingninger i krona? Grå felt indikerer depresieringsregimet. Smooth sannsynlighet for depresieringsregimet er vist i rødt med verdier på venstreaksen mens logaritmen til realvalutakursen er vist i i svart med verdier på høyreaksen

En formell test av om denne “segmented trend”-hypotesen holder mot en random walk spesifikkasjon kan formuleres med følgende nullhypoteser (Engel og Hamilton, 1990):

$$H_0^1 : p_{11} = 1 - p_{22} \quad \& \quad \mu_1 \neq \mu_2 \quad \& \quad \sigma_1 \neq \sigma_2 \quad (4.7)$$

$$H_0^2 : \mu_1 = \mu_2 \quad (4.8)$$

$H_0^1$  sier at fordeling av regimer  $s_t$  er uavhengig av  $s_{t-1}$ , mens  $H_0^2$  sier at realvalutakursen depresierer like mye i begge regimene. Det vil si at hvis vi forkaster  $H_0^1$  og  $H_0^2$  kan vi beholde hypotesen om at realvalutakursen følger en “segmented trend”. Vi har ikke regimeavhengig varians, så vi kan ikke teste nullhypotesene. Vi kan likevel konkludere uformelt om vi har “segmented trend” i realvalutakursen ut i fra definisjonen innledningsvis. Vi har motsatte fortegn på konstantleddet, men regime 2 er ikke persistent ( $p_{22} = 0,40$ ) slik at vi forkaster hypotesen. Grafisk ser vi også at vi ikke har lange svingninger i sannsynligheten for depresiering som støtter konklusjonen. Siden vi ikke har lange svingninger i krona holder heller ikke relative kjøpekraftsparitet. Derfor har vi totalt sett ingen klar konklusjon på om RKKP holder siden vi har motstridende og uklare resultater fra våre tester.

## 4.4 Markov-skiftende URRP modell

Siden vi ikke fant at sikre indikasjoner for at URRP holdt ved OLS, ønsker vi å sjekke om den holder i en regimeavhengig modell. Vi estimerer følgende Markov-skiftende

modell:

$$\dot{q}_t = \mu_{st} + \gamma_{st}(r_t - r_t^*) + \epsilon_t \quad s_t = 1, 2 \quad (4.9)$$

Denne ligningen vil i følge teorien gi oss at endringen i realvalutakurs er lik realrentedifferansen, men modellen er nå delt i to regimer. Vi skal likevel få verdier på  $\mu_{st} = 0$  og  $\gamma_{st} = 1$ , men det kan hende at URRP holder i enkelte regimer og ikke i andre. For å teste om våre estimerte verdier er lik forventede verdier tester vi følgende nullhypotese:

$$H_0 : \mu_{st} = 0 \quad \& \quad \gamma_{st} = 1$$

Resultatene fra modellen finner vi i tabell 4.8. Vi observerer to persistente regimer med markant lavere volatilitet i regime 1. Vi har et konstantledd som er signifikant forskjellig fra null. Dette gir en månedlig appresiering av krona på 0.41 %, konstantleddet i regime 2 er ikke signifikant ulikt null, og med meget høy standardfeil. Vi har og to signifikante og forskjellige koeffisienter for  $\gamma$ , på henholdsvis 0.89 og 0.62 i regime 1 og 2, som betyr at vi er meget nærme nullhypotesen i regime 1.

Tabell 4.8: Test av URRP ved MS, 2 regimer

	Koeffisient	Standardfeil	t-verdi	t-sannsynlighet
$\mu_1$	0.00410780	0.001180	3.48	0.001
$\mu_2$	-0.00020948	0.001746	-0.120	0.905
$\gamma_1$	0.891740	0.2015	4.43	0.000
$\gamma_2$	0.618856	0.3107	1.99	0.048
$\sigma_1$	0.00767545	0.0008551		
$\sigma_2$	0.0168392	0.001208		
$p_{11}$	0.961023	0.03025		
$p_{22}$	0.982052	0.02125		

Følgende utvalg ble brukt 1999(2) - 2014(9)

Modellspesifikasjonene er testet i tabell 4.9. Normality-testen indikerer lite skjevhet og kurtose i restleddet. ARCH-testen indikerer liten grad av seriekorrelasjon i restleddvariansen. Dette medfører at en Wald-test anvendt på parametrene vil gi gyldige resultater.

Tabell 4.9: Testdiagnostikk: URRP ved MS, 2 regimer

Test	Frihetsgrader	Test-verdi	Test-sannsynlighet
Normality	$Chi^2(2)$	0.032516	[0.9839]
ARCH	F(1,178)	0.64564	[0.4227]

Vi tester deretter nullhypotesene ved en Wald-test presentert i tabell 4.10. Vi finner at  $\gamma$  og  $\mu$  ikke er regimeavhengige. Likevel gir de separate fellesnullhypotesene meget ulike

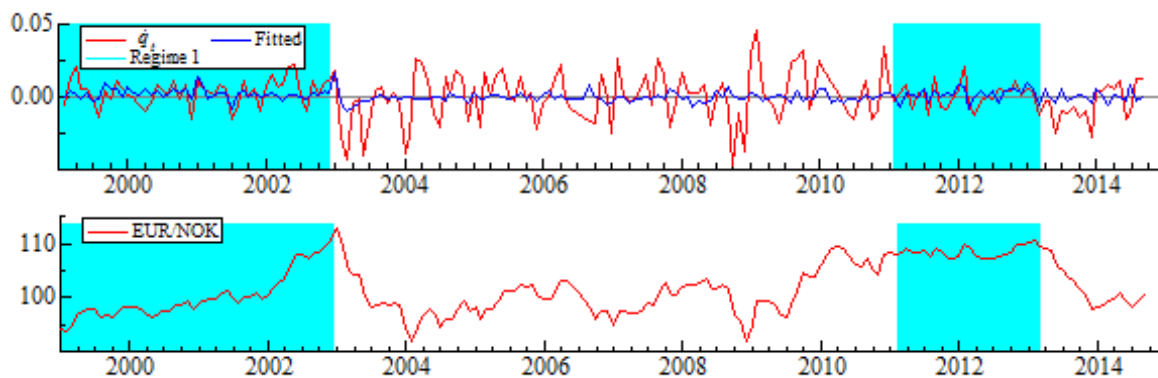
svar som indikerer at dette ikke stemmer. Fellesnullhypotesen  $\mu_{st} = 0$  &  $\gamma_{st} = 1$  forkastes ved 1 % signifikansnivå. Den separate fellesnullhypotesen om at  $\mu = 0$  &  $\gamma = 1$  forkastes i det første regimet med god margin, men beholdes i regime 2 med 46.97 % sannsynlighet. Det er interessant å se at vi beholder URRP i det regimet som hadde lavest  $\gamma$ -verdi da det intuitivt skulle vært motsatt. Grunnen er at konstantleddet er signifikant forskjellig fra null i regime 1 og ikke i regime 2.

Modellen har estimert at vi befinner oss i regime 2 61.17 % av tiden, mens den ubetingede sannsynligheten<sup>8</sup> for at vi befinner oss i regime 2 er 68,4 %.

Tabell 4.10: Wald-test, URRP ved MS, 2 regimer

$H_0$	Wald-statistikk
$\mu_1 = \mu_2$ & $\gamma_1 = \gamma_2$	3.63179 [0.1627]
$\mu_1 = 0$ & $\gamma_1 = 1$	16.051 [0.0003]**
$\mu_2 = 0$ & $\gamma_2 = 1$	1.51122 [0.4697]
$\mu_{st} = 0$ & $\gamma_{st} = 1$	18.517 [0.0010]**

Modellen er presentert grafisk i figur 4.5. Vi ser et klart skille i volatiliteten i de to regimene. Det som er interessant er at det er i det volatile regimet at vi beholder URRP. Dette er en periode hvor vi har vært gjennom den største depresieringen av krona i euroens historie samt en finanskriser.



Figur 4.5: URRP ved MS, 2 regimer. Turkist felt indikerer regimet hvor URRP forkastes, den øverste figuren viser relativ endring i realvalutakursen, mens den nederste figuren viser realvalutakursen.

I likhet med våre tidligere funn forkaster vi fellesnullhypotesen  $\mu_{st} = 0$  &  $\gamma_{st} = 1$ , men den holder i ett regime. Vi fortsetter derfor med andre modellspesifikasjoner for videre testing.

<sup>8</sup>Ubetinget sannsynlighet finner vi ved følgende formel:  $P(s_t = 2) = [(1 - p_{11}) / (2 - p_{22} - p_{11})]$

Fordi Wald-testen indikerer (med usikkerhet) at  $\gamma$  og  $\mu$  ikke er signifikant forskjellig i de to regimene er det naturlig å forenkle modellen. Standardavviket er klart ulikt i de forskjellige regimene, så vi lar fortsatt det variere. Den nye modellformuleringen blir da:

$$\dot{q}_t = \mu + \gamma(r_t - r_t^*) + \epsilon_t \quad s_t = 1, 2 \quad (4.10)$$

Resultatene er presentert i tabell 4.11. Vi har igjen to persistente regimer med lavere volatilitet i regime 1, og det er kun det som skiller regimene fra hverandre. Vi observerer et signifikant konstantledd på 0.0023 som betyr at krona appresierer med 0,23 % i hver måned i regime 1. Observert effekt av realrentedifferansen er 0.78, og denne er signifikant forskjellig fra null.

Tabell 4.11: Test av URRP ved MS, forenklet modell

	Koeffisient	Standardfeil	t-verdi	t-sannsynlighet
$\mu$	0.00237662	0.0008894	2.67	0.008
$\gamma$	0.780567	0.1617	4.83	0.000
$\sigma_1$	0.00711629	0.0008360		
$\sigma_2$	0.0166918	0.001140		
$p_{11}$	0.955667	0.03461		
$p_{22}$	0.982413	0.01959		

Følgende utvalg ble brukt 1999(2)-2014(9)

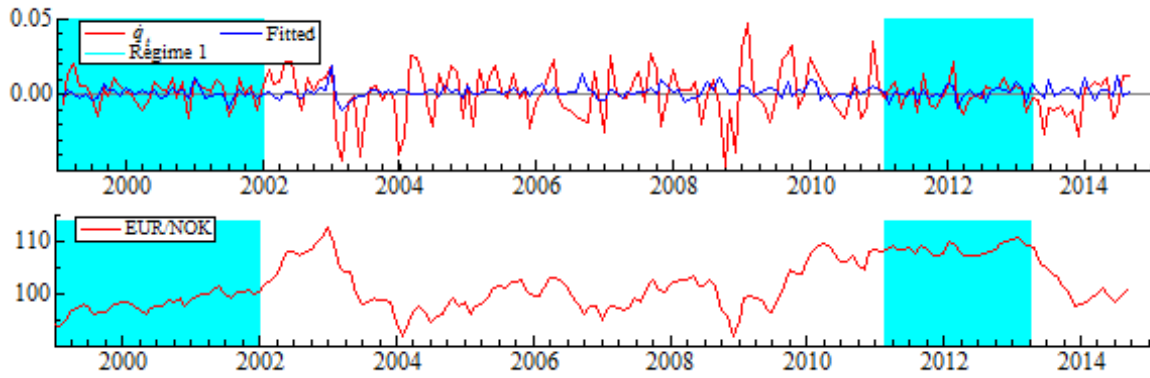
Modellspesifikasjonen er testet i tabell 4.12 og vi har en velspesifisert modell.

Tabell 4.12: Testdiagnostikk: URRP ved MS, forenklet modell

Test	Frihetsgrader	Test-verdi	Test-sannsynlighet
Normality	$Chi^2(2)$	1.0324	[0.5968]
ARCH	F(1,180)	0.18396	[0.6685]

$H_0 : \mu = 0 \ \& \ \gamma = 1$  gir en Wald-statistikk på 12.3193 [0.0021]\*\*. Fellesnullhypotesen forkastes klart, og vi må igjen forkaste hypotesen om at URRP holder.

Modellen er presentert grafisk i figur 4.6. Vi ser igjen et klart skille i volatiliteten i de to regimene, men forskjellen fra forrige figur er nå at regime 1 varer kortere i første periode. Dette er fordi variansen er eneste regimeavhengige variabel, og regimene vil derfor kun diskriminere mellom disse.



Figur 4.6: URRP ved MS, forenklet modell. Den øverste figuren viser relativ endring i realvalutakursen, mens den nederste figuren viser realvalutakursen.

Vi forkastet igjen fellesnullhypotesen og fortsetter derfor å modifisere modellen for å sjekke om vi kommer nærmere nullhypotesen.

Fordi vi valgte å gå direkte fra en generell til en regimeuavhengig modell, kan det hende vi unngikk å fange opp URRP i enkeltregimer, Vi vil derfor undersøke om en modell som kun har regimeavhengige konstantledd vil utmerke seg. Dette kan intuitivt forklares ved at den eventuelle risikopremien vil variere over tid. Vi estimerer derfor modellen:

$$\dot{q}_t = \mu_{st} + \gamma(r_t - r_t^*) + \epsilon_t \quad (4.11)$$

Resultatene fra modellen finner vi i tabell 4.13. Vi observerer to persistente regimer med lavere volatilitet i regime 1. Vi registrerer at vi har kun et konstantledd signifikant forskjellig fra null. Dette gir en månedlig appresiering av krona på 0.39 %. Videre har vi en  $\gamma$  på 0.81 som er signifikant forskjellig fra null.

Tabell 4.13: Test av URRP ved MS, regimeavhengig konstantledd og varians

	Koeffisient	Standardfeil	t-verdi	t-sannsynlighet
$\mu_1$	0.00394661	0.001146	3.45	0.001
$\mu_2$	-0.0000389870	0.001706	-0.0228	0.982
$\gamma$	0.810385	0.1645	4.93	0.000
$\sigma_1$	0.00765621	0.0008059		
$\sigma_2$	0.0168554	0.001198		
$p_{11}$	0.961718	0.02934		
$p_{22}$	0.982722	0.02010		

Følgende utvalg ble brukt 1999(2) - 2014(9)

Modellens testdiagnostikk er presentert i tabell 4.14. Vi har ingen feilspesifikasjoner, som medfører at en Wald-test anvendt på parametrene vil gi gyldige resultater.

Tabell 4.14: Testdiagnostikk: URRP ved MS, regimeavhengig konstantledd og varians

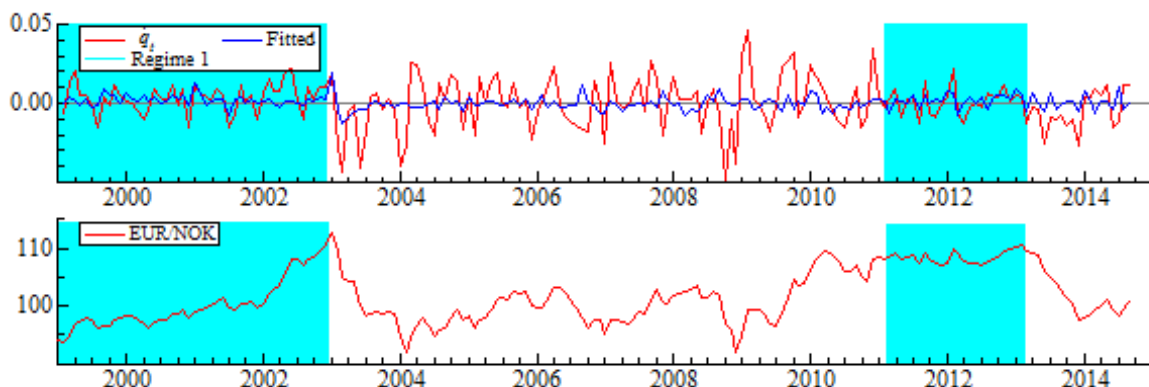
Test	Frihetsgrader	Test-verdi	Test-sannsynlighet
Normality	$Chi^2(2)$	0.034796	[0.9828]
ARCH	F(1,179)	0.56307	[0.4540]

Wald-testen tilsier at konstantleddet ikke er regimeavhengig, samtidig gir testen av de separate fellesnullhypotesene meget ulike verdier, som igjen indikerer at konstantleddet er regimeavhengig. Fellesnullhypotesene  $\mu_1 = 0$  &  $\gamma = 1$  og  $\mu_{st} = 0$  &  $\gamma = 1$  forkastes med god margin. Vi kan ikke forkaste fellesnullhypotesen i regime 2, og vi har dermed at udekket realrenteparitet holder i regime 2 med 51.44 % sannsynlighet. Modellen har estimert at vi befinner oss i regime 2 61,17 % av tiden, mens den ubetingede sannsynligheten<sup>9</sup> for at vi er i regime 2 er 68,9 %. Igjen beholder vi URRP i regimet med lavest  $\gamma$ -verdi, fordi konstantleddet ikke er signifikant ulikt null i regime 2.

Tabell 4.15: Test av modell: URRP ved MS, regimeavhengig konstantledd og varians

$H_0$	Wald-statistikk
$\mu_1 = \mu_2$	3.25669 [0.0711]
$\mu_1 = 0$ & $\gamma = 1$	17.7148 [0.0001]**
$\mu_2 = 0$ & $\gamma = 1$	1.3294 [0.5144]
$\mu_{st} = 0$ & $\gamma = 1$	18.41 [0.0004]**

Modellen er presentert grafisk i figur 4.7. Igjen er det et klart skille i volatilitet mellom regimene, og figuren er nesten identisk med figur 4.5. Igjen beholder vi URRP i regime 2 som er det mest volatile regimet.



Figur 4.7: URRP ved MS, varierende konstantledd og varians. Turkist felt indikerer regimet hvor URRP forkastes, den øverste figuren viser relativ endring i realvalutakursen, mens den nederste figuren viser realvalutakursen.

<sup>9</sup>Beregnet ved formel (3.14)



Igjen forkaster vi nullhypotesen  $\mu_{st} = 0$  &  $\gamma = 1$  og URRP holder ikke. Intuitivt skal den ikke holde hvis vi inkluderer flere forklaringsvariabler, men det er interessant å finne ut om andre variabler påvirker endring i realvalutakursen.

#### 4.4.1 Markov-skiftende URRP med oljepris

Vi ønsker å sjekke om endringer i oljeprisen har en effekt på endringen av realvalutakursen som indikert av Akram (2000), og fortsetter å bruke et regimerammeverk for å fange opp potensielle effekter i forskjellige regimer. Relativ endring i oljeprisen er stasjonær slik at vi ikke får en spuriøs sammenheng. Dette er testet ved en ADF-test (tabell A.3).

Vi lar alle variablene være regimeavhengige, og estimerer følgende modell:

$$\dot{q}_t = \mu_{st} + \gamma_{st}(r_t - r_t^*) + \omega_{st}\dot{o}_t + \epsilon_t \quad s_t = 1, 2 \quad (4.12)$$

der  $\dot{o}_t = \frac{oil_{t+1} - oil_t}{oil_t}$ . En effekt av å inkludere relativ endring i oljepris vil være at realrentedifferansen slipper å fange opp eventuelle endringer i realvalutakursen forårsaket av endringer i oljepris. Likevel predikerer URRP at oljeprisen ikke skal ha noe å si for endring av realvalutakurs.

Resultatene fra modellen finner vi i tabell 4.16. Vi observerer to persistente regimer med lavere volatilitet i regime 1. Vi har kun et konstantledd signifikant ulikt null i regime 1. Dette gir en appresiering av krona på 0.34 % hver måned. Vi har to signifikante koeffisienter for  $\gamma$  på 0.94 og 0.63. Vi har signifikante effekter av oljeprisen i regime 1, denne gir at en 1 % økning i oljepris gir 0.06 % appresiering av krona. I regime 2 er effekten av oljepris ikke signifikant forskjellig fra null.

Tabell 4.16: Test av URRP ved MS, 2 regimer, inkl. oljepris

	Koeffisient	Standardfeil	t-verdi	t-sannsynlighet
$\mu_1$	0.00342432	0.001200	2.85	0.005
$\mu_2$	0.000124156	0.001662	0.0747	0.941
$\gamma_1$	0.936079	0.1939	4.83	0.000
$\gamma_2$	0.634583	0.2980	2.13	0.035
$\omega_1$	0.0600143	0.02384	2.52	0.013
$\omega_2$	0.0360123	0.06013	0.599	0.550
$\sigma_1$	0.00698374	0.0008459		
$\sigma_2$	0.0166672	0.001158		
$p_{11}$	0.958663	0.03147		
$p_{22}$	0.983893	0.01878		

Følgende utvalg ble brukt 1999(2)-2014(9)

Tabell 4.17 viser testdiagnostikk for modellen, og vi har en velspesifisert modell.

Tabell 4.17: Testdiagnostikk: URRP ved MS, 2 regimer, inkl. oljepris

Test	Frihetsgrader	Test-verdi	Test-sannsynlighet
Normality	$Chi^2(2)$	1.0061	[0.6047]
ARCH 1-1	$F(1, 176)$	0.2108	[0.6467]

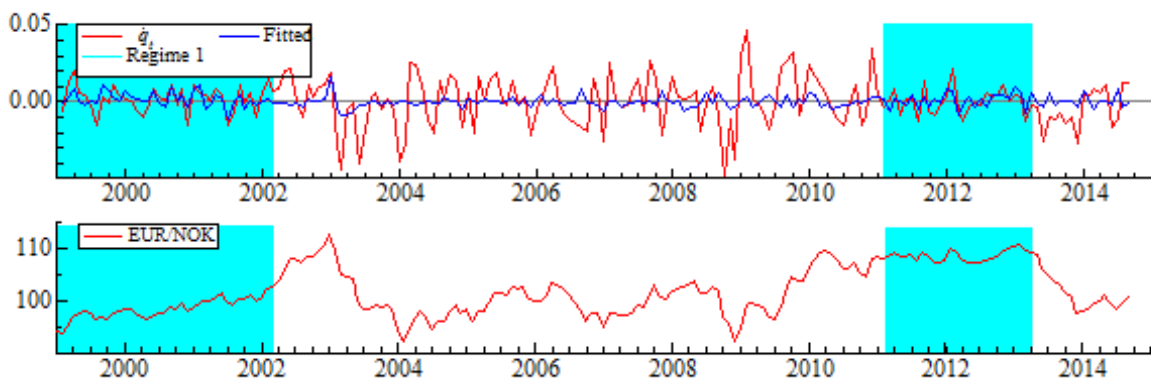
Wald-testen rapporterer at ingen av parametrene er regimeavhengige. Videre tester vi fellesnullhypotesen (inkluderer  $\omega_{st} = 0$  for å unngå brudd på URRP)  $\mu_{st} = 0$  &  $\gamma_{st} = 1$  &  $\omega_{st} = 0$  for hvert regime og finner ulike resultater. Dette indikerer at variablene er regimeavhengige i motsetning til den første testen. Vi har og testet fellesnullhypotesene uten restriksjonen  $\omega = 0$ , og vi ser at inkluderingen av oljepris styrker begge hypotesene selv om de har forskjellige konklusjoner. Dette indikerer at oljeprisen øker kvaliteten av modellen. Fellesnullhypotesen forkastes med god margin i regime 1, men beholdes i regime 2 med 55.90 % sannsynlighet. Den estimerte modellen gir oss at vi er i regime 2 65.43 % av tiden, mens den ubetingede sannsynligheten for at vi er i regime 2 er 71.96 %. Fellesnullhypotesen  $\mu_{st} = 0$  &  $\gamma_{st} = 1$  &  $\omega_{st} = 0$  forkastes med god margin, og vi har igjen forkastet URRP. Vi legger merke til at vi igjen beholder URRP i regimet med lavest  $\gamma$ -verdi, men i denne modellen er det fordi hverken konstantleddet eller effekten av oljepris er signifikant ulikt null i regime 2.

Tabell 4.18: Wald-test: URRP ved MS, 2 regimer, inkl. oljepris

$H_0$	Wald-statistikk
$\mu_1 = \mu_2$ & $\gamma_1 = \gamma_2$ & $\omega_1 = \omega_2$	2.71695 [0.4374]
$\mu_1 = 0$ & $\gamma_1 = 1$	10.0642 [0.0065]**
$\mu_2 = 0$ & $\gamma_2 = 1$	1.56541 [0.4572]
$\mu_{st} = 0$ & $\gamma_{st} = 1$	12.7238 [0.0127]*
$\mu_1 = 0$ & $\gamma_1 = 1$ & $\omega_1 = 0$	20.3095 [0.0001]**
$\mu_2 = 0$ & $\gamma_2 = 1$ & $\omega_2 = 0$	2.06525 [0.5590]
$\mu_{st} = 0$ & $\gamma_{st} = 1$ & $\omega_{st} = 0$	23.8518 [0.0006]**

Modellen er presentert grafisk i figur 4.8. Figuren er omtrent identisk med figur 4.6. Det betyr at regimene omtrent skilles utelukkende basert på volatilitet. Igjen beholder vi URRP i det mest volatile regimet. I 2001 gikk sentralbanken bort fra pengepolitikken om stabilitet mot europeiske valutaer, dette kan forklare volatiliteten i de påfølgende årene. I etterkant av finanskrisen fra 2011-2013 var det igjen mindre volatilitet i realvalutakursen, en forklaring på dette kan være at sentralbanken tok mer hensyn til Europa og det utenlandske rentenivået.

“I byrjinga av 2012 var det venta at svakare vekstutsikter ute og den sterke krona ville bidra til å dempe inflasjonen og veksten her heime. På den bakgrunnen vedtok hovudstyret å setje ned styringsrenta med 0,25 prosenteningar til 1,5 prosent i mars.” Norges Bank (2013)



Figur 4.8: URRP ved MS, 2 regimer, inkl. oljepris. Turkist felt indikerer regimet hvor URRP forkastes, den øverste figuren viser relativ endring i realvalutakursen, mens den nederste figuren viser realvalutakursen.

Vi beholder fellesnullhypotesen i regime 2, men vi forkaster igjen den simultane fellesnullhypotesen for begge regimer med god margin.



## 5 Videre diskusjon

Ved en ADF-test for realvalutakursen har vi funnet enhetsrøtter, og forkaster dermed RKKP. Dette er motsatt av resultatene til Taylor (2002) og Lopez et al. (2005). Ved å estimere en AR(1) modell med regimeskift fant vi at RKKP holder fordi en “Karlsen-test” og en Dickey-Fuller-test viser at tidsserien er svakt stasjonær. Disse resultatene samsvarer med Bergman og Hansson (2005) sine resultater, med unntak av at deres modell bruker regimeuavhengig varians. Konklusjonen blir dog den samme, realvalutakursen er stasjonær og RKKP holder.

Deretter brukte vi en Markov-skiftende ADF-test som forkaster nullhypotesen om random walk i regime 1 ved 5 % signifikansnivå, som vil si at RKKP holder i dette regimet. Lignende resultater fant Kanas (2006), bortsett fra at vi har mye større sannsynlighet for å være i det stasjonære regimet. Tidligere resultater viser at RKKP skjelden holder på korte datasett, derfor er resultatene overraskende (Rogoff, 1996). En grunn til at våre resultater avviker fra tidligere studier kan være at vi har nyere data, og at valutamarkedene kan ha blitt mer effisiente over tid. Det er en hake ved det første stasjonære regimet, det ser ut som om det er ikke-stasjonært siden vi har en kraftig appresiering i krona. Derfor må vi være forsiktige med å konkludere om RKKP holder for denne modellen.

Den siste testen for lange svingninger i krona forkastes, slik at det ikke ser ut som om realvalutakursen EUR/NOK har denne egenskapen. Dette støtter opp under at realvalutakursen ikke er stasjonær og RKKP holder ikke. Vi har derfor tvetydige resultater om RKKP holder.

Ved estimering av URRP ved OLS fant vi en effekt av realrentedifferansen på 0,67. Tidligere studier av udekket renteparitet på nominell form har ofte gitt koeffisienter med negativt fortegn (Chinn og Meredith, 2005). Chinn (2006a) fant i likhet med Froot og Thaler (1990) at effekten av realrentedifferansen i snitt er -0,8. Rentelengden har vanligvis mye å si i forhold til URRP, og det er mer sannsynlig at den holder på lang sikt med tilsvarende lange renter (Chinn og Meredith, 2005). Derfor er det overraskende at vi har fått positive fortegn på våre korte data. Flood og Rose (2002) testet rentepariteten (nominell form) mellom krona og tyske mark ved bruk av daglige observasjoner og 1 måneds renter, og fant at effekten av realrentedifferansen var lik 0,59, med Newey West standardfeil på 0,75. Det er en veldig høy verdi på standardfeilen, men dette viser at man kan få riktig fortegn selv om man bruker korte renter. Det er likevel ikke lett å si hva som

---

er grunnen til dette.

Fellesnullhypotesen i URRP modellen ved OLS ble ikke forkastet, men grunnet feilspesifisert modell valgte vi å se bort i fra dette resultatet.

Vi fant gode indikasjoner på at URRP holder i enkeltregimer i de regimeavhengige modellene. Det overraskende var at fellesnullhypotesen beholdes i de volatile regimene. Vi legger merke til at grunnlaget for at vi beholder fellesnullhypotesen er at konstantleddet er eliminert fremfor at effekten av realrentedifferansen er nærmere én. En forklaring på dette kan være at krona blir sett på som en politisk “trygg havn” i urolige tider (Nordkvelde et al., 2015). En mulig økning av spekulative kroneinvestorer kan derfor bidra til riktigere prising av krona og minimere risikopremien som tilsvarer konstantleddet. Samtidig reduseres effekten av realrentedifferansen, dette kan forklares med at det er andre uobserverbare variabler som påvirker markedets forventninger i disse periodene, slik at effekten av realrentedifferansen blir mindre. Den simultane fellesnullhypotesen blir forkastet i alle 2-regimes modeller, og vi må derfor forkaste hypotesen om at URRP holder for realvalutakursen EUR/NOK.

Vi fant en statistisk signifikant effekt av endring i oljepris på realvalutakursen. Det er også vist at vi har regimeavhengige effekter av oljeprisen, noe som vil si at oljeprisen har en ikke-lineær effekt på kronkursen, dette er likt som Akram (2004) sine resultater. Dette impliserer at URRP ikke holder, da det kun er realrentedifferansen som skal påvirke realvalutakursen.

### **Svakheter ved modellene**

Som nevnt tidligere vil ingen prisindekser være like, og dette kan påvirke resultatet. Konsumprisindeksen fra euroområdet er vektet mellom landene, men ikke likt som den effektive realvalutakursen EUR/NOK. Dette kan da være grunn til avvik fra faktiske forhold.

Fordi vi har brukt REER indeksen som er vektet etter handelspartnere kan vi ikke si at vi ville fått samme resultater ved modellering av en ren EUR/NOK realvalutakurs. Dette kan være en grunn til avvik fra tidligere forskning. Vektingen etter handelspartnere vil bli påvirket av hvem Norge eksporterer til, og vil dermed endres over tid.

## 6 Konklusjon

Vi har ved forskjellige tester vist at RKKP holder periodevis, men regimeklassifiseringen til den regimeavhengige ADF-testen gjør at vi er skeptiske til resultatene. Fra denne testen ser det ut som om RKKP ikke holder under ett, dette er på grunn av perioder med sterk depresiering som i perioden etter den særnorske høykonjunktoren og under finanskrisen. De numeriske resultatene strider med resultatene til Taylor (2002) og Lopez et al. (2005). Men vi har også vist at hele tidsserien er svakt stasjonær som indikerer at RKKP holder. Tilsvarende resultat fikk Bergman og Hansson (2005) for seks andre realvalutakurser.

Vi har funnet at URRP holder i enkeltregimer i en Markov-skiftende modell, men vi forkaster at URRP holder simultant i begge regimer i disse modellene. Vi har også resultater som tyder på signifikante regimeavhengige effekter av oljeprisen, som underbygger at URRP ikke holder.

Hvis vi tillater å ha en risikopremie i de regimene hvor URRP ikke holder vil vi ikke forkaste URRP. Dette er i tråd med funnene til Li et al. (2012) om at vi må inkludere en risikopremie i teoretiske og empiriske modeller av URRP.

Summa summarum beholder vi både relativ kjøpekraftsparitet og udekket realrenteparitet regimevis, men de forkastes universelt. Derfor er ikke realvalutakursen så stødig som teorien skal ha det til.





## 7 Referanser

### Referanser

- Akram, Q. F. (2000): “When does the oil price affect the Norwegian exchange rate?” Norges Bank Research Department.
- Akram, Q. F. (2003): “Real equilibrium exchange rates for Norway.” *Explaining movements in the Norwegian exchange rate* 32, 53–86.
- Akram, Q. F. (2004): “Oil prices and exchange rates: Norwegian evidence.” *Econometrics Journal* 7, 476–504.
- Bank for International Settlements (2014): “Triennial Central Bank Survey.” Global foreign exchange market turnover in 2013.
- Benedictow, A. (2012): “Internasjonal etterspørsel etter norske varer og tjenester.” Statistisk sentralbyrå.
- Bergman, M. og Hansson, J. (2005): “Real exchange rates and switching regimes.” *Journal of International Money and Finance* 24, 121–138.
- Bernhardsen, T. og Røisland, Ø. (2000): “Hvilke faktorer påvirker kronekursen?” *Penger og kreditt* 3, 187–194.
- Bollen, N. P., Gray, S. F. og Whaley, R. E. (2000): “Regime switching in foreign exchange rates: Evidence from the currency option prices.” *Journal of Econometrics* 94(1-2), 239–276.
- Brooks, C. (2014): *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Cavaliere, G. (2003): “Asymptotics for Unit Roots under Markov Regime-switching.” *The Econometrics Journal* 6, 193–216.
- Cheung, Y. og Erlandsson, U. G. (2005): “Exchange Rates and Markov Switching Dynamics.” *Journal of Business & Economic Statistics* 23(3), 314–320.
- Chinn, M. D. (2006a): “The (partial) rehabilitation of interest rate parity in the floating rate era: Longer horizons, alternative expectations, and emerging markets.” *Journal of International Money and Finance* 25, 7–21.

- Chinn, M. D. (2006b): “A Primer on Real Effective Exchange Rates: Determinants, Overvaluation, Trade Flows and Competitive Devaluation.” *Open economies review* 17, 115–143.
- Chinn, M. D. og Meredith, G. (2005): “Testing uncovered interest parity at short and long horizons during the post-Bretton Woods era.” National Bureau of Economic Research.
- Chung, S. og Crowder, W. J. (2004): “Why Are Real Interest Rates Not Equalized Internationally?” *Journal of Monetary Economics* 71(2), 441–458.
- Corden, W. M. (1984): “Booming sector and Dutch disease economics: survey and consolidation.” *Oxford Economic Papers* , 359–380.
- Doornik, J. A. (2013): *Econometric Analysis with Markov-Switching Models, PcGive 14, vol 5*. Timerlake Consultants Press, London.
- Efthymios, G., Paya, I. og Peel, D. A. (2009): “The Econometrics of Exchange Rates.” *Palgrave Handbook of Econometrics, Vol 2* , 1025–1083.
- Enders, W. (2010): *Applied Econometric Time Series*. Leyh Publishing LLC, Austin.
- Engel, C. og Hamilton, J. D. (1990): “Long swings in the dollar: are they in the data and do markets know it?” *American Economic Review* 80, 689–713.
- Flood, R. og Rose, A. (2002): “Uncovered interest parity in crisis.” *Journal of Economic Perspectives* 49, 252–266.
- Franses, P. H. og van Dijk, D. (2000): *Non-linear time series models in empirical finance*. Cambrigde University Press, Cambrigde.
- Frenkel, J. A. (1981): “The Collapse of Purchasing Power Parities During the 1970’s.” *European Economic Review* 16, 145–165.
- Froot, K. og Thaler, R. (1990): “Anomalies: Foreign Exchange.” *Journal of Economic Perspectives* 4, 179–192.
- Golub, S. S. (1983): “Oil prices and exchange rates.” *The Economic Journal* , 576–593.
- Kanas, A. (2006): “Purchasing Power Parity and Markov Regime Switching.” *Journal of Money, Credit and Banking* 38(6), 1669–1687.
- Karlsen, H. (1990): “A Class of Non-Linear Time Series Models.” Ph.D. oppgave, Matematisk institutt, Universitetet i Bergen, Norge.

- Krugman, P. R. og Obstfeld, M. (2006): *International Economics Theory & Policy 7th edition*. Pearson Addison-Wesley, Boston.
- Li, D., Ghoshray, A. og Morley, B. (2012): “Measuring the risk premium in uncovered interest parity using the component GARCH-M model.” *International Review of Economics & Finance* 24, 167–176.
- Lopez, C., Murray, C. J. og Papell, D. H. (2005): “State of the Art Unit Root Tests and Purchasing Power Parity.” *Journal of Money, Credit and Banking* 37, 361–369.
- MacDonald, R. (2007): *Exchange Rate Economics*. Routledge, Oxon.
- Meese, R. og Rogoff, K. (1988): “Was it Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation Over the Modern Floating-Rate.” *The Journal of Finance* 43(4), 933–948.
- Mishkin, F. S. (1984): “Are Real Interest Rates Equal Across Countries? An Empirical Investigation of International Parity Conditions.” *The Journal of Finance* 39, 1345–1357.
- Nordkvelde, M., Alexandru, R. og Reve, T. (2015): “Den norske finansnæringen - en vekstnæring.” Finansforbundet.
- Norges Bank (2013): “Årsmelding og rekneskap 2012.” Årsmelding, Norges Bank.
- Norges Bank (2014): “Årsmelding og rekneskap 2013.” Årsmelding, Norges Bank.
- Nusair, S. A. (2006): “Real Interest Parity: Evidence from Industrialized Countries.” *Annals of Economics and Finance* 2, 425–457.
- Rogoff, K. S. (1996): “The Purchasing Power Parity Puzzle.” *Journal of Economic Literature* 34(2), 647–650.
- Sarno, L. og Taylor, M. (2002): *The Economics of Exchange Rates*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Taylor, A. M. (2002): “Exchange Rates and Markov Switching Dynamics.” *The Review of Economics and Statistics* 84, 139–150.
- Wooldridge, J. M. (2013): *Introductory Econometrics: A Modern Approach 5th edition*. Cengage Learning, USA.
- Žďárek, V. (2012): “An Empirical Investigation of the Purchasing Power Parity Hypothesis in European Transition Countries.” *Prague Economic Papers* 3, 257–276.



# A Appendiks

## A.1 ADF-tester

Tabell A.1: ADF-test på relativ endring i realvalutakurs

D-lag	t-adf	$\phi$	$\sigma$	t- $\alpha_i$	t-prob	AIC	F-prob
8	-4.780**	0.06877	0.01394	3.002	0.0031	-8.497	
7	-3.988**	0.23985	0.01426	0.4306	0.6673	-8.457	0.0031
6	-4.050**	0.26398	0.01423	-2.333	0.0208	-8.467	0.0113
5	-5.219**	0.10730	0.01441	-1.018	0.3101	-8.447	0.0025
4	-6.263**	0.03252	0.01441	-0.05643	0.9551	-8.452	0.0040
3	-7.178**	0.02836	0.01437	0.9106	0.3638	-8.463	0.0087
2	-7.790**	0.09070	0.01436	-0.1240	0.9015	-8.470	0.0124
1	-9.780**	0.08214	0.01432	2.114	0.0359	-8.481	0.0223
0	-10.79**	0.20746	0.01446	-8.467	0.0080		

1 \* og \*\* forkaster random walk ved hhv. 5 % og 1 % signifikansnivå.

2 Følgende utvalg ble brukt: 1999-02-01 - 2014-09-01

Tabell A.2: ADF-test på realrentedifferansen

D-lag	t-adf	$\phi$	$\sigma$	t- $\alpha_i$	t-prob	AIC	F-prob
11	-2.004*	0.59936	0.004695	-6.366	0.0000	-10.66	
10	-3.127**	0.32066	0.005227	0.6358	0.5258	-10.45	0.0000
9	-3.068**	0.35105	0.005218	-0.7068	0.4807	-10.46	0.0000
8	-3.334**	0.31575	0.005210	-1.637	0.1035	-10.46	0.0000
7	-3.940**	0.22061	0.005236	-0.8478	0.3977	-10.46	0.0000
6	-4.449**	0.16694	0.005232	-1.757	0.0808	-10.47	0.0000
5	-5.540**	0.03878	0.005264	1.213	0.2268	-10.46	0.0000
4	-5.492**	0.12035	0.005271	-0.6053	0.5458	-10.46	0.0000
3	-6.417**	0.07785	0.005261	0.7112	0.4779	-10.47	0.0000
2	-6.880**	0.12525	0.005254	-0.8862	0.3767	-10.48	0.0000
1	-8.929**	0.06187	0.005251	-0.2811	0.7790	-10.49	0.0000
0	-12.70**	0.04139	0.005237	-10.50	0.0000		

1 \* og \*\* forkaster random walk ved hhv. 5 % og 1 % signifikansnivå.

2 Følgende utvalg ble brukt: 1999-02-01 - 2014-09-01

Tabell A.3: ADF-test på relativ endring i oljepris

D-lag	t-adf	$\phi$	$\sigma$	t- $\alpha_i$	t-prob	AIC	F-prob
10	-4.268**	-0.02623	0.02691	-3.383	0.0009	-7.171	
9	-5.214**	-0.24481	0.02774	0.07571	0.9397	-7.115	0.0009
8	-5.429**	-0.23970	0.02765	-0.7682	0.4434	-7.126	0.0039
7	-6.006**	-0.29631	0.02762	1.100	0.2731	-7.134	0.0085
6	-6.050**	-0.20423	0.02764	1.176	0.2414	-7.138	0.0117
5	-6.085**	-0.11003	0.02767	1.390	0.1663	-7.142	0.0137
4	-5.979**	-0.01642	0.02774	-0.6169	0.5381	-7.142	0.0125
3	-7.029**	-0.06385	0.02769	1.344	0.1806	-7.151	0.0197
2	-7.236**	0.032164	0.02776	-1.196	0.2333	-7.152	0.0180
1	-9.860**	-0.06277	0.02779	0.5190	0.6044	-7.155	0.0185
0	-13.65**	-0.02263	0.02773	-7.165	0.0272		

1 \* og \*\* forkaster random walk ved hhv. 5 % og 1 % signifikansnivå.

2 Følgende utvalg ble brukt: 1999-02-01 - 2014-09-01

## A.2 Tester av renter og inflasjon

Tabell A.4: Test av rentelengde, URRP ved OLS

Modell	log-likelihood	SC	HQ	AIC
1mnd	533.83642	-5.6234<	-5.6439<	-5.6578<
3mnd	533.69840	-5.6219	-5.6424	-5.6564
6mnd	533.60691	-5.6210	-5.6414	-5.6554

1 Modeller med 1 måneds renter utmerker seg med høyest log-likelihood verdi, og lavest verdi på informasjonskriteriene.

Tabell A.5: Test av inflasjonsdatering, URRP ved OLS

Model	log-likelihood	SC	HQ	AIC
$\pi$	533.83642	-5.6234<	-5.6439<	-5.6578<
$\pi^e$	529.48942	-5.5772	-5.5976	-5.6116

1  $\pi$  og  $\pi^e$  er henholdsvis bakoverskuende forventninger og framoverskuende forventninger.

2 Modellen med bakoverskuende inflasjonsforventninger utmerker seg med høyest log-likelihood verdi, og lavest verdi på informasjonskriteriene.