

# Effekten av oljepris på norske kroner

---

Tommy Ka Chun Yip

Institutt for Samfunnsøkonomi, NTNU

Desember 2011



# Forord

---

Denne masteroppgaven markerer avslutningen av mitt masterstudie i samfunnsøkonomi ved NTNU. Å skrive denne oppgaven har vært veldig krevende, men også veldig lærerikt. Denne oppgaven har lært meg å anvende det jeg har lært og gitt meg en bedre forståelse av faget.

Jeg vil sende en stor takk til min veileder, professor Gunnar Bårdsen, for utmerket veiledning. Han har vært tålmodig, støttende og oppmuntrende gjennom hele prosessen, noe jeg har satt stor pris på. Takk også til Farooq Q. Akram som er direktør for forsknings-avdelingen i Norges Bank for å ha bidratt med datasettene av hans tidligere arbeid "*Oil prices and exchange rates: Norwegian evidence*" slik at jeg kunne reprodusere modellen hans.

Jeg vil også takke klassekameratene mine for et godt klassemiljø og nyttige faglige diskusjoner, spesielt Torgeir Kråkenes som alltid har vært tilgjengelig da jeg trengte hjelp.

Videre vil jeg også takke kjæresten min, Trine Fostervold, søsteren hennes Silje Fostervold Husby, Raymond Aune og Tormod Hagerup for å bistå med korrekturlesing og støtte.

Til slutt vil jeg dedikere denne oppgaven til familien min, spesielt min mor Flora Hui, som tapte kampen mot kreft den 30.12.2009. Jeg er endelig ferdig med mastergraden min som jeg lovet deg! ☺

Tommy Ka Chun Yip

*NTNU, Trondheim*  
*Desember 2011*

## Sammendrag

---

Det har vært stor volatilitet i olje- og valutamarkedet i de siste 4-5 årene som et resultat av økende uro i Midtøsten samt finanskrisen som startet i midten av 2007. Snittnivået på oljeprisen ligger 4-5 ganger høyere enn for 10 år siden, dermed vil jeg i denne oppgaven forsøke å finne effekten av oljepris på norske kroner med dagens oljeprisnivå. I denne oppgaven bruker jeg arbeidet til Akram (2004): "*Oil prices and exchange rates: Norwegian evidence*" som et utgangspunkt, og ved bruk av AMS-metoden har jeg avdekket både lineær og ikke-lineær oljepriseffekt på kronen i modellen min. Dette er i motsetning til tidligere studier som viser enten lineær eller ikke-lineær sammenheng mellom oljepris og kronen. I Akram (2004), avdekker han at oljepriseffekt er signifikant og negativ på norske kroner først når oljeprisen faller under 14 dollar. Med andre ord under estimeringsperioden til Akram viser det kun ikke-lineær oljepriseffekt på norske kroner, mens under estimeringsperioden i modellen min viser det seg at oljepris har en lineær effekt på kronen når oljeprisen ligger under 62 dollar, og når oljeprisen ligger over 62 dollar vil den ikke-lineære oljepriseffekten slå inn på kronen. Dette er som forventet siden gjennomsnittet på oljeprisen har endret seg drastisk i det siste. Med dagens forhold vil oljepris altså ha både lineær og ikke-lineær effekt på norske kroner og størrelsen av oljepriseffekten er avhengig av om oljeprisen ligger over eller under 62 dollar.

# Innhold

---

Forord	i
Sammendrag	ii
1. Introduksjon	1
2. Valutakursbestemmelser: Teori og empiri	
2.1 Kjøpekraftsparitet .....	5
2.2 Udekket renteparitet .....	7
2.3 Dilemmaet med udekket renteparitet og kjøpekraftsparitet .....	9
2.4 BNP (Bruttonasjonalprodukt) og driftsbalansen .....	11
2.5 Valutaregimer i Norge .....	13
2.6 Oljepriseffekt.....	15
3. Akram (2004)	
3.1 Feilkorrigeringsmodell med ikke-lineær oljepriseffekt .....	19
4. Dataegenskaper	
4.1 Data og test for stasjonaritet .....	21
5. Økonometriske metoder	
5.1 Dynamisk - og feilkorrigeringsmodell .....	23
5.2 En modell for ikke-lineære sammenhenger .....	24
6. Modellering og fremgangsmåte	
6.1 Generell modell .....	29
6.2 Automated Model Selection (AMS) metode .....	30
7. Resultat	
7.1 Spesifikk ikke-lineær modell .....	33
7.2 Modellevaluering .....	36
8. Konklusjon .....	41
Referanser .....	43
Appendiks A	
A.1 Kilder, beskrivelser og egenskaper ved tidsserier .....	47
A.2 Korrelasjon mellom variablene .....	49
A.3 Råoljeeksport som prosentandel av BNP .....	50

## Appendiks B

B.1	Stasjonær ved førstedifferansen(Random walk-prosess) .....	51
B.2	Kointegrasjon .....	51
B.3	Augmented Dickey-Fuller Test (ADF-test) .....	52
B.4	Engle & Granger-testen .....	53

## Appendiks C

C.1	Resultatet fra Akram (2004) .....	54
-----	-----------------------------------	----

## Appendiks D

D.1	Enhetsrøtter-test for stasjonaritet .....	55
D.2	Resultatet fra STR2 .....	56
D.3	Test for parameterstabilitet .....	57

## Tabeller

---

7.1.1	Sluttmodellen .....	33
7.2.1	Sluttmodellen (1986:4 – 2008:3) .....	39
A.I	Oversikt over variabler i modellen .....	47
A.II	Forholdet mellom norsk BNP og eksport av norsk produsert råolje .....	50
C.I	Feilkorrigeringsmodell med ikke-lineær oljepriseffekt .....	54
C.II	Ny feilkorrigeringsmodell med ikke-lineær oljepriseffekt .....	54
C.III	Prognosesammenligning med ny $\lambda$ og $c$ .....	54
D.I	Enhetsrøtter test for variablenes stasjonaritet .....	55
D.II	Enhetsrøtter test for variablenes stasjonaritet ved førstedifferansen .....	55
D.III	Enhetsrøtter test for ppp residual .....	55
D.IV	Resultatet fra STR2 program .....	56

# Figurer

---

1.1.1	Oljepris i USD .....	1
1.1.2	KKI (1990 = 100) .....	3
2.6.1	Oljepris og valutakurs .....	16
5.2.1	TAR modell: Grafisk illustrasjon .....	25
5.2.2	LSTR modell: Grafisk illustrasjon .....	27
7.1.2	Estimerte og faktisk verdi av $\Delta e_t$ .....	33
7.2.1	Prognosesammenligning Akram (2004) og Yip (2011) .....	39
A.I	Kvartalsobservasjoner .....	48
A.II	Kvartalsobservasjoner ved førstedifferansen .....	48
A.III	Korrelasjonsfigur .....	49
A.IV	Korrelasjon mellom De og FI.Y .....	49
D.I	Transisjonsfunksjon grafisk .....	56
D.II	Parameterstabilitet .....	57

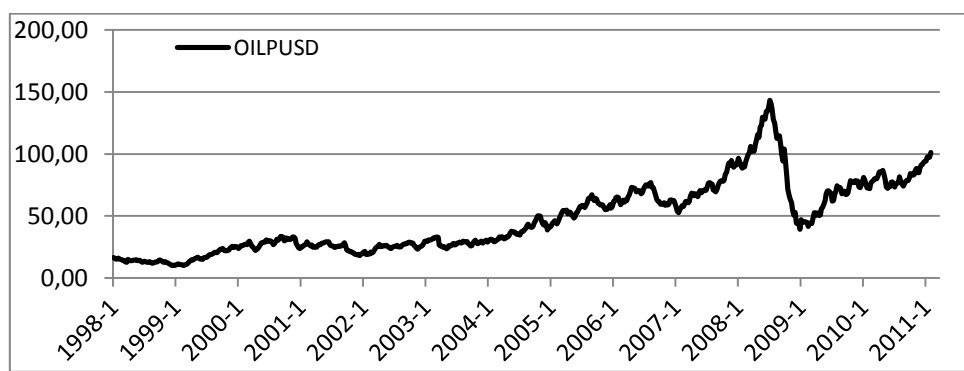


# 1 Introduksjon

---

Siden finanskrisen har oljeprisen vært veldig volatil. Prisen på et fat Brent olje svingte fra rundt 55 USD i begynnelsen av 2007, til litt over 140 USD i slutten av juni 2008 og igjen falt ned til kun rundt 40 USD i utgangen av 2008. Deretter hadde oljeprisen stødig kurs mot 100 USD per fat igjen i 2011. Oljemarkedet har blitt preget av uro og opprør i Midtøsten i det siste, først var det regimeskift i Egypt, deretter fulgte opptøyer i Libya og på grunn av uro og usikkerhet får oljeprisen enda et løft og den ligger rundt 110 USD per 08.03.11. På figur 1.1.1 kan man se utviklingen i olje- og valutamarked fra 1998 til 2011.

**Figur 1.1.1 Oljepris i USD**



Note: Figur 1.1.1 viser OILPUSD ukentlig spotpris på Brent olje per fat i amerikansk dollar fra 1998 – 2011.

I figur 1.1.1 ser vi at i oljemarkedet er volatiliteten i perioden fra og med 2007 til 2009 en av de største i de siste 20 årene. Fra slutten av juni 2007 til slutten av juni 2008 steg oljeprisen 200 % og nådde først toppen rundt 143 USD som et resultat av usikkerhet og spekulasjon i markedet. Den siste uka i desember 2008, kun 6 måneder etter, falt oljeprisen raskt tilbake og nådde sitt bunnivå på rundt 40 USD, som kun er ca. 28 % av toppnoteringen i juni 2008, og det kraftige fallet var et resultat av kraftig etterspørselsfall i oljemarkedet under finanskrisen (Økonomisk Utsyn 2010). For de som er opptatt av å spekulere på valutamarkedet, vil det være viktig å vite hvordan denne berg-og-dal-baneutviklingen i oljemarkedet påvirker norske kroner (NOK). En studie gjort av Akram (2004) avdekket en ikke-lineær oljepriseffekt på kronen, og størrelsen på effekten var avhengig av om svingningene i oljepris var innenfor eller utenfor det normale nivået, som da var på mellom 14 og 20 USD. Men nivået på dagens oljepris er ikke lenger 14-20 USD, og i tillegg har Norge gått over fra fastkursregime til flytende valutakursregime med inflasjonsmål siden mars 2001, mens estimeringsperioder fra

Akram (2004) er mellom 1971:1 og 2001:1 som stort sett var under fastkursregime. Dermed er det grunn til å undersøke effekten av oljepris på NOK på nytt igjen. Dette er motivasjonen bak denne oppgaven. Men det å forske på valutakurs er ingen lett oppgave. Tidligere empiriske studier viser at det er veldig vanskelig å lage treffsikre prognoser for valutakurs generelt. Ifølge Rosenberg (2003) har Alan Greenspan uttalt følgende om å spå valutakursen:

*"Having endeavored to forecast exchange rates for more than half a century, I have understandably developed significant humility about my ability in this area..."*

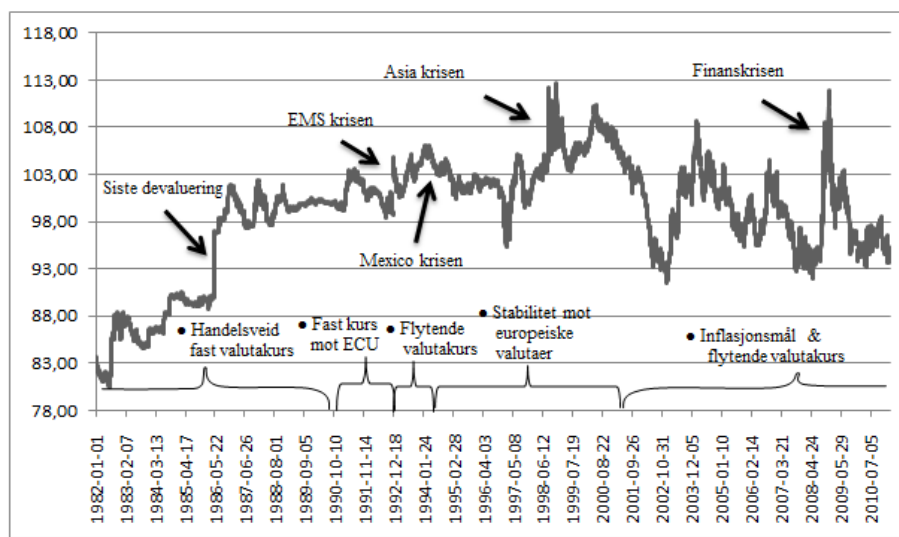
*Alan Greenspan  
Remarks before the Euro 50 Roundtable  
Washington D.C. November 30, 2001*

Med denne bakgrunnen og tidligere studier rundt emnet er det eneste man kan fastslå at valutamarkedet er volatilt og vanskelig å forutsi, og nøyaktigheten av valutakursprognoser kan dermed være begrenset. Dette er ikke så rart, siden forholdene i verdensøkonomien endrer seg fordi verdensøkonomien stadig blir utsatt for forskjellige sjokk. Noen av sjokkene kan ha permanente konsekvenser for et lands politikk og dermed kan det føre til endring i lovverk eller struktur i det finansielle systemet. Det er derfor også viktig å ta med andre fundamentale, makroøkonomiske faktorer som har empiriske signifikante effekter på valutakursen.

Det har vært både argumenter for og mot ved bruk av fundamentale, makroøkonomiske forhold som forklaringsvariabler for valutakurs gjennom tidene. Ifølge Obstfeld og Rogoff omtalt i MacDonald (2007) er forventninger og volatilitet mellom valutakurs og underliggende makrofundamentale forhold "*disconnected*", dermed gir det makrofundamentale variabler dårlig forklaringskraft på valutakursen, mens MacDonald (2007) mener at variabiliteten i og nivået på valutakursen kan forklares ut i fra makrofundamentale forhold og at det såkalte "*diconnection*"-argumentet er overdrevet. Jeg vil følge MacDonalds argumenter og tar med makrofundamentale variabler i min modell. Fra et slikt perspektiv er valutakurs avhengig av en rekke makroøkonomiske faktorer som inflasjon, rente og økonomisk vekst (Rime, 2003). I velkjente teorier som *kjøpekraftsparitet* og *udekket renteparitet* fanger opp inflasjonsforhold og renteforhold, mens BNP-vekst fanger opp økonomisk vekst. I tillegg har vi driftsbalansen som fanger opp netto fordring/gjeld overfor utlandet. Disse begrepene kommer jeg til å forklare nærmere i kapittel 2. Til tross for at disse fundamentale makroøkonomiske forholdene har signifikante effekter på valutakursbestemmelse på lang sikt viser tidligere empiri at på kort sikt har de lite forklaringskraft (Rime og Sojli, 2006). Grunnen for

den dårlige forklaringskraften på kort sikt kan man argumentere med at betingelser i teorien om udekket renteparitet ikke holder i virkeligheten. Teorien om udekket renteparitet tilsier at en økning i rente vil etterfølges av en forventet depresiering, men i en studie av Eichenbaum og Evans (siteret i Johansson, 2007), viser at i realiteten skjer det motsatte, og dette fenomenet kalles “forward premium anomaly” (Faust og Rogers 1999, som siteret i Johansson, 2007). I motsetning til makroøkonomiske teorier har det også gjort forskning på teorien om finansmarkeders mikrostruktur som ordrestrømsanalyse<sup>1</sup> og det viser lovende resultater når det gjelder å forklare valutakursen på svært kort sikt.

**Figur 1.1.2 KKI (1990 = 100)**



Note: Figur 1.1.2 viser daglig data av KKI (konkurranskursindeksen) fra 01. januar 1982 til 12. april 2011. KKI er indeks som viser verdien av norske kroner målt mot et veid gjennomsnitt av valutaene til 25 av Norges viktigste handelspartnere<sup>2</sup>. Indeksen er satt lik 100 i 1990. (Stigende indeksverdi betyr depresierende kronekurs.)

Utviklingen i valutakurs har også sterk sammenheng med et lands valg av valutakursregime. Figur 2. viser KKI fra 01. januar 1982 til 12. april 2011, og vi kan også se de forskjellige valutaregimer i Norge og store hendelser som har hatt sitt preg i valutamarkedet gjennom tidene. I desember 1978 hadde Norge innført fastvalutakurs mot en ensidig handelsveid valutakurv. I et slikt regime må den norske sentralbanken devaluere kronen for å opprettholde den valutakursen som er fastsatt hvis den handelsveide valutakurven devaluerer seg.

<sup>1</sup> For mer detaljer om ordrestrømanalyse kan man for eksempel se Lyon (2001).

<sup>2</sup> 25 av Norges viktigste handelspartnere er geometrisk gjennomsnitt veid med OECDs løpende konkurransevekter. Fra 4. februar 2008 og framover ble landsammensetningen for KKI endret med basis i siste tilgjengelige vekter fra OECD. Hellas, Ungarn, Taiwan og Thailand ble tatt ut av indeksen, mens Tyrkia, Russland, Hong Kong og Kina ble tatt inn (Norges Bank).

Hensikten var å redusere sårbarheten ovenfor devalueringer i andre land. Siste devaluering skjedde i mai 1986. I oktober 1990 ble det vedtatt fast valutakurs mot ECU (European Currency Unit), som et ønske om å knytte NOK tettere opp mot det europeiske valuta-markedet (European Monetary System, EMS). På grunn av for stor forskjell i konjunktur-svingninger mellom land som var med i fastkurssamarbeidet førte dette til at noen land ville heve rentenivået, mens andre land heller ville senke rentenivået, og spekulasjonen i valuta-markedet økte betraktelig. Høsten 1992 ble imidlertid presset mot NOK og de andre EMS-valutaene så stort at fastkurssamarbeidet brøt sammen, og i desember 1992 gikk mange land (inkludert Norge) over til flytende valutakurs. Siden Norge hadde som tradisjon et ønske om å sikre stabilitet i økonomien og dermed stabil kronkurs, ble kronen igjen forsøkt holdt stabil mot europeiske valutaer i 1994. Inflasjonsmål har vært en populær pengepolitikk for en rekke land siden begynnelsen av 1990-tallet og i mars 2001 ble også inflasjonsmål den nye retningslinjen for den norske pengepolitikken (Norges Bank).

Fokuset i denne oppgaven er å finne den isolerte effekten av oljeprisen på norske kroner under dagens forhold. For å presentere oppgaven min på en oversiktlig måte, kan oppgaven min grovt sett deles i 3 deler. Den første delen er teori og empiri for å forstå valutakursbestemmelser, deretter ser vi på deriblant håndtering av data og metoder som blir brukt i modellformulering, og tilslutt ser vi på resultatet, evaluering av sluttmodellen og konklusjonen.

I kapittel 2 presenterer jeg fundamentale valutakursteorier som kjøpekraftsparitet, udekket renteparitet, virkningen av bruttonasjonalprodukt og driftsbalanse og tilhørende empiriske resultater. Videre vil også valutaregimets rolle for valutakursbestemmelse bli gjennomgått. Til slutt ser jeg mer spesifikt på oljepriseffekt. I kapittel 3 går vi fort gjennom modellen til Akram (2004) med ikke-lineær oljepriseffekt, for å gi en pekepinn på hva man kan forvente av oljepriseffekt. Kapittel 4 gis en kort beskrivelse av dataene som er brukt i oppgaven. Kapittel 5 forklarer de økonometriske metodene som er anvendt i denne oppgaven, mens kapittel 6 handler om modellformuleringen ut i fra gyldig teoretisk grunnlag basert på diskusjonen i kapittel 2. Kapittel 7 viser resultatene i denne oppgaven og deres holdbarhet vil også bli diskutert. Tilslutt kommer konklusjonen i kapittel 8. I denne oppgaven benytter jeg *PcGive 13.0*, *STR2* i *OxMetrics 6* i alle økonometriske analyser.

## 2 Valutakursbestemmelser: Teori og empiri

### 2.1 Kjøpekraftsparitet

---

Det er tre varianter av kjøpekraftsparitetshypoteser. Den første er *The Law of One Price* (LOP), og den andre og tredje er henholdsvis *Absolutt* og *Relativ kjøpekraftsparitet*. Under kjøpekraftsparitetshypotesen skal prisnivået for like goder være det samme på tvers av land når det måles i samme valuta. Forskjell i prisnivå mellom land vil ikke være vedvarende over tid, fordi på lang sikt vil markeds-kraft utligne prisforskjell mellom land gjennom valutakursen.

LOP er grunnleggende byggestein for kjøpekraftsparitetsteori generelt sett. Motivasjonen bak LOP - hypotesen er at i et effisient marked skal prisnivå av gode  $i$  være likt mellom land målt i samme valuta. Et eple i land A, skal koste det samme i Land B målt i samme valuta. Ifølge Rogoff (1996) kan LOP defineres slik:

$$(2.1.1) \quad P_{iA} = SP_{iB}^*,$$

der  $P_{iA}$  er prisnivå av gode  $i$  i land A,  $S$  er nominell valutakurs, og  $P_{iB}^*$  er utenlandsk prisnivå av gode  $i$ . I realiteten vil ikke LOP-betingelser være gyldig med tanke på en rekke forskjeller mellom land som for eksempel i produksjonskostnader, tariffavtaler, og ikke minst transportkostnader. Siden betingelser i LOP er lite forenlig med virkeligheten, har man utviklet et annet begrep som heter *Absolutt Kjøpekraftsparitet* (AKKP). Istedenfor å sammenligne et bestemt gode mellom land, sammenligner AKKP prisforholdet av to varekurver med goder mellom land. Ifølge Rogoff (1996) kan AKKP uttrykkes:

$$(2.1.2) \quad P = SP^*,$$

der  $P = \sum_{i=1}^n P_i$ , som er summen av  $n$  homogene goder  $i$ , i hjemlandet og  $P^* = \sum_{i=1}^n P_i^*$  er betegnet for utlandet. Hvis man tenker seg  $i$  som frukt, sier betingelsen (2.1.2), at en varekurv med  $n$  frukter skal koste det samme mellom land målt i samme valuta. En annen definisjon på AKKP er at realvalutakursen,  $Q$ , skal være 1, eller returnere tilbake til likevekten  $Q = 1$  over tid (Obstfeld og Rogoff, 1996 s.200). Realkursen er da definert som:

$$(2.1.3) \quad Q = SP^*/P = 1.$$

I empirisk forskning benyttes ofte *konsumprisindeksen* (KPI) for å måle prisforhold mellom land, men det kan ofte by på problemer siden KPI er rapportert som en indeks relatert til et basis år (for eksempel 1990=100), og de måler kun endringer i prisnivå fra det aktuelle basis året. Dette er et argument for å benytte *Relativ Kjøpekraftsparitet* (RKKP) (Obstfeld og Rogoff, 1996). Ifølge Rogoff(1996) kan RKKP uttrykkes:

$$(2.1.4) \quad P_t/P_{t-1} = (S_t/S_{t-1}) (P_t^*/P_{t-1}^*).$$

Der  $P_t = \sum P_{i,t}$ ,  $P_{t-1} = \sum P_{i,t-1}$ ,  $P_t^* = \sum P_{i,t}^*$  og  $P_{t-1}^* = \sum P_{i,t-1}^*$ . Fotskrift  $t$  er betegnelsen for tid, og betingelsen (2.1.4) tilsier at vekstrate i valutakursen vil utlignes av differansen av vekstrate i prisnivå mellom hjemlandet og utlandet. Altså vil RKKP gjelde når realvalutakursen,  $Q$  er konstant, og det impliserer at land med relativ høy inflasjonsrate (eller KPI) vil oppleve depresiering av egen valuta (Burda og Wyplosz, 2001).

Altså under kjøpekraftsparitetshypotesen skal prisnivået være samme på tvers av land når det måles i samme valuta, og dette betraktes som den langsiktige likevektsbetingelsen. På kort sikt viser en rekke studier at kjøpekraftsparitet ikke holder, men til tross for dette, er det funnet bevis for å støtte kjøpekraftsparitet som en langsiktig likevektsbetingelse i de siste tiårene (Sarno og Taylor, 2002). Det viser seg at realvalutakursen har tendens til å konvergere mot kjøpekraftsparitet på lang sikt, men hastigheten for konvergens mot kjøpekraftsparitet er ekstremt lav (Rogoff, 1996). Det viser seg at avviket fra kjøpekraftsparitet reduseres kun 15 % per år, og dette kortsiktige avviket kan være stort og volatilt. For Norge er konvergenshastigheten mot kjøpekraftsparitet mye raskere. I en empirisk studie av Akram (2006), konkluderte han også med at kjøpekraftsparitetshypotesen holdt mellom Norge og dets handelspartnere under post-Bretton Woods<sup>3</sup> perioden. Akram finner videre at den norske reelle og nominelle valutakursen har vært svært konsistent med teorien om kjøpekraftsparitet. Når det har vært avvik fra kjøpekraftsparitet, vil avviket konvergere mot sin langsiktige likevekt på ca.1,5 år ved justeringer i den nominelle valutakursen. Siden tidligere empiri viser at teori om kjøpekraftsparitet er en viktig faktor i modellen for å fange opp den langsiktige tilpasningen i valutakursen, vil jeg dermed forvente at kjøpekraftsparitet holder på lang sikt,

---

<sup>3</sup> Bretton Woods-avtalen ble inngått mellom 44 stater (der iblant Norge) juli 1944 i Bretton Woods i USA. Avtalen knyttet mange valutaer til den amerikanske dollaren som igjen var knyttet til gull, og det førte til at amerikansk pengepolitikk hadde stor påvirkning på rente og inflasjonsutvikling i verden. Denne avtalen dannet også grunnlaget for opprettelsen av det internasjonale valutafondet (IMF) og verdensbanken. Avtalen trådte i kraft i desember 1945 og brøt sammen i 1971 (Norges Bank og Store Norske Leksikon).

og at en permanent økning i differansen mellom innenlandsk og utenlandsk inflasjon (variabelen *infl.diff*) fører til depresiering av kroner (se Figur A.III (5) i Appendiks A). Videre har jeg testet for stasjonaritet i realvalutakursen og jeg konkluderer med at hypotesen om kjøpekraftsparitet holder (se Appendiks D).

## 2.2 Udekket Renteparitet

---

I teorien om udekket renteparitet, ser vi på sammenhengen mellom rente- og valutamarkedet. Vi kan tenke oss at vi kan velge å investere i innenlandske og utenlandske obligasjoner, og etterspørselen etter disse obligasjonene bestemmes først og fremst ut ifra deres avkastning. Avkastningen ved å investere i en norsk obligasjon på tidspunkt  $t$  gir en avkastning på  $1 + i_t$ , der  $i_t$  kan betegnes som obligasjonsrenten i Norge, mens avkastningen ved å investere i en utenlandsk obligasjon (for eksempel amerikansk, målt i dollar) gir en avkastning på  $(1 + i_t^*)/S_t$ , (der  $i_t^*$  kan betegnes som utenlandsk obligasjonsrente) som også er avhengig av nominell valutakurs  $S_t$ . Det er fordi ved å investere i amerikanske obligasjoner/verdipapir må man først kjøpe dollar, og for å realisere gevinst/tap må man veksle dollar tilbake til kroner. Når man realiserer avkastningen i fremtiden, la oss si i perioden  $t + k$ , vil den fremtidige avkastningen da være avhengig av nominell valutakursen på tidspunkt  $t + k$ , som er  $S_{t+k}$ . Markedet er i likevekt kun når avkastningen ved å investere i hjemlandet og utlandet er lik, og kan uttrykkes:

$$(2.2.1) \quad 1 + i_t = (S_{t+k}/S_t)(1 + i_t^*).$$

Siden markedsaktører ikke vet hva den fremtidige valutakursen kommer til å bli, vil deres valg av investeringsalternativ være avhengig av deres forventning av  $S_{t+k}$ , og som betegnes som  $E_t S_{t+k}$ , der  $E_t$  er betegnet som den matematiske forventningen gitt informasjonen på tidspunkt  $t$ . Ved log-linearisert av ligning (2.2.1) kan ligningen skrives om til

$$(2.2.2) \quad i_t - i_t^* = E_t s_{t+k} - s_t \quad \text{eller} \quad i_t = E_t \Delta s_{t+k} - i_t^*,$$

der  $s_{t+k} = \ln S_{t+k}$ , og  $s_t = \ln S_t$ , og  $\Delta$  er førstedifferanse operatoren:  $\Delta x_{t+1} = x_{t+1} - x_t \forall x$ . Ligning (2.2.2) er kjent som *Udekket renteparitet* og den impliserer at det ikke finnes arbitrasjemulighet i markedet og markedet er i likevekt kun når alle forventer at avkastningen

ved å investere i hjemlandet er likt avkastningen ved å investere i utlandet (Rødseth, 2000 og MacDonald, 2007). Hvis det finnes en risikopremie kan (2.2.2) uttrykkes slik:

$$(2.2.3) \quad rp = i_t - i_t^* - E_t \Delta s_{t+k}.$$

Der  $rp$  er risikopremier på den hjemlige valutaen. Den sier hvor mye ekstra avkastning investorer får utover forventet avkastning på utenlandsk valuta ved å investere i den hjemlige valutaen. I et effisient marked med full informasjon der det ikke finnes arbitrasjemulighet kan man anta  $rp = 0$  og dermed får man udekket renteparitet som (2.2.2). Altså gitt at udekket renteparitet gjelder, og det finnes en langsiktig likevekt i valutakurs, vil økt rentedifferanse mellom hjemlandet og utlandet føre til økt forventet depresiering (altså økt  $E_t s_{t+k}$ ) slik at differansen mellom  $E_t s_{t+k} - s_t$  blir lik den økte differansen  $i_t - i_t^*$ . For å kunne frembringe forventet depresiering må nominell valutakursen appresiere slik at den er høyere enn den langsiktige likevektskursen (Rødseth, 2000). Man argumenterer at med økt rentenivå vil det bli dyrere for investorer å lånefinansiere sine investeringer, og det medfører lavere investeringer og dermed vil den innenlandske økonomien oppleve lavere produktivitet. På grunn av dette vil man forvente den innenlandske valutakursen depresieres i fremtiden slik at valutakursen kommer tilbake til sitt likevektsnivå som udekket renteparitet tilsier.

Det kan være flere grunner til at betingelsen om udekket renteparitet ikke holder, det vil si  $i_t \neq E_t s_{t+k} - s_t + i_t^*$ . For eksempel når innenlandsk rente settes opp mens utenlandsk rente holdes konstant, vil det bli mer attraktivt å investere i innenlandske verdipapir siden det gir mer avkastning relativt til utenlandsk verdipapir, dermed forventer man at den innenlandske valutakursen appresierer ved positivt etterspørselssjokk (Ahn, Byung Chan, 1994). Under udekket renteparitet skal markedet være effisient, markedsaktører er rasjonelle, og risikonøytrale. Det er perfekt kapitalmobilitet (det vil si når alle markedsaktørene har samme forventninger) og det forutsettes at det ikke eksisterer transaksjonskostnader og kontroll av kapitalbevegelser mellom land. Når ingen av disse forutsetningene holder, er det vanskelig å finne likevekten i markedet. I Sarno og Taylor (2002) viser empiriske resultater at valuta-markedet ikke er effisient fordi test forkaster både risikonøytralitet og hypotesen om rasjonelle forventninger. I figur A.III (4) (Appendiks A) kan man se at sammenhengen mellom kronekursen, som er nå betegnet med  $e$ , og rentedifferansen mellom innlandet og utlandet,  $R5-R5f$ , er svak, men negativ. I Bernhardsen og Røisland (2000) blir det også nevnt at dersom det er tillit til pengepolitikken (som ofte i et velfungerende finansielt system), vil en



økning i rentedifferansen mellom hjemlandet og utlandet isolert sett føre til styrking av innenlandsk valuta. Men man må være varsom i tolkning av effekten av økt rentedifferanse, siden rentenivået også kan bli påvirket av valutaregimepolitikk. Det vil si at renten ikke er eksogent gitt.

## 2.3 Dilemmaet med udekket renteparitet og kjøpekraftsparitet

---

I dette avsnittet skal vi se på sammenhengen mellom effisiente markeder, som udekket renteparitet tilsier, og kjøpekraftsparitet. Ifølge Sarno og Taylor (2002) viser en rekke studier at realvalutakursen,  $Q$ , vil følge en "random walk"-prosess hvis det internasjonale finansmarkedet er effisient. Dette fenomenet kan kalles *Effisientet Markeder Kjøpekraftsparitet* (EMKKP). Både den såkalte Adler-Lehmann og Roll formuleringene<sup>4</sup> konkluderer med at realvalutakurs er integrert av første orden  $q_t \sim I(1)$ <sup>5</sup>. Dermed er det ingen tendens til å returnere til sin "likevekt" etter sjokk (avvik fra kjøpekraftsparitet). Altså hvis udekket renteparitet gjelder, så gjelder ikke kjøpekraftsparitet eller omvendt. Med andre ord er kjøpekraftsparitetshypotesen uforenelig med (udekket renteparitet og) effisiente internasjonale finansmarkeder

For å løse dette dilemmaet kan man ifølge Sarno og Taylor (2002) bruke et fullt kointegrasjonssystem mellom nominell valutakurs, hjemlandets og utlandets prisnivå, som må kointegrere hvis realvalutakursen er stasjonær, og tillate at realrentedifferansen er stasjonær. Med denne formuleringen har Sarno og Taylor vist at stasjonær realvalutakurs er forenelig med et effisient marked. Hovedgrunnen til de forskjellige konklusjonene mellom disse formuleringene er at hos Sarno og Taylor har de antatt, som sagt i utgangspunkt, at realvalutakursen er stasjonær, og at forventet realrentedifferansen ikke er konstant og ved bruk av et fullt feilkorrigeringsystem for å se på dynamikken imellom realvalutakursen og realrentedifferansen. Hos Adler-Lehmann og Roll er det antatt konstant forventet realrentedifferansen (Sarno og Taylor, 2002).

---

<sup>4</sup> For fullstendige detaljer av modellene deres, se s.73-79 i Sarno og Taylor (2002).

<sup>5</sup> En tidsserie er stasjonær ved integrert ved  $d$  orden, betegner som  $I(d)$ , hvis den må differensieres  $d$  gang for å være stasjonær. Hvis en tidsserie er integrert kun ved første orden (førstedifferansen), det vil si  $I(1)$  sier vi at tidsserien følger en "random walk"-prosess. Altså er en  $I(0)$ -serie en stasjonær serie, mens  $I(1)$ -serie inneholder en enhetsrøtter (Brooks, 2008). For nærmere forklaring på random walk-prosess eller integrert i første orden kan for eksempel se Appendiks B.

Hvis forventningene er regressive<sup>6</sup>, istedenfor rasjonelle, vil man også kunne ha at udekket renteparitet på realform kan holde, som i Bårdsen og Nymoen (2009). Vi henter realvalutakurs fra ligning (2.1.3) og udekket renteparitet fra ligning (2.2.2) i logaritmeform og får:

$$(2.3.1) \quad q_t = s_t - p_t + p_t^* \quad \text{realvalutakurs/kjøpekraftsparitet i log-form}$$

$$(2.3.2) \quad E_t \Delta s_{t+k} = i_t - i_t^* \quad \text{Udekket renteparitet i log-form}$$

I ligning (2.3.2) har vi antatt null risikopremier<sup>7</sup>, det vil si  $rp = 0$  i ligning (2.2.3). Ved bruk av standard Fisher dekomposisjon av rente, kan nominell rente differensial,  $i_t - i_t^*$ , skrives om til summen av forventet real rentedifferensial og forventet inflasjonsrate differensial som er gitt ved  $[E_t(r_{t+1}) - E_t(r_{t+1}^*)]$  og  $[E_t(\Delta p_{t+1}) - E_t(\Delta p_{t+1}^*)]$  henholdsvis, og vi får da:

$$(2.3.3) \quad i_t - i_t^* = [E_t(r_{t+1}) - E_t(r_{t+1}^*)] + [E_t(\Delta p_{t+1}) - E_t(\Delta p_{t+1}^*)].$$

Ved å omformulere og kombinere (2.3.1), (2.3.2) og (2.3.3) får man

$$(2.3.4) \quad E_t(\Delta q_{t+1}) = E_t(r_{t+1}) - E_t(r_{t+1}^*).$$

Der  $E_t(\Delta q_{t+1}) = E_t \Delta s_{t+k} - E_t \Delta p_{t+k} + E_t \Delta p_{t+k}^*$  og tolkes som forventet depresiering av realvalutakurs, og  $E_t(r_{t+1}) - E_t(r_{t+1}^*) = i_t - i_t^* - [(E_t(\Delta p_{t+1}) - E_t(\Delta p_{t+1}^*))]$ . Vi antar at forventet realvalutakursdepresiering reagerer av avvik fra likevekt i realvalutakurs,  $\bar{q}$ <sup>8</sup>, og kan skrives som

$$(2.3.5) \quad E_t(\Delta q_{t+1}) = \alpha(q_t - \bar{q}).$$

---

<sup>6</sup> *Regressiv forventning*  $s'_e < 0$ . En depresiering nå reduserer forventet fremtidig depresiering.  
*Ekstrapolative forventning*  $s'_e > 0$ . En depresiering nå øker forventet fremtidig depresiering.  
*Konstant forventning*  $s'_e = 0$ . En depresiering nå har ingen effekt på forventet fremtidig depresiering (Rødseth 2000).

<sup>7</sup> Risikopremier er definert som i ligning (2.2.3). Nå er  $rp = 0$ , og vi får (2.2.2). Å anta konstante risikopremier vil ikke påvirke hovedkonklusjonen i denne analysen, mens å anta stasjonære risikopremier vil kun endre resultatet slik at realvalutakursen følger en mer generell enhetsrot prosess istedenfor en enkel random walk-prosess.

<sup>8</sup> Likevekt i realvalutakurs er den valutakursen man forventer å observere i gjennomsnitt over en lengre tidsperiode.

Ved å erstatte  $E_t(\Delta q_{t+1})$  i ligning (2.3.4) med  $\alpha(q_t - \bar{q})$ , får man

$$(2.3.6) \quad q_t = \frac{1}{\alpha} [E_t(r_{t+1}) - E_t(r_{t+1}^*)] + \text{konstant}(\bar{q}).$$

Gitt at  $(\frac{1}{\alpha})$  i (2.3.6) er negativ ( $1/\alpha < 0$ ), vil  $\alpha$  i (2.3.5) også være negativ og det betyr at forventet realvalutakursdepresiering er regressiv. Gitt at  $\alpha < 0$ , vil ligning (2.3.6) tilsi at når realrentedifferansen er positiv vil det føre til real appresiering av hjemlig valuta (redusert  $q_t$ ), mens ligning (2.3.5) tilsier at når realvalutakursen,  $q_t$ , er høyere enn real likevektskurs,  $\bar{q}$ , vil man forvente at den reduseres og returneres tilbake til likevekten i fremtiden. Med andre ord har realvalutakursen tendens til å returnere til sin "likevekt" etter sjokk (avvik fra kjøpekrafts-paritet) i et effisient marked. Konklusjonen her er at om realvalutakursen er stasjonær eller ikke i et effisient marked er avhengig av om man har regressive forventninger eller ikke. Ifølge Rosenberg (2003) har aktører i valutamarkedet tendenser mot å ha regressive forventninger på lang sikt.

## 2.4 BNP (Bruttonasjonalprodukt) og driftsbalansen

---

I teorien er realvalutakursen i likevekt når kursnivået er forenlig med intern og ekstern balanse i økonomien, det vil si når BNP er i samsvar med trendveksten, slik at prisveksten er stabil (internbalanse) og det ikke er overskudd eller underskudd i driftsbalansen (eksternbalanse) (Bernhardsen og Røisland 2000).

Internbalanse vil si at faktisk BNP er i samsvar med potensielt BNP, produksjonen som over tid er forenlig med størst mulig utnyttelse av ressursene i økonomien uten å forårsake kostnadspress. Ifølge Akram(2003) er den årlige trendveksten på 2 % for Norge og deres handelspartnere. I en periode der økonomien opplever et positivt (negativt) etterspørselssjokk vil faktisk produksjon på kort sikt stige(falle) mer enn trendmessig produksjon, og dermed oppstår det et positivt(negativt) produksjonsgap, vi sier at økonomien er i en høy(lav)-konjunkturperiode. Høykonjunktur vil føre til press på økonomien på grunn av kortsiktige kapasitetsbegrensninger i produksjonen og stor etterspørsel etter arbeidskraft, og det vil føre til høyere lønnsvekst og dermed også inflasjon (prisvekst) som en følge av kostnadspress for bedrifter (Burda og Wyplosz 2001). Når inflasjon hjemme er høyere enn i utlandet vil det føre til depresiering av den norske kronekursen, som nevnt i avsnitt 2.1 om kjøpekraftsparitet. Men

ifølge Balassa (1964) omtalt i Akram (2004) vil relativ høy vekst i innenlandsk BNP og produktivitet føre til appresiering av den hjemlige valutaen. Man kan tenke seg at et lands valutakurs reflekterer landets økonomi eller velstand i forhold til andre land og dermed er det fornuftig å anta at høyere vekst i norsk BNP vil bidra til sterkere kroner. Det vil være sant hvis BNP-vekst ikke fører til at (inflasjonsvekst) prisvekst i hjemlandet blir større enn utlandet. Den norske økonomien er ulik de fleste europeiske land, siden Norge er et oljeproduksjonsland, mens de fleste land er oljeimportører. Når oljeprisen er høy vil Norge få mer inntekter mens naboland som importerer olje får mer kostnader. I 1992 skjedde det at fastkurssamarbeidet brøt sammen på grunn av store forskjeller i konjunktur-svingninger mellom land som var med i samarbeidet. På Figur A.III (3) (Appendiks A) kan vi se at kronekursen,  $e$ , og  $bnp$  har en positiv sammenheng og tyder på at økning i BNP fører til depresiering av kroner. Vi har altså to motsigende effekter på valutakurs av BNP, så effekten av BNP må tolkes varsomt.

*Driftsbalansen* er et mål for landets balanse for eksport og import, samt betalingsstrømmer av gjelds- og låneavdrag, investeringer og økonomisk bistand ovenfor utlandet. Gitt at gjelds- og låneavdrag, investeringer og økonomisk bistand er i balanse, det vil si at summen av disse er lik null, mens eksport er større enn import, med andre ord overskudd i nettoeksport (eller handelsoverskudd), og da vil det også være overskudd i driftsbalansen (Akram, Q. F., Brunvatne, K.M. og Lokshall, R. 2003), og det samme gjelder når et land har positiv total netto betalingsstrøm overfor utlandet (Obstfeld og Rogoff 1996). I et nasjonalregnskap kan et overskudd i driftsbalansen defineres som differansen mellom nasjonal sparing og real investeringer (Rødseth 2000). Når offentlig regnskap er i balanse og alt annet er gitt konstant, vil et overskudd i driftsbalansen implisere økt tilbud av utenlandsk valuta fordi innenlandske investorer investerer mer i innenlandske verdipapir enn det utenlandske investorer gjør, og det vil medføre gradvis appresiering av kronekursen under flytende valutakurs og gradvis økning i utenlandsk valutareserve hos sentralbanken under fastvalutakurs regime. I begge tilfeller vil det ta tid før endringen blir stor nok til å ha signifikant effekt (Rødseth 2000).

Videre fra ligning (2.1.3) ser vi at en endring i nominell valutakurs,  $S$ , vil ha direkte effekt på realvalutakursen,  $Q$ , på grunn av at en endring i nominell valutakurs skjer mye raskere enn en endring i prisnivå. En depresiering av nominell valutakurs vil først og fremst føre til en direkte depresiering i realvalutakurs (økt  $Q$ ). Men realvalutakursen påvirker primært handelsbalansen. En depresiering av realvalutakursen (økt  $Q$ ) vil føre til redusert etterspørsel etter

utenlandske varer, mens etterspørselen etter innenlandske varer vil øke fordi utenlandske varer blir relativt dyrere i forhold til innenlandsk varer. På langsikt vil dette bidra til forbedring av handelsbalansen og driftsbalansen (Burda og Wyplosz 2001 og Rødseth 2000). Vi har altså et simultanitetsproblem som er knyttet til at både driftsbalansen og valutakursen har påvirkningskraft på hverandre, og jeg kan dermed kanskje ikke betrakte driftsbalansen som eksogent. Hvorvidt et simultanitetsproblem vil være til stede er avhengig av hastigheten på de dynamiske effektene. Når effekten av driftsbalansen på valutakursen virker hurtig, mens effekten av valutakursen på driftsbalansen virker tregt, kan man betrakte driftsbalansen som eksogent (Garcia og Moec (2004) omtalt i Johansson (2007) og Akram (2004)). Jeg vil også anta effekten av driftsbalansen på valutakurs skjer raskere enn effekten av valutakurs på handelsoverskudd på grunn av prisstivhet i markedet. Dermed vil jeg ikke legge så mye vekt på simultanitetsproblemet her.

Flere studier viser også at det eksisterer en positiv langsiktig sammenheng mellom et lands netto internasjonale investeringer som prosentandel av BNP og effektiv realvalutakurs (Rosenberg, 2003). Dermed har jeg definert  $LZ.Y$  som driftsunderskudd som andel av BNP, og  $FL.Y$  som førstedifferansen av  $LZ.Y$ . Figur A.IV (Appendiks A), viser en svak, men positiv, sammenheng mellom  $FL.Y$  og endringen i valutakursen,  $\Delta e$ , som betyr at økt driftsunderskudd vil føre til depresiering av kroner.

## 2.5 Valutaregimer i Norge

---

Per i dag har Norge flytende valutakurs med inflasjonsmål på 2,5 % per år. Som nevnt tidligere har det i Norge vært tradisjonelt vært et ønske om å sikre stabilitet i økonomien og dermed stabil valutakurs. Fastvalutakursregime har vært sentralt i den norske valutapolitikken før inflasjonsmål ble innført i 2001. Det er dermed viktig å ta med konsekvenser av et fastkursregime i modelleringsprosessen. Når valutamarkedet opplever sjokk må sentralbanken, under fastkursregime, gjøre inngrep for å forsvare sin fastkursregimepolitikk. Hva som skal gjøres for å holde valutakursen stabil avhenger av hvilket politisk instrument myndighetene benytter. Ved et negativt sjokk i netto tilbud av utenlandsk valuta, må sentralbanken øke tilbudet av utenlandsk valuta (reduere sine utenlandske valutareserver) like mye som det reduserte tilbudet av utenlandsk valuta i markedet for å holde valutakursen uendret når renten er eksogent gitt. I dette tilfellet kan man risikere at sjokket er så stort at

valutareservene til sentralbanken går tomt (Rødseth 2000). Ut i fra dette kan man tenke seg at det ikke alltid lar seg gjøre eller lønner seg å opprettholde fastkursregimet når valutamarkedet blir utsatt for ekstreme sjokk. Dermed er det naturlig å anta at om fastkursregimet opprettholder vil avhenge av tap/gevinst ved å holde kursen fast. Ifølge Akram (2004) har Ozkan og Sutherland (1998) utviklet en ikke-lineær sammenheng mellom valutakurs og etterspørselssjokk. Kort forklart tar denne ikke-lineære sammenhengen mellom valutakurs og etterspørselssjokk utgangspunkt i at valutakurspolitikken bestemmes av en forventet velferdsfunksjon. I denne funksjonen vil myndighetene bestemme en terskelgrense for etterspørselssjokk, og hvis etterspørselssjokket i økonomien overstiger denne terskelgrensen, vil myndighetene gi opp fastkursregimet. Det er fordi at når det skjer, vil kostnaden ved å opprettholde fastkursregimet overstige nytten/gevinst. Dermed vil myndigheten velge å gi opp fastkursregimet for å unngå forventet velferdstap. Denne ikke-lineære sammenhengen mellom valutakurs og etterspørselssjokk kan skrive som:

$$(2.5.1) \quad E = \bar{E} - \phi\varepsilon * F(\varepsilon), \quad \text{der} \quad F(\varepsilon) = \begin{cases} 1, & \varepsilon_L > \varepsilon \ \& \ \varepsilon > \varepsilon_H \\ 0, & \varepsilon_L \leq \varepsilon \leq \varepsilon_H \end{cases}$$

$E$  er nominell valutakurs, og  $\bar{E}$  kan ses som fastkursnivået Sentralbanken sikter mot og  $\varepsilon$  er etterspørselssjokk som er avhengig av etterspørselssjokksfunksjon  $F(\varepsilon)$ . Ifølge ligning (2.5.1) vil fastkursregimet forkastes når sjokket er så stort at det ligger utenfor rekkevidden  $\varepsilon_L - \varepsilon_H$ . Bestemmelsen av valutakursen vil først og fremst ta utgangspunkt i ligning (2.5.1) i denne modellen, og jeg kommer til å spesifisere modellen nærmere senere.

Som nevnt tidligere, viser historien at fastkursregimet i Norge har blitt oppgitt og man har gått over til flytende valutakurs på grunn av for store forskjeller i konjunktursvingninger mellom land som var med i fastkurssamarbeidet. Som vist i figur 2 i introduksjonsavsnittet, er svingninger i valutakursen store under valutakriser, fordi valutapolitikken er sårbar når økonomien blir utsatt for ekstreme sjokk. Ifølge Akram (2004) har tidligere studier av valutakriser vist at et fastkursregime kan bryte sammen når økonomien opplever store sjokk, spesielt hvis privataktørene tror at effekten av sjokket vil føre til sammenbrudd av fastkursregimet. For Norge kan en positiv økning i oljepris betraktes som et positivt etterspørselssjokk (Obstfeld og Rogoff, 1996), og basert på dette er dermed modellen i ligning (2.5.1) et egnet utgangspunkt for å forklare den ikke-lineære sammenhengen mellom norske kroner og oljepris.

## 2.6 Oljepriseffekt

---

Vi kan først ta en titt på oljevirkosomhetens omfang i den norske økonomien. Ifølge Oljeindustriens landsforening (dato ikke tilgjengelig) var olje- og gassvirkosomheten i 2009 nesten 50 prosent av all norsk eksport og om lag 26 prosent av statens inntekter. Som Tabell A.II (Appendiks A) viser, utgjorde oljeeksporten i gjennomsnitt rundt 13 % av norsk BNP de siste 9 årene, og denne størrelsen er avhengig av oljeprisen. Når oljeprisen stiger vil denne andelen stige, men uansett vil oljeprisen ha en stor rolle i den norske økonomien. I figur A.III (Appendiks A) ser vi at det er en positiv sammenheng mellom oljepris og BNP.

En økning i oljeprisen vil øke handelsoverskuddet. Dette handelsoverskuddet vil bidra til forbedring av driftsbalansen. Dette ser vi også i figur A.III(Appendiks A) at driftsunderskudd,  $LZ.Y$ , og oljepris,  $oilp$ , har en negativ sammenheng, med andre ord vil økt oljepris redusere driftsunderskudd og det er i samsvar med modellen om en bytteøkonomi med 2 perioder og 2 land som er omtalt i Obstfeld og Rogoff (1996). Modellen sier at i perioder der Norge opplever et positivt oljeprissjokk vil driftsbalansen forbedres gjennom konsumtilpasning, og det medfører til en appresiering av norske kroner. Men denne overskuddsstørrelsen på driftsbalansen vil også avhengig av retningslinjene gitt fra Statens Pensjonsfond Utland (SPU)<sup>9</sup>. I 2003/2004 falt kronekursen til tross for økt oljepris, og det kan vi se i figur 1.1.2 (daglige data for KKI). Begrunnelsen var, ifølge daværende visepresident Jarle Berge (2004), at retningslinjene for SPU (da Statens Petroleumsfond i 2004) for Norge fra 2004 gjorde at den økte oljeprisen ikke ville påvirke balansen i det norske valutamarkedet direkte. Det er fordi de økte valutainntektene til staten, som fulgte av høy oljepris, ble investert i utenlandske verdipapirer gjennom SPU. I tillegg holdt oljeselskapene størstedelen av sin finanskapital i utenlandsk valuta. Dermed førte økte inntekter i selskapene til større kapitalutgang. Altså hadde grunnbalansen<sup>10</sup> falt totalt sett. I tillegg hadde den høye importveksten også ført til redusert overskudd på driftsbalansen. Dermed falt kronekursen i 2004 til tross for økt oljepris. Med andre ord, hvis effekten av de økte valutainntektene til staten som følge av høy oljepris i 2003/2004 ikke hadde blitt "spist opp" av investeringer i utenlandske verdipapirer gjennom Statens petroleumsfond, ville den, i teorien, økte oljeprisen ha bidratt til overskudd i

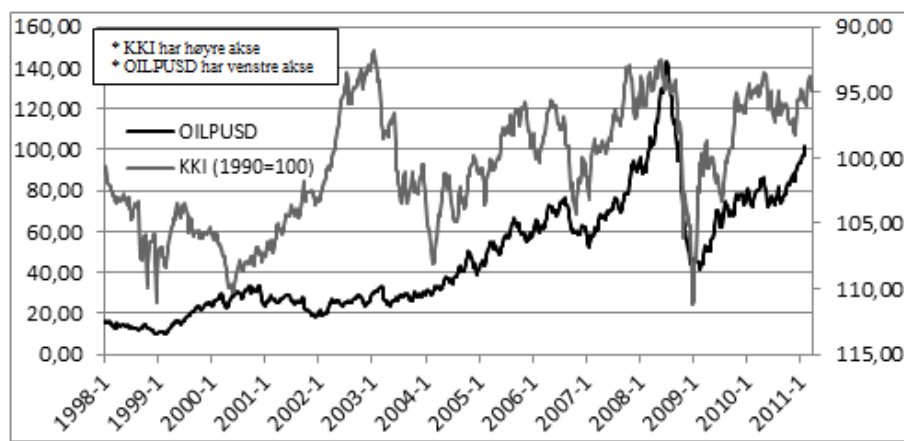
---

<sup>9</sup> Statens Pensjonsfond Utland(SPU) består av statens samlede petroleumsinntekter samt SPU's avkastning. Fondet ble opprettet i juni 1990 og det opprinnelige navnet var Statens Petroleumsfond. I 1. januar 2006 ble navnet endret til Statens Pensjonsfond Utland som en del av Statens Pensjonsfond (Regjeringen.no)

<sup>10</sup> Grunnbalansen er korrigert for overføringer og inntjening til det daværende petroleumsfondet og for et anslag av oljeselskapenes kontantoverskudd

driftsbalansen totalt sett, og dermed appresiering av norske kroner istedenfor depresieringen som skjedde i 2003. I figur A.IV (Appendiks A) har delt jeg periodene før og etter Statens Petroleumsfond (SPU) ble opprettet. Man kan se at korrelasjonen mellom kroner og driftsunderskudd er relativt svakere etter at SPU ble opprettet.

**Figur 2.6.1 Oljepris og valutakurs**



Note: Figur 2.6.1. viser ukentlig data på oljepris, OILPUSD, og valutakurs, KKI. I grafen vises KKI stigende kurv fallende indeks, dvs stigende KKI, appresierende kronekurs.

Figur 2.6.1. viser utviklingen i norske kroner og i oljepris. Stigende kronekurs betyr her appresiering av kroner. Ved første øyekast ser vi at oljepris og kroner har en mer eller mindre positiv sammenheng over tid, altså når oljeprisen stiger, har den norske kroner en tendens til å styrke seg. Ifølge Golub (1983) og Corden (1984), som er omtalt i Johannson (2007), er det teoretisk anerkjent at i oljeeksporterende land som Norge vil økt oljepris føre til appresiering av kroner, mens en reduksjon i oljepris gir depresiering av kroner. Land som importerer olje vil oppleve det motsatte. Vi kan også se at korrelasjonen mellom kroner,  $e$  og oljepris,  $oilp$ , på figur A.III (Appendiks A) har en relativt positiv, men svak, sammenheng mellom kroner og oljepris. Når vi ser på korrelasjonen mellom oljepris og kroner fra 2007:1 til 2011:2 under finanskrisen, der oljeprisen har vært ekstrem volatil, ser vi at korrelasjonen mellom oljepris og kroner er veldig mye sterkere. Altså når oljeprisen antar ekstreme verdier, vil korrelasjonen mellom oljepris og kroner øke. Dette støtter resultatet til Akram (2004) om en ikke-lineær sammenheng mellom oljepris og kroner.

Som nevnt tidligere, vil et positivt sjokk i oljepris tilsvare et etterspørselssjokk og kan betraktes som en eksogen inntektsøkning for oljeeksporterende land som Norge. Det



impliserer en ikke-lineær sammenheng mellom oljepris og norsk valutakurs. Ved å bygge på denne teorien, kan vi modifisere modellen fra ligning (2.5.1) og skrive den om til:

$$(2.6.1) \quad E = \bar{E}(X) - \phi OILP [F(OILP)],$$

$$\text{der} \quad F(OILP) = \begin{cases} 1, & OILP_L > OILP \text{ \& } OILP > OILP_H \\ 0, & OILP_L \leq OILP \leq OILP_H \end{cases}$$

$\bar{E}(X) \sim$  betraktes som fastkursnivået eller valutakursmålsetningen til sentralbanken. Den er bestemt av en vektor av forklaringsvariabler  $X$ . Økt  $E$  betyr depresiering av kronen, og redusert  $E$  betyr appresiering av kronen. Når oljeprisen –  $OILP$  ligger i intervallet  $(OILP_L - OILP_H)$ , vil siste leddet i ligning (2.6.1) være lik null og valutakursen  $E$  vil være lik valutakursmålsetningen til sentralbanken. Når oljeprisen derimot ligger utenfor intervallet, vil ikke fastkursregimet opprettholdes, og sjokket av økt oljepris vil føre til svingninger i valutakursen. Når  $\phi > 0$  impliseres det at lav oljepris fører til depresiering av kronen (økt  $E$ ), mens høy oljepris fører til appresiering av kronen (redusert  $E$ ). Funksjon  $F(\cdot)$  antas å følge en logistisk funksjon, og denne formuleringen av en ikke-lineær modell kalles Logistic Smooth Transition Autoregressive (LSTAR) (se avsnitt 5.2). En slik modell kan skrive som

$$(2.6.2)$$

$$E_t = \bar{E}(X) - F(OILP_t)[\phi_0 + \phi_1 OILP_t + \phi_1 OILP_{t-1} + \phi_1 OILP_{t-2} + \dots + \phi_1 OILP_{t-p}],$$

der  $F(OILP_t)$  er definert som en logistisk funksjon og har grenseverdi som:

$$(2.6.3) \quad F(OILP_t) = 1/1 + e^{-\lambda(OILP_t - c)},$$

$$\text{der} \quad \begin{aligned} \lim_{(OILP_t \rightarrow -\infty)} F(OILP_t) &= 0 \\ \lim_{(OILP_t \rightarrow \infty)} F(OILP_t) &= 1 \end{aligned}$$

Den logistiske funksjonen,  $F(OILP_t)$ , endres monotont fra 0 til 1 ettersom  $OILP_t$  øker. Parameteren  $c$  tolkes som terskelverdien mellom to tilstander, og parameteren  $\lambda$  bestemmer hvor bratt helningen til funksjonen er. Jo høyere verdien er, jo brattere er helningen, og med andre ord vil en lav verdi av  $\lambda$  tilsi en jevnere overgang fra den ene tilstanden til den andre. Denne modellen vil være essensen i modellering av sammenhengen mellom valutakurs og oljepris.



## 3 Akram (2004)

### 3.1 Feilkorrigeringsmodell med ikke-lineær oljepriseffekt

---

Som nevnt tidligere, har Akram (2004) funnet en ikke-lineær sammenheng mellom norske kroner og oljepris. Akram starter med en modell for endringen i logaritmer av valutakurs (som er tilnærmet lik vekstraten) med lineær oljepriseffekt, og resultatet viser at t-verdiene til  $\Delta oilp_t$ ,  $\Delta oilp_{t-1}$  og  $\Delta oilp_{t-2}$  (vekstrater av oljepris som kortsiktige effekter) ikke er signifikante. I tillegg har han ekskludert logaritmen av oljeprisen  $oilp_{t-1}$  (langsiktig effekt) på grunn av insignifikante t-verdi. Dermed kan resultatet i denne lineære modellen tolkes som om oljepris har verken langsiktig eller kortsiktig effekt på norske kroner, men siden modellen viser tegn på ikke-linearitet har Akram modifisert modellen med ikke-lineære oljepriseffekt basert på ligning (2.5.1) i avsnitt 2.5 om valutakursregimer i Norge.

Resultatet med ikke-lineær oljepriseffekt viser tydelig forbedring av forklaringskraft, og i tillegg viser testresultatene ingen tegn på misspesifikasjon i modellen (se tabell C.I i Appendiks C). Akram har også presisert at estimering av ikke-lineær oljepriseffekt har vært krevende og det har bydd på problemer å finne "riktige" verdier på transisjonsparameteren  $\lambda$ , og terskelparameteren  $c$ . Siden verdiene på parameterne  $\lambda$  og  $c$  er avhengig av hverandre, vil de være veldig følsomme for små endringer. For eksempel, når verdien av  $c_1$  er satt til 14, er det veldig vanskelig å skille helning av  $F_{t,low}$  for  $\lambda_1 = 4$  og  $\lambda_1 = 5$ . Jeg har vært så heldig og fått tilsendt samme datasettet som ble brukt i Akrams modell fra Akram, slik at jeg har kunnet reproducere modellen hans. Jeg har prøvd å endre verdiene  $\lambda$  og  $c$  i logistisk transisjonsfunksjonen i den ikke-lineære modellen til Akram for å sjekke om det er mulig å forbedre modellens forklaringskraft, og jeg har funnet ut at ved å endre  $\lambda$ -verdi fra 4 til 2,2 og  $c$ -verdi fra 14,21 til 14,31 i den logistiske funksjonen blir det en marginal forbedring prognosen, mens forklaringskraften, målt ved  $R^2$ , er nesten uendret. I modellen med ikke-lineær oljepris viser roten av gjennomsnittet av kvadrerte avvik mellom faktisk og predikert verdi (RMSE) på 0,016, mens modellen med nye verdier på  $\lambda$  og  $c$  viser en RMSE på 0,0155 som betyr at den har mindre avvik fra faktiske modellen (Appendiks C).

Selv om jeg kommer til å bruke Akrams modell med ikke-lineær oljepriseffekt som et anker i oppgaven min, kommer jeg ikke til å følge fremgangsmåten hans. Det er fordi at Akrams modell tar utgangspunktet fra fastkursregimet som diskutert i avsnitt 2.5. på grunn av store deler av observasjoner i modellen hans er under fastkursregimet, mens mer enn halvparten av observasjonene i modellen min er fra perioden med flytende valutakurs og inflasjonsmål. Det kan bli for komplisert og krevende å formulere en modell som tar for seg en periode med flytende valutakurs og en periode med fast valutakurs. Det finnes en effektiv metode foreslått av Bårdsen, G., Hum, S., og McHugh, Z.(2011), der man kan finne ut om det finnes lineære eller ikke-lineære effekter i modellen og verdier på  $\lambda$  og  $c$  dersom det eksisterer ikke-lineære effekter i modellen, uten å bekymre meg om forskjellige valutakursregimer under estimeringsperiodene. Dermed kommer jeg til å benytte denne metoden til å estimere effekten av oljepris på norske kroner. Metoden vil bli presentert i avsnitt 6.2.

## 4 Dataegenskaper

### 4.1 Data og test for stasjonaritet

---

Dataene som benyttes i denne oppgaven, for eksempel nominell valutakurs, konsumprisindeks og BNP, er alle tidsseriedata, som består av observasjoner av samme variabel på forskjellige tidspunkter. Det samles inn regelmessig, som hver måned, hvert kvartal eller år. Når man benytter tidsseriedata, er det viktig at man tester om en tidsserievariabel er stasjonær eller ikke. Generelt kan en stasjonær variabel defineres som en variabel med et konstant gjennomsnitt over tid, og med svingninger rundt dette. Et typisk eksempel på en modell for en stasjonær variabel er AR(1)-modellen (Autoregressiv modellen)

$$(4.1.1) \quad y_t = \mu + \theta y_{t-1} + u_t.$$

For en stasjonær variabel vil verdien av  $\theta$  være:  $0 < \theta < 1$ . (For mer tekniske detaljer om stasjonaritet, se Brooks 2008, s. 207). Når en stasjonær variabel utsettes for et sjokk, vil effekten av sjokket gradvis dø ut over tid, mens for en variabel som følger en ikke-stasjonær prosess vil effekten av et sjokk vedvare over tid. Videre kan bruk av ikke-stasjonære tidsserier gi spuriøse regresjoner eller spuriøse statistiske sammenhenger. For eksempel hvis to ikke-stasjonære variabler, X og Y, som er uavhengige av hverandre, begge har en positiv trendutvikling. Selv om det ikke er noen kausalsammenheng mellom de to variablene vil en slik felles trendutvikling gi opphav til en tilsynelatende positiv sammenheng, og i et slikt tilfelle vil ikke standard inferensmetoder være gyldig fordi vanlige t- og F-observatorer ikke følger standard t- og F-fordelinger (Brooks 2008). Dermed er det viktig å finne ut om tidsseriedataene man har er stasjonær eller ikke. Til dette formålet benyttes ofte såkalte "Augmented Dickey-Fuller" tester (ADF-tester) for å teste om serien har enhetsrøtter (se Appendiks B.3). Hvis man forkaster nullhypotesen om enhetsrøtter konkluderer man at tidsserien er stasjonær. Hvis serie er ikke-stasjonær, kan man ofte få en stasjonær serie ved å ta førstedifferansen (se Appendiks B). Tidsseriene som er brukt i denne oppgaven har blitt testet for stasjonaritet, og resultatene viser at alle seriene som ikke er stasjonære i utgangspunktet, men førstedifferansen er de stasjonære, det vil si at de kan beskrives ved random walk-prosesser (Appendiks D). Tabell A.I (Appendiks A) viser en oversikt over variablene som er brukt i denne oppgaven.



## 5 Økonometriske metoder

### 5.1 Dynamisk- og feilkorrigeringsmodell

---

En fordel med en dynamisk modell er at den kan fange opp både kortsiktige og langsiktige effekter. Hvis vi har to tidsserievariabler som følger random walk-prosesser, slik at  $y_t \sim I(1)$  og  $x_t \sim I(1)$ , og de to variablene kointegrerer (se Appendiks B.2) slik at  $z_t \sim I(0)$  i ligningen

$$(5.1.1) \quad z_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t,$$

kan man ifølge Engle og Granger (1987) formulere en dynamisk modell av typen

$$(5.1.2) \quad \Delta y_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta x_t - \alpha z_{t-1} + v_t.$$

Denne typen modeller er kjent som feilkorrigeringsmodeller (også kalt Likevekts-korrigeringsmodell).  $z_{t-1}$  er den tilbakedaterte verdien av  $z_t$  definert i ligning (5.1.1). Leddet  $z_{t-1}$  tolkes som avvik fra likevekten periode  $t - 1$ . Operatoren  $\Delta$  betegner førstedifferansen, og (5.1.2) kan skrives om ved å erstatte  $z_{t-1}$  med  $y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}$ , noe som gir:

$$(5.1.3) \quad \Delta y_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta x_t - \alpha (y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + v_t.$$

Parameteren  $\alpha$  fungerer som en korrigerende mekanisme. Hvis alle variablene i regresjonen er i logaritmer, og for eksempel  $\alpha = 0,50$ , vil halvparten (50 %) av avvikene for  $y$  fra den langsiktige likevekten som modellen predikerer, korrigeres i neste periode, slik at avvikene “elimineres” over tid. I ligning (5.1.2) er alle variablene stasjonære ( $\Delta y_t \sim I(0)$ ,  $\Delta x_t \sim I(0)$ ,  $z_t \sim I(0)$ ), og dermed kan standard inferensteori ved estimering og testing benyttes. Modellen fanger også opp både kortsiktig og langsiktig effekt på  $y$  av  $x$ . Den partielle kortsiktige effekten på  $y$  av  $x$  er parameteren  $\gamma_1$ , mens den langsiktige løsningen finnes ved å holde alle vekstratene konstant og løse for  $y$ . Dette er fordi definisjonen på en langsiktig likevekt eller steady-state er når

$$(5.1.4) \quad E(z_t) = E(y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t) = 0,$$

og de tilsvarende langsiktige, konstante, vekstratene må være forventningen av differansen av (5.1.1):

$$(5.1.5) \quad E(\Delta y_t) = \delta_y = \beta_1 E(\Delta x_t) = \beta_1 \delta_x.$$

Ved å erstatte  $\Delta y_t$  og  $\Delta x_t$  med henholdsvis  $\beta_1 \delta_x$  og  $\delta_x$  i ligning (5.1.3) får man:

$$(5.1.6) \quad \beta_1 \delta_x = \gamma_0 + \gamma_1 \delta_x - \alpha(y - \beta_0 - \beta_1 x).$$

Løser for  $y$  og får da:

$$(5.1.7) \quad y = \beta_1 x + \left[ \beta_0 + \frac{\gamma_0 + \gamma_1 \delta_x - \delta_y}{\alpha} \right] = \beta_1 x + \text{konstant}.$$

Ligning (5.1.7) er den langsiktige løsningen (eller den langsiktige likevekten). Parameteren  $\beta_1$  tolkes som den partielle langsiktige effekten på  $y$  av en permanent økning i  $x$  (Brooks 2008). For å finne ut om  $y_t$  og  $x_t$  kointegrerer kan man teste om  $z_t$  følger en stasjonær prosess ved å utføre den såkalte *Engle & Granger*-testen (Appendiks B.4). Alternativt kan man bruke t-test og teste om parameteren,  $\alpha$ , foran feilkorrigeringsleddet  $[y - \beta_0 - \beta_1 x]_{t-1}$  er signifikant forskjellig fra null.

## 5.2 En modell for ikke-lineære sammenhenger

---

For å fange opp ikke-lineære sammenhenger kan man benytte en Threshold Autoregressive (TAR) modell. Ifølge Brooks (2008) er TAR-modeller en klasse av ikke-lineære autoregressive modeller. En slik modell er en videreføring av en standard lineær autoregressiv modell, men som tillater for en lokal lineær-tilnærming over et antall tilstand. Tar utgangspunkt i AR(1)-modellen

$$(5.2.1) \quad y_t = \mu + \theta y_{t-1} + u_t,$$

og vi antar videre at det finnes en tilstand som fører til strukturendring i modellen. Vi definerer denne *tilstanden* som  $z$  tilbakedatert  $d$  perioder. Hvis vi nå deler opp serien og tillater mulig "tilstandsavhengig" skift og spesifiserer modellen som:

$$(5.2.2) \quad y_t = \mu_1 + \phi_1 y_{t-1} + u_{1t} \text{ for } z_{t-d} \leq z^*$$

$$(5.2.3) \quad y_t = \mu_2 + \phi_2 y_{t-1} + u_{2t} \text{ for } z_{t-d} > z^*$$

Deretter kan vi definere en dummyvariabel  $D_t$  som:



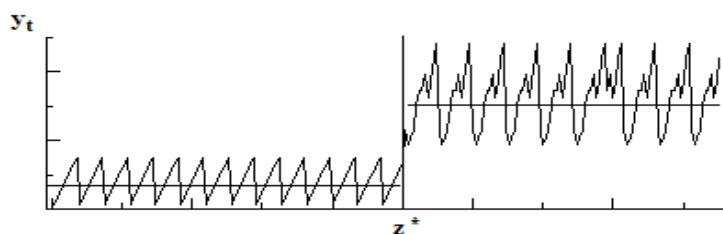
$$(5.2.4) \quad D_t = \begin{cases} 1 & \text{for } z_{t-d} > z^* \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Ved å benytte hele serien får man

$$(5.2.5) \quad y_t = \mu_1 + \phi_1 y_{t-1} + d_1 D_t + d_2 D_t y_{t-1} + u_t .$$

I figur 5.2.1 har vi en grafisk illustrasjon av en typisk TAR modell med  $z^*$  som terskelverdi, der vi får et engangsskift(one-off switch). Men i mange situasjoner kan et slikt skift være for brått, og dermed kan en TAR modell være upassende.

**Figur 5.2.1. TAR modell: Grafisk illustrasjon**



For å få en jevnere overgang tillater vi en annen type TAR modell, kjent som *Smooth Transition Modell* eller *Smooth Transition Autoregressive (STAR) Modell*. For en mer gradvis overgang mellom tilstandene benytter modellen en kontinuerlig funksjon for tilstand-indikator, noe vi skal se nærmere på i neste avsnitt.

## Smooth Transition Modell

Som nevnt tidligere, istedenfor et engangsskift i TAR-modellen kan man benytte en STAR-modell for en mer gradvis overgang mellom tilstandene ved bruk av en kontinuerlig funksjon for tilstandindikator. Det finnes to typer av STAR-modeller. Den første er *Logistic Smooth Transition Autoregressive (LSTAR)*, og den andre er *Exponential Smooth Transition Autoregressive(ESTAR)*. Siden testresultatet viser at det er en LSTAR-modell i denne oppgaven, vil jeg dermed kun gå gjennom LSTAR-modell(se avsnitt 6.2). I en LSTAR-modell erstatter vi den dummyvariabelen som definerer tilstanden med en kontinuerlig funksjon, transisjonsfunksjonen, med 0 og 1 som grenseverdi. Vi tar utgangspunkt i ligning

(5.2.5), men hvor vi nå innfører en forklaringsvariabel, som godt kan være den tilbakedaterte y-variabelen:

$$(5.2.6) \quad \begin{aligned} y_t &= \mu_1 + \beta_1 x_t + d_1 D_t + d_2 D_t x_t + u_t \\ &= \mu_1 + \beta_1 x_t + (d_1 + d_2 x_t) D_t + u_t, \end{aligned}$$

$$\text{der } D_t \begin{cases} 1 & \text{for } z_t > z^* \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Vi lar nå  $G(z_t)$  være en kontinuerlig funksjon som tilfredsstiller betingelsene:

(5.2.7)

$$\lim_{(z_t \rightarrow -\infty)} G(z_t) = 0 \quad \text{og} \quad \lim_{(z_t \rightarrow \infty)} G(z_t) = 1.$$

Deretter erstatter vi dummyvariabelen  $D_t$  med  $G(z_t)$  og får da:

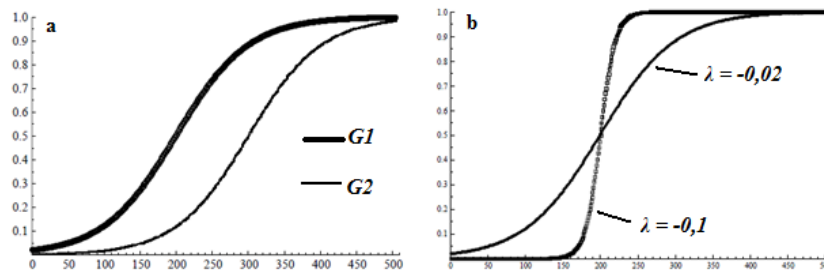
$$(5.2.8) \quad y_t = \mu_1 + \beta_1 x_t + (d_1 + d_2 x_t) G(z_t) + u_t.$$

Ligning (5.2.8) er en Logistic Smooth Transition Regression (LSTR) modell. Videre må transisjonsfunksjonen  $G(z_t)$  spesifiseres. Et alternativ er å bruke den såkalte logistiske transisjonsfunksjonen som er gitt ved:

$$(5.2.9) \quad G(z_t) = 1 / (1 + e^{-\lambda(z_t - c)}).$$

Funksjonen i ligning (5.2.9) er symmetrisk rundt parameteren  $c$  som ofte er kalt posisjonsparameteren og  $c$  tilsvarer  $z^*$  i ligning (5.2.6) og kan tolkes som terskelverdi mellom to tilstander (altså når  $G(z_t) = 0$  og når  $G(z_t) = 1$ ), og for  $\lambda > 0$  vil denne logistiske funksjonen endres monotont fra 0 til 1 (som grenseverdien tilsier gitt ved ligning (5.2.7)) ettersom  $z_t$  øker. Parameteren  $\lambda$  bestemmer hvor bratt helningen til transisjonsfunksjonen er. Jo høyere verdi av  $\lambda$  er, jo brattere er helningen. Altså når verdien av  $\lambda$  er veldig høy vil  $G(z_t)$  være tilnærmet lik dummyvariabelen  $D_t$ . Når verdien av  $\lambda$  er lav vil man få en jevnere overgang fra den ene tilstanden til den andre (Franses og van Dijk 2000 s.72).

**Figur 5.2.2 LSTR modell: Grafisk illustrasjon**



Figur 5.2.2 viser en logistisk transisjonsfunksjon. Gitt at  $\lambda = -0,02$  og  $c = 200$  i  $G(z_t)$  i ligning (5.2.9) får vi da:

$$(5.2.10) \quad G1 \equiv G(z_t) = 1/1 + e^{-0,02(z_t-200)},$$

mens når  $c = 300$  får vi  $G2$  som er gitt ved:

$$(5.2.11) \quad G2 \equiv G(z_t) = 1/1 + e^{-0,02(z_t-300)}.$$

I Figur 5.2.2a ser vi hvordan terskelverdien,  $c$ , vil bestemme når eventuelle skift skjer, mens endring fra  $-0,02$  til  $-0,1$  i parameteren  $\lambda$  vil føre til helningen til transisjonsfunksjonen blir brattere som vi ser i figur 5.2.2b. Altså hvis  $\lambda$  er veldig stor, slik at helningen blir vertikal, vil LSTR funksjonen tilsvare en dummyvariabel slik som TAR modellen.



## 6 Modelling og fremgangsmåte

### 6.1 Generell modell

Fra teori og empiri om valutakursbestemmelser i kapittel 2, ser det ut til at kjøpekraftsparitet fanger opp prisforholdet i varemarkedet mellom land, mens udekket renteparitet fanger opp renteforholdet i det finansielle markedet mellom land. Ved å ta utgangspunkt i ligning (2.5.1) og betrakte kjøpekraftsparitet som bestemmende for det langsiktige fastkursnivået, kan man formulere en dynamisk feilkorrigeringsmodell (se avsnitt 5.1) hvor kjøpekraftsparitet fanger opp den langsiktige likevekten i valutakursen, mens andre faktorer antas å ha betydning for kortsiktige svingninger.

$$(6.1.1) \quad e_t = \gamma_1 kpi_t - \gamma_2 kpif_t + u_t$$

$$(6.1.2) \quad \hat{u}_t = e_t - (\hat{\gamma}_1 kpi_t - \hat{\gamma}_2 kpif_t)$$

$$(6.1.3) \quad \Delta e_t = a + \beta_1 \Delta kpi_t + \beta_2 \Delta kpif_t + \delta \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t,$$

der  $\hat{u}_t$  er residual fra (6.1.1).  $\varepsilon_t$  er restleddet, og har klassiske egenskaper med *white noise* (forventning lik null, konstant varians og ingen seriekorrelasjon),  $a$  er konstantledd,  $e = \ln KKI$ , den vektete kronekursen (KKI) på logaritmeform. En økning i  $e$  tilsvarer depresiering av kronen. Videre er  $kpi = \ln KPI$ , logaritme av konsumprisindeks for Norge, mens  $kpif = \ln KPif$  er tilsvarende indeks for utlandet. Fotskrift  $t$  betegner tid, og  $\Delta$  er førstedifferanseoperator som tidligere. Variabelen  $\hat{u}_{t-1}$  er det estimerte feilkorrigeringsleddet omtalt i avsnitt 5.1. Ligning (6.1.3) er en typisk feilkorrigeringsmodell og kan også skrives om til:

$$(6.1.4) \quad \Delta e_t = a + \beta_1 \Delta kpi_t + \beta_2 \Delta kpif_t + \delta [e_t - (\hat{\gamma}_1 kpi_t - \hat{\gamma}_2 kpif_t)]_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Videre kan vi modifisere og utvide modellen med oljepris, BNP, renter og driftsunderskudd, og den generelle modellen for valutakursbestemmelser kan da skrives som:

$$(6.1.5) \quad \Delta e_t = a + \delta \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^q [b_i \Delta e_{t-i}] + \sum_{i=0}^q [\beta_{1i} \Delta kpi_{t-i} + \beta_{2i} \Delta kpif_{t-i} + \beta_{3i} \Delta R5_{t-i} + \beta_{4i} \Delta R5f_{t-i} + \beta_{5i} \Delta RS_{t-i} + \beta_{6i} \Delta_4 FI.Y_{t-i} + \beta_{7i} \Delta bnp_{t-i} + \beta_{8i} \Delta oilp_{t-i}] + \varepsilon_t,$$

der  $bnp$  er logaritmen av bruttonasjonalprodukt (BNP) og  $\Delta_4 FI.Y^{11}$  er årlig endring i norsk driftsunderskudd som en andel av BNP.  $R5$  er 5 års statsobligasjonsrente i Norge, mens  $R5f$  er tilsvarende for utlandet.  $RS$  er 3mnds NIBOR-rente (se Appendix A for nærmere beskrivelser av variablene).  $\hat{u}_{t-1}$  er kjøpekraftsparitet og feilkorrigeringsleddet for å fange opp langsiktig effekt, mens variabler som er på endringsform fanger opp kortsiktige effekter.

## 6.2 Automated Model Selection (AMS) Metode

---

Fra avsnitt 5.2 kan den generelle modellen i (6.1.5) skrives om til en LSTR-modell definert som:

$$(6.2.1) \quad \Delta e_t = \phi' X_t + \theta' X_t G_t(\lambda, c, S_t) + \varepsilon_t$$

$$(6.2.2) \quad G_t = 1 / (1 + e^{-\lambda(S_t - c)}), \quad \lambda > 0$$

$$(6.2.3) \quad S_t = OILP_t / \sqrt{VAR(OILP_t)}$$

Der  $X_t$  er en vektor av høyreside variabler.

$$X_t = [1, \hat{u}_{t-1}, \Delta e_{t-l}, \Delta kpi_{t-i}, \Delta kpi_{t-i}, \Delta R5_{t-i}, \Delta R5f_{t-i}, \Delta RS_{t-i}, \Delta_4 FI.Y_{t-i}, \Delta bnp_{t-i}, \Delta oilp_{t-i}]'$$

For  $l = 1, 2$ . og  $i = 0, 1, 2$ .

(6.2.2) er en logistisk transisjonsfunksjon som er omtalt i avsnitt 5.2. Ligning (6.2.3) er for å standardisere variansen av  $OILP_t$ . Ifølge Enders (2004) har Teräsvirta (1994) utviklet en metode for test av ikke-linearitet. Med denne metoden kan man finne ut om en serie er best egnet for LSTR eller ESTR (se avsnitt 5.2), og metoden er basert på en *Taylor-serie ekspansjon*. Altså ved å benytte en full *Taylor-serie ekspansjon* av den logistiske funksjonen  $G(S_t)$  i ligning (6.2.1) kan en ikke-lineær smooth transisjon modell gjøres om til en tilnærmet lineær modell gitt ved:

$$(6.2.4) \quad \Delta e_t = \beta_0' X_t + \beta_1' X_t S_t + \beta_2' X_t S_t^2 + \beta_3' X_t S_t^3 + \varepsilon_t.$$

Nå kan man bruke standard F-test med  $3p$  frihetsgrad i numerator for å teste om det er miss-spesifikasjon i modellen. Nullhypotesen blir lineær modell mot ikke-lineær modell som alternativhypotesen

---

<sup>11</sup>  $k$ -periodedifferansen av en variabel  $x_t$  betegnes  $\Delta_k x_t$ . Eksempelvis vil differensen med 4 kvartal være gitt ved  $\Delta_4 x_t$ .

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0 \quad \text{mot} \quad H_1: H_0 \text{ ikke er sant.}$$

Hvis vi forkaster nullhypotesen vil det implisere at det eksisterer ikke-linearitet i modellen. Gitt at vi forkaster nullhypotesen og konkluderer med ikke-linearitet i modellen, kan man teste videre om det eksisterer LSTR eller ESTR i modellen ved å teste nullhypotesen at ESTAR er til stede i modellen mot alternativhypotesen at LSTAR eksisterer i modellen

$$H_0: \beta_3 = 0 \quad \text{mot} \quad H_1: H_0 \text{ ikke er sant.}$$

Hvis vi forkaster nullhypotesen betyr det at modellen har LSTR-form, mens å beholde nullhypotesen tyder på at ESTR er til stede (Enders, 2004).

I Bårdsen, G., Hurn, S., og McHugh, Z.(2011) har de benyttet en variant av Automated Model Selection (AMS) metoden introdusert av Hoover og Perez (1999), og videreutviklet av Hendry og Krolzig (1999,2001) og Doornik (2009). Metoden går ut på å teste om LSTR er til stede i den fulle Taylor-ekspansjonen av en ikke-lineær modell. Deretter estimeres  $\lambda$  og  $c$  verdiene i LSTR ved hjelp av økonometrisk programvare, og til slutt settes den estimerte logistiske funksjonen i den lineære modellen og estimeres med OLS. De foreslår å foreta følgende steg:

### **Steg 1:**

Først utvider vi den generelle modellen i ligning (6.2.1) med en Taylor tilnærming som i ligning (6.2.4). For en mer avgrenset modell enn den som er foreslått av Teräsvirta, kan man bare benytte 3.orden ledd for å teste LSTR (Bårdsen, G., Hurn, S., og McHugh, Z., 2011), og ligning (6.2.4) kan skrives om til:

$$(6.2.5) \quad \Delta e_t = \beta_0' X_t + \beta_3' X_t S_t^3 + \varepsilon_t.$$

Man kan teste den generelle modellen (6.2.5) for insignificant parametre for å redusere den generelle modellen til spesifikk modell samtidig som vi tester for LSTR. Som sagt kan dette gjøres ved å benytte standard F-tester. Men man kan også benytte programvarer som er tilgjengelig per i dag. Vi kan for eksempel benytte programvare *Autometrics* i *OxMetrics 6* utviklet av Doornik i 2009 (Bårdsen, G., Hurn, S., og McHugh, Z., 2011). Når vi ikke kan forkaste nullhypotesen, med andre ord at  $\beta_3$  ikke er signifikant forskjellig fra null, kan man konkludere at det ikke eksisterer LSTR i modellen, og vi kan bare benytte en lineær modell.

Men dersom nullhypotesen forkastes, kan man konkludere med at LSTR eksisterer i modellen og vi kan gå videre til steg 2.

### **Steg 2:**

La  $X_{0,t}$  og  $X_{3,t}$ , inneholde de elementene av  $X_t$  med signifikante parametere i den spesifikke modellen som er valgt av *Autometrics* i steg 1. Da er LSTR modellen som skal estimeres gitt ved:

$$(6.2.6) \quad \Delta e_t = \alpha_0' X_{0,t} + \alpha_3' X_{3,t} G_t(\lambda, c, S_t) + \varepsilon_t,$$

der funksjonen  $G_t$  og transisjonsvariabel  $S_t$  er gitt i henholdsvis ligningene (6.2.2) og (6.2.3). Verdier av  $\lambda$  og  $c$  kan estimeres ved bruk av Maximum Likelihood metode (se Brooks, 2008). I denne oppgaven benytter jeg programvare *STR2* som er kombinert med *OxPack* til å estimere verdier av  $\lambda$  og  $c$  i logistisk transisjonsfunksjonen. Programmet er utviklet av Ivar Pettersen der han bygger på GAUSS kode som er skrevet av Timo Teräsvirta.

### **Steg 3:**

Etter å ha estimert parameterne i logistisk transisjonsfunksjonen kan vi erstatte  $G_t(\lambda, c, S_t)$  i (6.2.6) med den estimerte logistiske transisjonsfunksjonen gitt ved:

$$(6.2.7) \quad \hat{G}_t(OILP_t) = 1 / (1 + e^{-\hat{\lambda}(OILP_t - \hat{c})}),$$

og får da:

$$(6.2.8) \quad \Delta e_t = \varphi_0' X_{0,t} + \varphi_3' X_{3,t} \hat{G}_t(OILP_t) + \varepsilon_t.$$

Ligning (6.2.8) kan estimeres med standard OLS-metode. Hvis verdien av  $\hat{\lambda}$  er veldig stor kan LSTR-funksjonen erstattes med en dummyvariabel (se avsnitt 5.2). Deretter kan man benytte *Autometrics* for å spesifisere den OLS-estimerte modellen ytterligere. Til slutt må man kontrollere for misspesifikasjon i OLS-modellen. Med denne AMS-metoden kan man identifisere en spesifikk modell fra en generell modell på en effektiv måte.



# 7 Resultat

## 7.1 Spesifikk ikke-lineær modell

Ved å følge stegene på AMS-metoden i forrige avsnitt vet vi at hvis  $\beta_3$  i ligning (6.2.5) er signifikante så er ikke-lineær modell foretrukket fremfor lineær modell, og jeg får følgende resultat gitt i tabell 7.1.1. under:

**Tabell 7.1.1 Sluttmodellen**

(7.1.1)

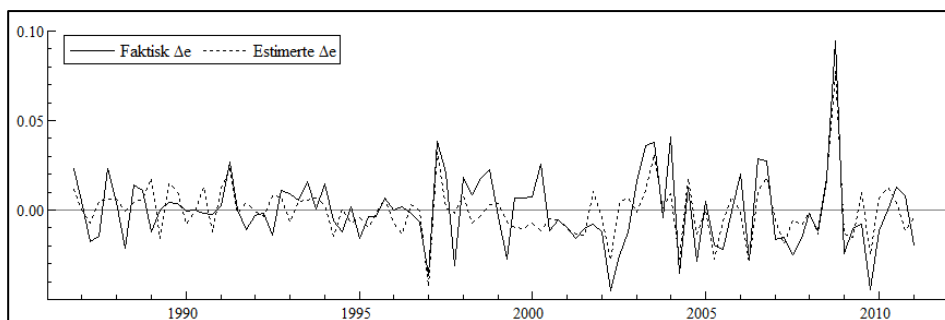
$$\begin{aligned} \Delta e_t = & 0.266 \Delta e_{t-2} - 0.158 \hat{u}_{t-1} - 1.586 \Delta_2 \Delta k p i f_t + 0.104 \Delta b n p_{t-1} \\ & (3.35) \quad (-3.41) \quad (-7.88) \quad (2.96) \\ & -0.169 (\Delta_4 F I . Y_t + \Delta_4 F I . Y_{t-2}) - 0.042 \Delta o i l p_{t-1} - 0.027 i d 97 q 1 \\ & (-4.32) \quad (-3.93) \quad (-2.62) \\ & [-0.330 \Delta_4 F I . Y_{t-1} - 0.129 \Delta o i l p_{t-2}] [1 / (1 + \exp\{-8.971(OILP_t - 62.1)\})] \\ & (-3.91) \quad (-3.85) \quad (5.582) \end{aligned}$$

### Diagnostikk

Estimerte perioder: 1986(4) - 2011(1)		Metode: OLS	
Antall observasjoner: 98		Antall parameterer	9
RSS	0.018987	$\hat{\sigma}$	0.0146
log-likelihood	279.843	mean( $\Delta e$ )	- 0.000326
$R^2$	0.53	se( $\Delta e$ )	0.020375
AR 1-5 test: F(5,84)	= 0.6831 [0.6375]	ARCH 1-4 test:	F(4,90) = 0.9631 [0.4318]
Normality test: Chi <sup>2</sup> (2)	= 0.3696 [0.8313]	Hetero test:	F(18,79) = 0.4855 [0.9573]
RESET23 test: F(2,87)	= 1.2488 [0.2919]		

Note: Tall i parentes i ligning (7.1.1) er t-verdier. RSS er residual sum of squares,  $\hat{\sigma}$  er standardavvik av regresjonen,  $se$  er standardavvik av observerte  $\Delta e$ , mens  $mean$  er gjennomsnittsverdi av observerte  $\Delta e$ . "AR 1-5 test" er autoregressiv test, "ARCH 1-4 test" er autoregressive conditional heteroskedasticity test, "Hetero test" er heteroskedasticity test, "RESET23 test" er for funksjonsformstest. Disse testene benytter Lagrange Multiplier test. Normalitets test av regresjons residual bruker chi-kvadrat test. Parentes bak F viser frihetsgrader, og p-verdier i hakeparentes.

**Figur 7.1.2 Estimerte og faktisk verdi av  $\Delta e_t$**



Note: Figur 7.1.2 viser svingninger av faktiske depresieringsrate og estimert depresieringsrate fra sluttmodellen i tabell 7.1.1. Estimeringsperioder er fra 1986(4) – 2011(1).

Jeg startet med 2 lag i den generelle modellen i ligning (6.2.5) med estimeringsperiode 1986(4) – 2011(1), og ved bruk av programvaren *Autometrics*, viser resultatene at det eksisterer ikke-linearitet i modellen. Deretter estimerte jeg  $\lambda$  og  $c$  med oljepris på nivåform (OILP) som transisjonsvariabel ved hjelp av programvare *STR2*. Resultatet fra LSTR-estimeringen av  $\lambda$  og  $c$  vises i tabell D.IV (Appendiks D). I steg 3 erstattet jeg  $\lambda$  og  $c$  med hhv. 8.971 og 62.1 i den logistiske transisjonsfunksjonen med variabler som har ikke-lineære effekter. Til slutt estimerte jeg en endelig spesifikk modell med OLS ved å utelate insignifikante variabler i den lineært tilnærmede modellen min. Jeg har også lagt til variabel "id97q1" sånn som Akram har gjort for å fange opp de store svingningene i første og andre kvartal i 1997, og det viser at den er signifikant og en forbedring av resultatene.  $\Delta$  er som tidligere nevnt førstedifferanseoperator:  $\Delta x_{t+1} = x_{t+1} - x_t \forall x$ , og kan tolkes som vekstrater. Variabler med laggede verdier  $t - k$  tilsier treghet i markedet, og parameterne foran forklaringsvariablene er de isolerte marginale effektene av 1 % økning i de respektive variablene.

Parameteren foran  $\Delta e_{t-2}$  tilsier at når kronen depresierer med 1 % i kvartaler tilbake, vil dagens krone depresiere med 0,266 %. Variabelen  $\Delta_2 \Delta kpif_t = \Delta kpif_t - \Delta kpif_{t-2}$  er halvårsendring i inflasjon for utlandet. Alt annet er gitt, vil vekst i utenlandsk inflasjon gi en appresiering på kronen. Med 1 % marginaløkning i  $\Delta_2 \Delta kpif_t$  vil dette gi en appresiering av kronekursen på 1,586 % (reduisert  $\Delta e_t$ ). Parameteren foran  $\Delta bnp_{t-1}$  tilsier at en 1 % økning i BNP-vekst fra forrige kvartal vil føre til at kronen depresierer med 0,104 %. Jeg har slått variablene  $\Delta_4 FI.Y_t$  og  $\Delta_4 FI.Y_{t-2}$  sammen siden det viser seg at de kan sies å ha tilnærmet lik effekt på  $\Delta e_t$ . Resultatene viser at årlig vekst i driftsunderskudd har en positiv effekt på kronen. Dette er i motsetning til hva teori og tidligere empiri tilsier, og jeg kommer til å se nærmere på dette i neste avsnitt. Vi kan se at en økning i oljeprisen i forrige kvartal,  $\Delta oilp_{t-1}$ , har en positiv lineær effekt på kronen. Altså vil 1 % økning i oljepris fra forrige kvartal gi en appresiering av kronen på 0,042 %. Siste leddet med logistisk transisjonsfunksjon i ligning (7.1.1) fanger opp ikke-lineære effekter. Effekten på kronen av både  $\Delta_4 FI.Y_{t-1}$  og  $\Delta oilp_{t-2}$  slår inn ettersom oljeprisen øker, og når oljeprisen  $OILP_t$  stiger mer enn 62.1 dollar, vil 1 % økning i oljepris i 2 kvartal tilbake gi en appresiering av kronen på 0,129 %, mens 1 % økning i driftsunderskudd fra forrige kvart vil ha en positiv effekt på kronen på 0,33 %, men som tidligere nevnt, tolkningen av effekten ved driftsunderskudd på kronen er usikker. Effektene som vi har sett på nå er kortsiktige. Feilkorrigeringsleddet,  $\hat{u}_{t-1}$ , viser at et positivt

(kortsiktig) avvik fra likevektkursnivået vil korrigeres med 15,8 % i neste kvartal. Som nevnt tidligere, vil det si at hvis valutamarkedet opplever sjokk for eksempel i 1. kvartal 2011, slik at kronen ligger høyere enn likevektsnivået, vil effekten av sjokket avta i 2. kvartal og den økte kronen vil korrigeres med 15,8 % slik at kronen konvergerer eller beveger seg mot sin likevekt på lang sikt. Når det gjelder den langsiktige tilpasningen på kronekursen vil kjøpekraftsparitet gjelde i denne enkle modellen, og fra avsnitt 5.1 og 6.1 kan den estimerte langsiktige likevekten uttrykkes som

$$(7.1.2) \quad e_t = 1.033 kpi_t - 0.958 kpi_f_t + \text{konstant}.$$

Den langsiktige tilpasningen i ligning (7.1.2) tilsier at 1 % permanent økning i hjemlandets konsumprisindeks gir en depresiering på kronen på 1,033 %, mens 1 % permanent økning i utenlandsk konsumprisindeks gir en appresiering av kronen på 0,958 %.

I motsetning til Akram (2004), tyder modellen min på at oljeprisen har både lineær og ikke-lineær effekt på kronen. I modellen min har oljeprisen en total positiv effekt på kronen på tilsvarende  $0,129 \% + 0,042 \% = 0,171 \%$  når oljeprisen er stigende og er over 62.1 dollar, mens i modellen til Akram har oljeprisen en total negativ effekt på  $0,114 \% + 0,024 \% + 0,023 \% = 0,161 \%$  når oljeprisen er fallende og under 14.21 dollar. Videre ser jeg at ved avvik fra reallikevektsnivået skjer konvergeringshastigheten i modellen min (avviket korrigeres med 15,8 % i neste kvartal) raskere enn i Akrams (avviket korrigeres med 9,5 % i neste kvartal). Tidligere empiri viser at ved avvik fra reallikevektsnivået, vil realvalutakursens konvergeringshastighet mot sin likevekt skje raskere under flytende valutakurs enn fast valutakurs (Akram, 2003). Siden halvparten av observasjonene i modellen min er under flytende valutakurs med inflasjonsmål, mens store deler av observasjonene i modellen til Akram er under fastkursregime, er det ikke så rart at konvergeringshastigheten i modellen min skjer raskere. Videre har jeg lagt merke til at i min modell har endring i BNP signifikant effekt på kronekursen, mens endring i BNP har ingen signifikant effekt og inngår ikke i modellen til Akram. I tillegg til motsatt fortegn på driftsunderskudd som tidligere nevnt, har hverken pengemarkedsrenter,  $\Delta R5_t$ , og obligasjonsrenter for hjemlandet,  $\Delta R5_t$ , og utlandet,  $\Delta R5_f_t$ , signifikant effekt på kronekursen i modellen min. Grunnen kan være at korrelasjonene mellom valutakurs og renter er veldig svake i observasjonsperiodene mine, som diskutert i avsnitt 2.2.

Det er kanskje ikke så overraskende at min og Akrams modell har noen forskjellige uavhengige variabler siden situasjonen i verdensøkonomien og strukturen på oljeprisnivå har endret seg dramatisk de siste 10 årene. Ett eksempel er den stadig økende driftsubalanse mellom land i verden (Reinhart og Rogoff, 2009), der noen land, for eksempel Kina, har enorme fordringer (driftsoverskudd) ovenfor utlandet, mens USA og enkelte europeiske land som Hellas, Italia og Spania for eksempel har stor gjeld (store driftsunderskudd). I tillegg er den gjennomsnittlige oljeprisen per i dag 4-5 doblet i forhold til Akrams estimeringsperioder, og ikke minst har Norge og flere europeiske land også gått over fra fastkursregime til flytende valutakurs med inflasjonsmål (Norges Bank). Men rent teknisk sett kan vi sammenligne modellene våre med  $R^2$  og standardavvik  $\hat{\sigma}$  for den estimerte regresjonen.  $R^2$  gir oss informasjon om forklaringskraft i modellen, men man må se opp for perfekt multikollinearitet i modellen som kan gjøre at  $R^2$  gir oss et feil bilde av modellen (Wooldridge, 2009). Men gitt fravær av perfekt multikollinearitet vil en høyere  $R^2$  bety at modellen har bedre forklaringskraft. Når det gjelder  $\hat{\sigma}$  blir det motsatt, jo lavere standardavvik modellen har, jo bedre presisjon har modellen.  $R^2$  og  $\hat{\sigma}$  for modellene våre er gitt ved:

### Modell

Akram (2004) :	$R_A^2 = 59.7 \%$ ,	$\hat{\sigma}_A = 1.00 \%$ ,	Antall parameter: 11
Yip (2011) :	$R_Y^2 = 53.0 \%$ ,	$\hat{\sigma}_Y = 1.46 \%$ ,	Antall parameter: 9

Vi ser at modellen til Akram er litt bedre enn min når man sammenligner  $R^2$  og  $\hat{\sigma}$ . Modellen til Akram greier å forklare svingninger i valutakursen 6,7 % mer enn modellen min, og den har også 0,46 % mindre avvik fra de faktiske svingningene. Men min modell har samtidig mindre parametere som betyr mer frihetsgrader, og estimeringsperioder i mine datasett er mer volatil. Videre kommer jeg til å se på modellenes prediksjoner i neste avsnitt.

## 7.2 Modellevaluering

---

Først vil jeg nevne at det har vært en utfordring å formulere en modell som forklarer valutakurs. Jeg fulgte økonometriske metoder i avsnitt 5.1 og brukte kjøpekraftsparitet som anker for langsiktig likevektskurs, og det første problemet jeg møtte var at med Engle og Granger test for kointegrasjon mellom  $e$ ,  $cpi$  og  $cpi_f$  viste det seg å være så vidt signifikant på 10 % signifikantnivå. Ifølge Rogoff (1996) kan årsaken være at bruk av generelle konsumprisindekser fremfor delprisindekser, men siden tidligere empiri anser kjøpekraftsparitet som

anker for langsiktig likevekt, så antar jeg  $e$ ,  $cpi$  og  $cpif$  kointegrerer først og deretter undersøker jeg om feilkorrigeringsledd er signifikant i sluttmodellen min. Det viser seg at feilkorrigeringsleddet er signifikant forskjellig fra null på 1 % nivå i sluttmodellen min. Videre har jeg pålagt restriksjoner på kjøpekraftsparitet eller realvalutakurs = 1 ( $Q = e - (cpi - cpif) = 1$ ), men modellen med *absolutt kjøpekraftsparitet* viste dårligere resultat og i tillegg viste feilkorrigeringsleddet med absolutt kjøpekraftsparitet seg å være insignifikant forskjellig fra null på 5 % nivå. Dermed har jeg valgt å bruke relativ kjøpekraftsparitet (siden residualen til den estimerte kjøpekraftspariteten viste seg å være stasjonær, da betyr det at den har et konstant snitt og at realvalutakurs er konstant i likevekt). Jeg har også testet for mulig utelatt variabelskjevhet med tilgjengelige data. Til slutt har jeg også kontrollert om restriksjoner med  $\Delta_2 \Delta kpi f_t$  og  $(\Delta_4 FI.Y_t + \Delta_4 FI.Y_{t-2})$  er en gyldig forenkling av sluttmodellen uten restriksjoner. Resultatet viser ingen tegn på utelatt variabelskjevhet og F-test = 1.626 for modellrestriksjonstest. Vi kan dermed ikke forkaste nullhypotesen på 5 % signifikantnivå som sier at sluttmodellen med restriksjon er en gyldig forenkling av sluttmodellen uten restriksjoner. Volatiliteten i valutamarkedet har også blitt tatt i betraktning, og ifølge MacDonald(2007) avhenger volatilitetsutviklingen i valutamarkedet av bruk av datafrekvensen. Ved bruk av månedlig eller kvartalstall har det blitt funnet bevis for fravær av ARCH-effekt, mens ved bruk av daglig eller intra-daglig data vil volatiliteten i valutakurs følge den såkalte "volatility clustering" fenomenet; Stor (liten) prisendring blir ofte etterfulgt av annen stor (liten) prisendring. Siden jeg bruker kvartalstall, antar jeg fravær av ARCH-effekt og volatility clustering. Det ser vi også på diagnostikk av modellen i tabell 7.1.1. at ARCH-effekt ikke er til stede i modellen.

Diagnostikk viser at tester for seriekorrelasjon (AR), betinget heteroskedastisitet seriekorrelasjon (ARCH), heteroskedastisitet (Hetero test) og normalitetstest er insignifikant forskjellig fra null. Det vil si at standardantakelser for OLS-estimering holder og restleddet i modell 7.1.1 følger en identisk, uavhengig fordeling,  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma)$  (se for eksempel Wooldridge, 2009). Når det gjelder test for funksjonsform viser både RESET-test med OLS-metode og RESET-testen at ikke-lineære effekter i modellen er ivaretatt (se Tabell D.IV i Appendiks D). Vi kan også se at parameterens t-verdier i sluttmodellen i tabell 7.1.1 er signifikante på 1 % nivå. Bortsett fra driftsunderskudd, er fortegnene på de fleste uavhengige variabler i samsvar med teori. Ut i fra teorien forventer man at driftsunderskudd vil ha en positiv effekt på depresieringsrate,  $\Delta e_t$ , altså negativ effekt på kronen, men nå vises det motsatte. En mulig årsak kan være det som ble nevnt i avsnitt 2.6 om driftsbalansen og

oljesektor. Oljesektoren er inkludert i driftsbalansen som er brukt i denne oppgaven, det vil si at den ikke er korrigert for overføringer og inntjening i oljesektor sånn som grunnbalansen. Altså gitt at økt oljepris har bidratt til driftsoverskudd totalt sett, men denne effekten på kronen blir dempet eller korrigert av SPU, og når grunnbalansen er negativ (eksempelvis på grunn av økte importvekst), vil den netto effekten av driftsbalansen på kronen være negativ, og dermed ha motsatt fortegn på driftsunderskudd enn det som er forventet. Jeg lyktes ikke å finne data for grunnbalansen, og driftsbalansen er heller ikke fokuset i denne oppgaven, dermed har jeg ikke forsket videre og fått påstanden min bekreftet. Men som nevnt i avsnitt 2.6 så har dette skjedd før at til tross for driftsoverskudd falt kronen. Modellen min viser også at renter ikke har effekt på depresieringsraten  $\Delta e_t$ , og det er egentlig ikke så overraskende hvis vi ser på figur A.III (Appendiks A) som viser en veldig svak korrelasjon mellom rente-differansen (mellom hjemlandet og utlandet) og kronekurs.

Videre har jeg testet for parameterens stabilitet, noe som viser at variabler med lineær effekt på kronen er stabile over tid, men når det gjelder variabler med ikke-lineære effekter er det vanskelig å tolke (se figur D.II i Appendiks D). Det er fordi i transisjonsfunksjonen er terskelverdien satt til 62.1 dollar og siden oljeprisen aldri har vært høyere enn 62.1 dollar før år 2005, reagerte ikke variabler med ikke-lineæreffekt før rundt år 2005, så det er vanskelig å si noe om parameterens stabilitet. Men både  $\Delta_4 FI.Y_{t-1}$  og  $\Delta oilp_{t-2}$  i det ikke-lineære leddet viser veldig signifikante t-verdier, og dermed konkluderer jeg med ikke-lineær oljepriseffekt, mens driftsbalansen må tolkes varsomt siden jeg ikke har fått bekreftet påstanden min som nevnt tidligere. På figur 7.1.2 ser vi at modellen min har dårlig forklaringskraft i perioder 1998 - 2001, og hva som er årsak til det er jeg usikker på. Det må nok være andre forhold som ikke inngår i modellen min som har forårsaket svingninger siden modellen min ikke klarer å fange opp disse svingningene. I Bernhardsen, T. og Røisland, Ø. (2000) ble det påpekt at økning i kronens volatilitet etter appresieringspresset i 1996-1997 gjorde at flere større internasjonale markedsaktører "oppdaget" kronen som et interessant spekulasjonsobjekt. Ut i fra dette kan kronen ha vært en "hit" for valutaspekulanter noen år etter, og det kan være mulig årsak for at modellen min ikke klarer å fange opp svingningen i perioder mellom 1998 – 2001. Det er mulig å legge til en eller flere dummyvariabler for å fange opp disse svingningene, men siden fokuset i denne oppgaven er å isolere oljepriseffekt på en best mulig måte og effekten av oljepris var den samme etter at jeg la til dummyvariabler, har jeg ikke lagt til disse dummyvariablene for å spare frihetsgrader.

## Tabell 7.2.1 Sluttmodellen (1986:4 – 2008:3)

(7.2.1)

$$\begin{aligned} \Delta e_t = & 0.211 \Delta e_{t-2} - 0.153 \hat{u}_{t-1} - 1.257 \Delta_2 \Delta k p i f_t + 0.112 \Delta b n p_{t-1} \\ & (2.42) \quad (-3.16) \quad (-4.73) \quad (3.11) \\ & -0.143 (\Delta_4 F I . Y_t + \Delta_4 F I . Y_{t-2}) - 0.049 \Delta o i l p_{t-1} - 0.028 i d 97 q 1 \\ & (-2.79) \quad (-4.53) \quad (-2.73) \\ & [-0.518 \Delta_4 F I . Y_{t-1} - 0.161 \Delta o i l p_{t-2}] [1 / (1 + \exp\{-8.971(OILP_t - 62.1)\})] \\ & (-2.68) \quad (-2.00) \quad (5.582) \end{aligned}$$

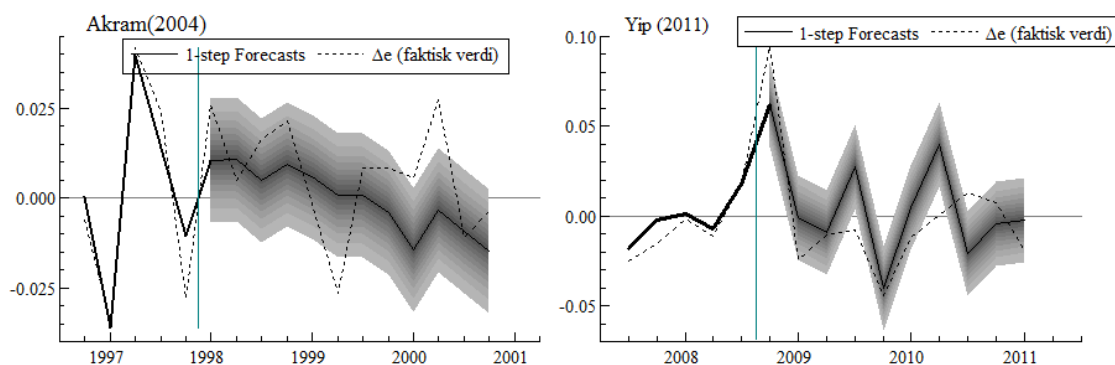
### Diagnostikk

Estimerte perioder: 1986(4) - 2008(3)		Metode: OLS	
Antall observasjoner: 100		Antall parameterer	9
RSS	0.01855775	$\hat{\sigma}$	0.01428
$R^2$	0.44	mean( $\Delta e$ )	0.00112264
log-likelihood	267.146	se( $\Delta e$ )	0.0182296
AR 1-5 test: F(5,86)	= 1.2573 [0.2898]	ARCH 1-4 test: F(4,92)	= 1.5567 [0.1925]
Normality test: Chi <sup>2</sup> (2)	= 0.4382 [0.8032]	Hetero test: F(18,81)	= 0.6212 [0.8730]
RESET23 test: F(2,89)	= 0.6744 [0.5120]		

Note: se tabell 7.1.1

Til slutt bruker jeg in-sample-metode for å predikere kronens utvikling. Jeg holder igjen 2 ½ år av observasjonene, det vil si 10 observasjoner, dermed blir estimeringsperioden nå 1986:4 – 2008:3. Resultatet vises i Tabell 7.2.1, og med estimeringsperiode 1986:4 – 2008:3 viser resultatet i tabell 7.2.1 at den har litt annerledes OLS-estimatorer enn resultatet i tabell 7.1.1., men som sagt viser parameterstabilitetstest at parameterne i modellen er stabile over tid, og dermed kan vi ignorere de små endringene i modellen.

### Figur 7.2.1 Prognosesammenligning Akram (2004) og Yip (2011)



Prognose – Akram (2004)	Prognose – Yip (2011)
1-step (ex post) forecast analysis 1998(1) - 2000(4)	1-step (ex post) forecast analysis 2008(4) - 2011(1)
Parameter constancy forecast tests:	Parameter constancy forecast tests:
Forecast Chi <sup>2</sup> (12) = 27.595 [0.0063]**	Forecast Chi <sup>2</sup> (8) = 31.273 [0.0001]**
RMSE = 0.015907	RMSE = 0.028151

I Figur 7.2.1 brukes in-sample metoden og viser prognose fra 2008:4 til 2011:1 på min modell, og 1998:1 til 2000:4 i Akrams modell. Ved å sammenligne med modellen til Akram (2004), gir det en pekepinn for å vurdere prognosetreffsikkerheten i modellen min.

Vi kan se at prediksjonsfeilene til begge modellene er signifikant forskjellige fra null, og figurene viser også at deres treffsikkerhet ser relativt like ut. Når vi sammenligner deres RMSE, ser vi at modellen til Akram har lavere avvik enn min modell. Det betyr at modellen til Akram er mer treffsikker enn modellen min, men man må også ta hensyn til at valutakurs og oljepris har vært veldig ustabile under og etter finanskrisen i mine estimeringsperioder. Modellen til Akram ville sannsynligvis ikke fange opp effekten av endringer i oljepris fra år 2004 siden modellen hans kun kan fange opp effekten av fallende oljepris, mens oljeprisen har vært stigende siden år 2004. Modellen i tabell 7.2.1 og 7.1.1 klarer å fange opp litt over 50 % av svingninger i valutakursen; den viser ingen tegn på misspesifikasjoner. Dermed konkluderer jeg med at modellen min er gyldig og inneholder gode mekanismer som fanger opp svingninger i valutakursen under dagens forhold.



## 8 Konklusjon

---

Som nevnt tidligere er det ikke lett å predikere utviklingen i valutakurs. Så lenge valutakurs er et finansielt instrument og kan følge en random walk-prosess, vil det være vanskelig å finne stabile sammenhenger mellom valutakurs og økonomiske variabler. Det ser vi når vi sammenligner modellen min med modellen til Akram (2004), der noen av variablene er signifikante i Akrams modell, men ikke signifikante i min modell og motsatt. I tillegg har oljeprisen og valutakursmarkedet vært veldig volatile i de siste tre årene, og det gir ekstra utfordringer ved å predikere valutakursutviklingen. Men ut ifra tilgjengelig data har jeg formulert en modell som tilsier at det er en systematisk tendens til at oljeprisen har både lineær og ikke-lineær effekt på kronkursen på kort sikt, mens på lang sikt har oljepris ingen signifikant effekt på kronen. Når oljeprisen er under 62.1 dollar vil 1 % marginal økning i oljepris føre til 0,042 % økning i kronen, mens når oljeprisen er over 62.1 dollar vil 1 % økning i oljepris føre til  $0,042 \% + 0,129 \% = 0,171 \%$  økning i kronen. Videre gir resultatet mitt også støtte til det Akram (2003) har funnet om at konvergeringshastigheten på avvik fra likevekt skjer raskere under flytende valutakursregime. Siden oljen er en ikke-fornybar naturressurs og vil bli brukt opp en dag, er det grunn til å tro at sannsynligheten for høyt oljepris i fremtiden er stor. Men selvsagt vil nivået på oljeprisen være avhengig av tilbud (OPEC for eksempel) og etterspørsel (fremgang/vekst i verdens-økonomien, særlig betydningsfulle land som Kina og USA).

Det eneste vi med sikkerhet kan si, er at det er usikkerhet i oljemarkedet, og at det også i fremtida vil være vanskelig å predikere oljeprisen. Sannsynligheten for at oljeprisen kan klatre til ekstreme verdier og nå nye høyder er absolutt til stede, og det er dermed også grunn til å tro at terskelverdien,  $c$ , i den logistiske transisjonsfunksjonen kan endre seg i fremtiden og at en ikke-lineær oljepriseffekt på kronen vil eksistere også i fremtiden.



# Referanser

---

Ahn, Byung Chan. (1994): "Monetary Policy and the Determination of the Interest Rate and Exchange Rate in a Small Open Economy with Increasing Capital Mobility", *Federal Reserve Bank of St. Louis Working Papers*. Nedlastet 15.03.11. fra <http://research.stlouisfed.org/wp/1994/94-024.pdf>

Akram, Q. F., Brunvatne, K.M. og Lokshall, R. (2003): "Reell likevektsvalutakurs", *Norges Bank skriftserie*, 31, 29-50.

Akram, Q. Farooq (2003): "Reell likevektsvalutakurs for Norge", *Norges Bank skriftserie*, 31, 51-81.

Akram, Q. Farooq (2004): "Oil prices and exchange rates: Norwegian evidence", *Economics Journal*, 7, 476-504.

Akram, Q. Farooq (2006): "PPP in the medium run: The case of Norway", *Journal of Macroeconomics*, 28, 700-719.

Bergo, J. (2004 november): "Oljepris, konjunkturer og pengepolitikk", *Foredrag på høstkonferanse i Vest-Norsk Sparebanklag 12. november 2004*. Bergen. Nedlastet 08.03.11. fra [http://www.norges-bank.no/templates/article\\_18115.aspx](http://www.norges-bank.no/templates/article_18115.aspx)

Bernhardsen, T. og Røisland, Ø. (2000): "Hvilke faktorer påvirker kronekursen?", *Penger og Kreditt* (3), 187-194

Brooks, C. (2008): *Introductory Econometrics for Finance* (2. edition). Cambridge University Press, Cambridge

Burda, M. og Wyplosz, C. (2001): *Macroeconomics. A European Text* (4. edition). Oxford University Press, Oxford.

Bårdsen, G., Hurn, S., og McHugh, Z.(2011): "Asymmetric unemployment rate dynamics in Australia", *NCER Working Paper Series*. Lastet ned 03.10.11, fra <http://www.ncer.edu.au/papers/documents/WPNo71.pdf>

Bårdsen, G. og Nymoen, R. (2009): "Macroeconometric modeling for policy", *Palgrave Handbook of Econometric*, Vol. 2. 851-916

Crowder, W. J. og S. Y. Chung (2004): "Why Are Real Interest Rates Not Equalized Internationally?", *Southern Economic Journal*, 71(2), 441-458.

Doornik, J. A. (2009): "Autometrics," in J. L. Castle and N. Shephard, eds., *The Methodology and Practise of Econometrics*, Oxford University Press, chapter 4, 88-121.

Enders, W. (2004): *Applied econometric time series*. (2. edition). John Wiley & Sons, USA

Engle, R. F. og Granger, C. W. J. (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 251-276.

Franses, P. H. og van Dijk, D. (2000): *None-linear Time Series Models in Empirical finance*. Cambridge University Press, Cambridge.

Hendry, D. F. og H.-M. Krolzig (1999): "Improving on 'data mining reconsidered' by K. D. Hoover and S. J. Perez", *Econometrics Journal*, 2, 202-219.

Hendry, D. F. og H.-M. Krolzig (2001): *Automatic Econometric Model Selection Using PcGets*, Timberlake Consultants Ltd, London.

Hoover, K. D. og S. J. Perez (1999): "Data mining reconsidered: encompassing and the general-to-specific approach to specification search", *Econometrics Journal*, 2, 167-191.

Johansson, J. (2007): "Sammenheng mellom valutakurs og oljepris", Upublisert masteroppgave, Institutt for samfunnsøkonomi, NTNU, Trondheim.

Lyon, R. K. (2001): *The Microstructure Approach to Exchange Rate*. MIT Press, Cambridge.

MacDonald, R. (2007): *Exchange Rate Economics, Theories and Evidence*. (2. edition). Routledge, New York.

Norges Bank (dato ikke tilgjengelig). Lastet ned 10.03.11, fra <http://www.norges-bank.no/upload/import/pengepolitikk/historikk.pdf>

Obstfeld, M. og Rogoff, K. (1996): *Foundations of International Macroeconomics*. MIT Press, Cambridge.

Oljeindustriens Landsforening (dato ikke tilgjengelig): Lastet ned 23.04.11, fra <http://www.olf.no/no/Faktasider/Verdiskapning1/>

Regjeringen.no (dato ikke tilgjengelig): Lastet ned 22.08.11, fra <http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/dok/regpubl/stmeld/19992000/stmeld-nr-3-1999-2000-/6.html?id=402580>

Reinhart, C. M. og Rogoff, K. S. (2009): *This Time Is Different: Eight Centuries of Financial Folly*. Princeton University Press, New Jersey

Rime, D. (2003): "Hva kan vi lære om valutakurser av finansiell økonomi?", *Norges Banks skriftserie*, 31, 131-140.

Rime, D. og Sojli, E. (2006): "Ordrestrømsanalyse av valutakurser", *Penger og Kreditt*, 34(2), 110-115.

Rogoff, K. S. (1996): "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647-668.

Rosenberg, M. R. (2003): *Exchange Rate Determination, Models and Strategies for Exchange Rate Forecasting*. McGraw-Hill, New York.

Rødseth, A. (2000): *Open economy macroeconomics*. (1. edition). Cambridge University Press, Cambridge

Sarno, L. og Taylor, M. (2002): *The Economics of Exchange Rates*. Cambridge University Press, Cambridge.

SSB (Statistisk Sentralbyrå) (dato ikke tilgjengelig): Lastet ned 26.07.11 fra <http://ssb.no/>

Store Norske Leksikon (dato ikke tilgjengelig): Lastet ned 23.03.11, fra [http://www.snl.no/Bretton\\_Woods-avtalen](http://www.snl.no/Bretton_Woods-avtalen)

Terasvirta, T. (1994): "Specification, estimation and evaluation of smooth transition autoregressive models," *Journal of the American Statistical Association*, 89, 208–218

Wooldridge, J. M. (2009): *Introductory Econometrics, A Modern Approach*. (4. edition). South-Western, Canada.

Økonomisk Utsyn (1/2010): Lastet ned 27.06.11 fra <http://www.ssb.no/emner/08/05/10/oa/201001/oa2010-1.pdf>



# Appendiks A

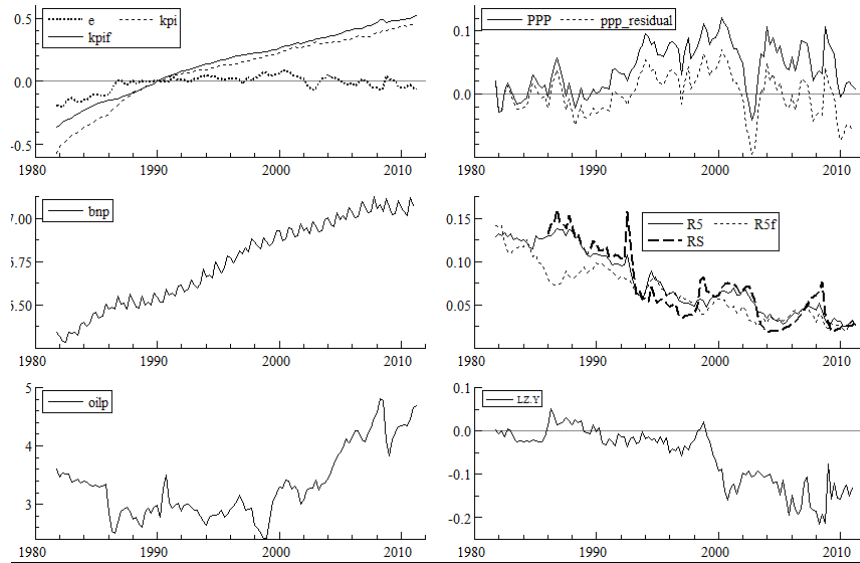
## A.1 Kilder, beskrivelser og egenskaper ved tidsserier

**Tabell A.I: Oversikt over variabler i modellen**

Variabler kvartalstall	Kilder
E = KKI	Konkurranskursindeks. Daglig data gjort om til kvartalstall: Norges Bank (1990=1). Stigende KKI betyr depresiering av norske kroner.
KPIf = snittet av USA og Euro sone	Konsumprisindeks. R-EcoWin: ew:usa11800 for USA og ew:emu11905 for Euro sone
KPI [1981(4)-2011(2)]	Konsumprisindeks. R-EcoWin: ew:nor11800
Infl.diff = kpi - kpif	Inflasjonsdifferensen mellom hjemme og ute
BNP (2007_p)	Norsk BNP 2007 fastpris Reuters EcoWin
CA = Driftsbalansen Norge	Flow, målt i kroner: Reuters EcoWin
R5f = Yield USA, Euro 5 år	Snitt av yield euro og USA 5 år, R-EcoWin serienr: ew:emu1412010 og ew:usa14022 hhv
R3f = Yield USA, Euro 3 år	Snitt av yield euro og USA 3 år, R-EcoWin serienr: ew:emu1421310 og ew:usa14165 hhv
R5 = Yield Norway 5 år	Norsk Statsobligasjon, 5 år: ew:nor14020
R3 = Yield Norway 3 år	Norsk Statsobligasjon, 3 år: ew:nor1410320
ppp = (e-(kpi-kpif))	Realvalutakursen eller Kjøpekraftsparitet
OILP = OILUSD [1981(4)-2011(2)]	Slo sammen tall fra Akram(spotpris) og SSB (spotspris)
RS	Norsk 3mnd - NIBOR nominell: R-EcoWin ew:nor14245
FI.Y=ΔLZ.Y	LZ.Y= 1*1000*1000000*CA/"BNP(2007_p)

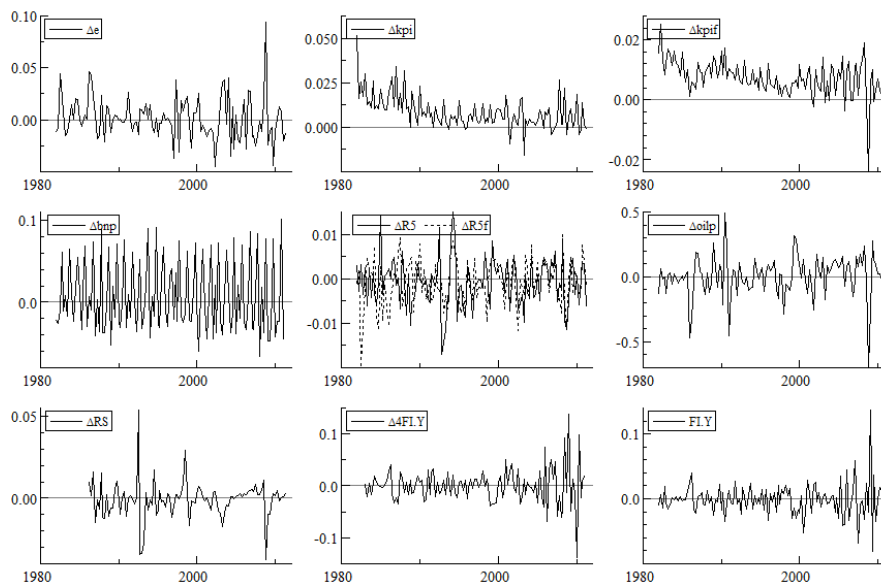
*Note:* De fleste datamaterialene er stort sett hentet fra kilder som SSB, Reuter EcoWin og Norges Bank. I denne oppgaven benytter jeg sesongjustert kvartalsdata som er tilgjengelig. Datasettet av OILP fra perioden 1971-1 til 2001-1, er levert av F. Q. Akram, mens data fra 2001-2 til 2011-2 er hentet fra SSB. Data fra SSB er ukentlig oljepris som er omregnet til kvartalstall.

## **Figur A.I: Kvartalsobservasjoner**



Note: Figur A.I viser utviklinger til variabler i logaritmeform (Oppgis i kvartalstall).

## **Figur A.II: Kvartalsobservasjoner ved førstedifferansen**

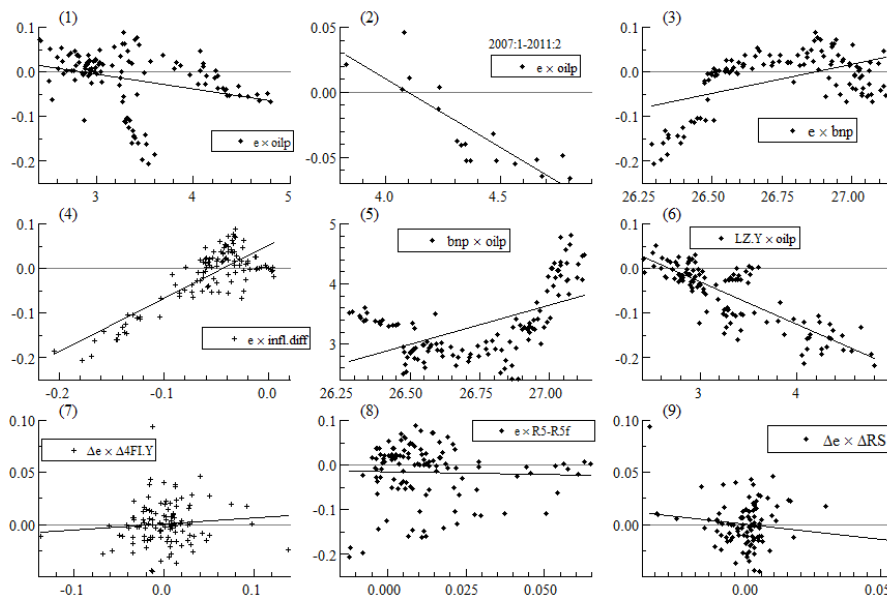


Note: Figur A.II viser variabler ved førstedifferansen (se Appendiks B).



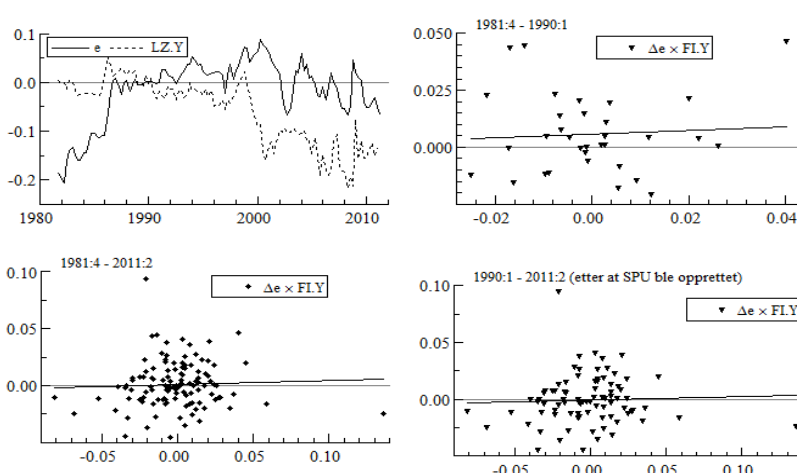
## A.2 Korrelasjon mellom variablene

**Figur A.III: Korrelasjonsfigur**



*Note:* Figur A.III viser korrelasjon mellom variablene. Stigende(fallende) kurve betyr positiv(negativ) sammenheng mellom variablene. Jo brattere helningen er, jo sterkere er korrelasjonen mellom variablene. Alle figurene bruker observasjoner fra periode 1981:4 – 2011:2, bortsett fra (2) som brukes kun observasjoner fra 2007:1-2011:2 for å se på finanskrisen som skjedde i 2007/2008 og ettervirkning frem til nå i 2011.

**Figur A.IV: Korrelasjon mellom De og FL.Y**



*Note:* Figur A.IV viser korrelasjon mellom  $\Delta e$  og FL.Y (driftsunderskudd som prosentandel av BNP) i forskjellige perioder. Stigende(fallende) kurve betyr positiv(negativ) sammenheng mellom variablene. Jo brattere helningen er, jo sterkere er korrelasjonen mellom variablene.

### A.3 Råoljeeksport som prosentandel av BNP

**Tabell A.II: Forholdet mellom norsk BNP og eksport av norsk produsert råolje**

År	Norsk BNP målt i millioner kr	Eksport av norsk produsert råolje målt i millioner kroner.	Råoljeeksport som prosentandel av BNP
2001	1 536 887	234 698	15,27 %
2002	1 532 307	197 921	12,92 %
2003	1 593 826	195 699	12,28 %
2004	1 743 041	237 468	13,62 %
2005	1 945 716	289 453	14,88 %
2006	2 159 573	309 252	14,32 %
2007	2 271 607	309 675	13,63 %
2008	2 516 800	359 369	14,28 %
2009	2 380 851	243 521	10,23 %
2010	2 505 076	284 792	11,37 %
Gj.snitt:	<b>2 242 854</b>	<b>295 761</b>	<b>13,19 %</b>

*Kilder:* Statistisk Sentralbyrå - oppgitt i millioner kroner

# Appendiks B

---

## B.1 Stasjonær ved førstedifferansen (Random walk-prosess)

Gitt variabelen  $y_t$  som følger en AR(1)-prosess:

$$(B.1.1) \quad y_t = \mu + \theta y_{t-1} + u_t.$$

og at den er ikke-stasjonær, med andre ord  $\theta = 1$ , får vi:

$$(B.1.2) \quad y_t = \mu + y_{t-1} + u_t.$$

La  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ , og  $Ly_t = y_{t-1}$ , slik at  $(1 - L)y_t = y_t - Ly_t = y_t - y_{t-1}$ . Ved å trekke  $y_{t-1}$  fra begge sidene i ligning (B.1.2) får vi da:

$$(B.1.3) \quad y_t - y_{t-1} = \mu + u_t$$

$$(B.1.4) \quad (1 - L)y_t = \mu + u_t$$

$$(B.1.5) \quad \Delta y_t = \mu + u_t$$

Vi får en ny variabel  $\Delta y_t$ , som er stasjonær. Det sier at stasjonariteten er oppnådd ved å differansiere variabelen en gang. Tidsserier som er stasjonær ved førstedifferansen følger en random walk-prosess.

## B.2 Kointegrasjon

Gitt to variabler,  $y$  og  $x$ , som følger random walk-prosesser, med andre ord,  $y_t \sim I(1)$  og  $x_t \sim I(1)$ . Generelt kan man si at  $y$  og  $x$  kointegrerer når de to variablene har en lineær kombinasjon som er stasjonær. La  $z_t$  være denne kombinasjonen gitt ved:

$$(B.2.1) \quad z_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t.$$

Hvis det finnes parameterverdier som gjør  $z_t \sim I(0)$  sier vi at  $y_t$  og  $x_t$  kointegrerer. Ligningen

$$(B.2.2) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t$$

kan tolkes som en likevektssammenheng som gjelder på lang sikt, mens variabelen  $z_t$  tolkes som avvik fra den langsiktige likevektsammenheng. For videre tolkning kan man tenke seg at  $z_t$  følger en stasjonær AR(1)-prosess

$$(B.2.3) \quad \begin{aligned} z_t &= \varphi z_{t-1} + v_t, & \varphi < 1 \\ \Delta z_t &= (\varphi - 1)z_t + v_t \end{aligned}$$

Når  $\varphi < 1$  vil  $(\varphi - 1) < 0$  slik at et positivt (negativt) avvik fra den langsiktige likevekten gir reduksjon (økning) i dette avviket neste periode – det er altså mekanismer som gjør avviket fra den langsiktige likevekten elimineres over tid.

For å finne ut om 2 (eller flere) variabler kointegrerer er det naturlig å teste om  $z_t$  er stasjonær ved å utføre den såkalte *Engle & Granger*-testen (Appendiks B.4). Hvis testen viser at  $z_t$  er stasjonær, altså  $z_t \sim I(0)$ , sier vi at de to variablene kointegrerer (Brooks 2008).

### B.3 Augmented Dickey-Fuller Test (ADF-test)

Augmented Dickey-Fuller (ADF) test er en utvidet versjon av en enkel Dickey-Fuller (DF) test. En fordel med ADF-testen er at kan man eliminere seriekorrelasjon i restleddet. Først ser vi på en DF-test og tar utgangspunkt i ligningen

$$(B.3.1) \quad y_t = \mu + \theta y_{t-1} + u_t.$$

Vi trekker fra  $y_{t-1}$  på begge sider av ligning (B.3.1.) og får:

$$(B.3.2) \quad \begin{aligned} \Delta y_t &= \mu + (\theta - 1)y_{t-1} + u_t \\ &= \mu + \psi y_{t-1} + u_t, & \psi &= \theta - 1 \end{aligned}$$

Ved estimering av ligning (B.3.2) blir nullhypotesen  $\psi = 0$ , mens alternativhypotesen er at  $\psi < 0$ . Ved å forkaste nullhypotesen sier vi at prosessen er stasjonær. Men dersom nullhypotesen ikke kan forkastes, sier vi at det inneholder en enhetsrot og prosessen er random walk. I denne analysen må vi bruke Dickey-Fuller kritiske verdier siden t-observator ikke følger en standard t-fordeling. Nullhypotesen forkastes når den absolutte t-verdien er større enn den absolutte DF kritiske verdien. Men DF-testen er gyldig kun når det ikke er seriekorrelasjon i restleddet  $u_t$  i ligning (B.3.2). For å kunne eliminere seriekorrelasjon i

restleddet bruker vi ADF-testen ved å utvide ligning (B.3.2) med laggede førstedifferanser slik at testen baseres på en ligning av typen

$$(B.3.3) \quad \Delta y_t = \mu + \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + u_t.$$

Nullhypotesen her er fortsatt  $H_0: \psi = 0$  som er random walk-prosesser mot  $y_t$  er stasjonær som alternativhypotesen. Her skal vi benytte ADF-kritiske verdier.

## B.4 Engle & Granger-testen

*Engle og Granger* test er en test for kointegrasjon. Først estimerer man den statiske “kointegrasjonsligningen”

$$(B.4.1) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t$$

ved bruk av vanlig OLS-metoden og finner residualene

$$(B.4.2) \quad \hat{u}_t = y_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_t.$$

Deretter kan vi teste om  $\hat{u}_t$  er stasjonær ved å benytte ADF-testen.

$$(B.4.3) \quad \Delta \hat{u}_t = \mu + \psi \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \hat{u}_{t-i} + v_t.$$

Nullhypotesen her er at  $\hat{u}_t$  følger en random walk-prosess,  $H_0: \psi = 0$ , og ved å forkaste nullhypotesen impliserer det at de to variablene kointegrerer. I denne testen bruker man kritiske verdier for Engle-Granger Kointegrasjons test istedenfor ADF-kritiske verdier.

Når  $y_t$  og  $x_t$  kointegrerer kan ligningen

$$(B.4.4) \quad y_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_t$$

betraktes som den estimerte langsiktige likevektsammenhengen mellom  $y_t$  og  $x_t$  i en dynamisk modell (Brooks 2008).

# Appendiks C

## C.1 Resultatet fra Akram, Q. F. (2004)

### Tabell C.I: Feilkorrigeringsmodell med ikke-lineær oljepriseffekt

$$\begin{aligned} \Delta e_t = & 0.205 \Delta e_{t-1} - 0.095 [e - (cpi - cpi^f)] - 0.201 \Delta cpi_t^f - 0.219 \Delta RS_t \\ & (3.014) \quad (-3.600) \quad (-2.425) \quad (-3.196) \\ & - 0.279 \Delta(RB_{t-1} - \Delta cpi_{t-2}) + 0.861 \Delta^2 RB_{t-1}^f + 0.114 \Delta_4 FI.Y - 0.034 id97q1 \\ & (-2.771) \quad (3.345) \quad (2.160) \quad (-4.691) \\ & [-0.114 \Delta oilp_t - 0.024 \Delta oilp_{t-2}] * [(1 + \exp\{4(OILP_t - 14.21)\})^{-1}] \\ & (-4.548) \quad (-2.936) \\ & - 0.023 \Delta oilp_{t-1} * [(1 + \exp\{OILP_t - OILP_{t-1}\})^{-1}] \\ & (-2.880) \end{aligned}$$

Observasjonsperioder: 1972:2 – 1997:4, T = 103, k = 11. Metoder: MLE

$\hat{\sigma}_{NL} = 1.00\%$ ,  $R^2 = 0.597$ ,

$Log\ lik = 423.723$ ,

$RESET F(1,91) = 0.881[0.350]$ ,

$TT_{NL}F(22,67) = 0.616[0.898]$

Note: Tall i parentes (.) under estimatorene er t-verdier og tall i hakeparentes [.] i diagnostikken er p-verdi.  $R^2$  sier hvor bra forklaringskraft modellen har. 0.597 tilsier 59.7% av observerte er forklart. RESET F(df1,df2) er en modellspesifikasjonstest, med ingen misspesifikasjon som nullhypotese.  $TT_{NL}F(df1,df2)$  er test for ikke-linearitet der man tester nullhypotesen lineær oljepriseffekt mot alternativhypotesen ikke-lineær oljepriseffekt med  $OILP$  som transisjonsvariabel. Se avsnitt 5.2 for forklaring av leddene med ikke-lineær oljepriseffekt. Standardavvik til observerte  $\Delta e_t$  er ikke rapportert ovenfor, men er 0.0156691.

### Tabell C.II: Ny feilkorrigeringsmodell med ikke-lineær oljepriseffekt

$$\begin{aligned} \Delta e_t = & 0.202 \Delta e_{t-1} - 0.092 [e - (cpi - cpi^f)] - 0.181 \Delta cpi_t^f - 0.228 \Delta RS_t \\ & (2.81) \quad (-3.29) \quad (-2.08) \quad (-3.12) \\ & - 0.266 \Delta(RB_{t-1} - \Delta cpi_{t-2}) + 0.856 \Delta^2 RB_{t-1}^f + 0.118 \Delta_4 FI.Y - 0.034 id97q1 \\ & (-2.50) \quad (3.17) \quad (2.12) \quad (-4.46) \\ & [-0.115 \Delta oilp_t - 0.024 \Delta oilp_{t-2}] * [(1 + \exp\{2.2(OILP_t - 14.31)\})^{-1}] \\ & (-4.39) \quad (-2.82) \\ & - 0.023 \Delta oilp_{t-1} * [(1 + \exp\{OILP_t - OILP_{t-1}\})^{-1}] \\ & (-2.70) \end{aligned}$$

Observasjonsperioder: 1972:2 – 1997:4, T = 103, k = 11. Metoder: OLS

$\hat{\sigma}_{NL} = 1.00\%$ ,  $R^2 = 0.597$ ,  $Log\ lik = 329.152$ ,

$RESET F(2,90) = 0.666[0.516]$

Note: I denne regresjonen har jeg endret  $\lambda$ -verdi fra 4 til 2,2 og c-verdi fra 14,21 til 14,31 i den logistiske transisjons funksjonen. (Se tabell C.I med lineær oljepriseffekt for forklaring. Se Appendix B.6 for forklaring av leddene med ikke- lineær oljepriseffekt)

### Tabell C.III: Prognosesammenligning med ny $\lambda$ og c

	Mean(error)	SD(error)	RMSE	MAPE
Akram: $\lambda=4$ , $c=14.21$	0,0065047	0,014516	0,015907	154,09
Nyverdi: $\lambda=2.2$ , $c=14.31$	0,0065262	0,014018	0,015463	152,98

Note: Her benyttes in-sample metoden. Hele observasjonen er 1972:2 – 2000:4. Hold out sample er 1998:1-2000:4.

# Appendiks D

## Testresultater

### D.1 Enhetsrøtter-test for stasjonaritet

**Tabell D.I: Enhetsrøtter test for variabelenes stasjonaritet**

Unit-root tests  
ADF tests (T=110, Constant+Trend; 5%=-3.45 1%=-4.04)

	D-lag	t-adf	beta	Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
e	4	-2.393	0.90437	0.01931		-2.410	0.0177	-7.833	0.1706
kpi	4	-2.981	0.95955	0.006957		3.178	0.0020	-9.874	0.1592
kpif	3	-2.126	0.96138	0.005149		0.5972	0.5517	-10.48	0.2048
bnp	5	-1.053	0.92826	0.02122		4.043	0.0001	-7.636	0.0075
R5	6	-1.862	0.90882	0.005351		-0.3076	0.7590	-10.38	0.1402
R5f	5	-3.083	0.81661	0.004839		-0.7216	0.4722	-10.59	0.7958
RS	4	-2.010	0.93447	0.01104		1.060	0.2919	-8.950	0.2086
LZ.Y	4	-1.500	0.94018	0.02503		0.5590	0.5775	-7.314	0.7099
CA	3	-2.698	0.80033	12.61		-1.189	0.2371	5.121	0.1966
oilp	5	-1.773	0.93876	0.1407		-1.240	0.2180	-3.852	0.7899

Note: Her har jeg brukt 6-lag som utgangspunkt. Valg av antall lag bestemmer jeg først ut i fra laveste ve AIC-verdi. Når verdiene er relativ like bestemmer jeg antall lag ut ifra signifikante t-verdier.

**Tabell D.II: Enhetsrøtter test for variabelenes stasjonaritet ved førstedifferansen**

Unit-root tests FD ( $y \sim I(1)$ )  
ADF tests (T=109, Constant+Trend; 5%=-3.45 1%=-4.04)

	D-lag	t-adf	beta	Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
$\Delta e$	3	-6.906**	-0.25610	0.01984		2.840	0.0054	-7.787	0.1543
$\Delta kpi$	2	-5.307**	0.064263	0.007722		-1.120	0.2653	-9.683	0.0003
$\Delta kipf$	2	-6.112**	-0.081795	0.005224		-0.7589	0.4496	-10.46	0.0156
$\Delta bnp$	2	-23.32**	-2.5454	0.02311		12.65	0.0000	-7.490	0.0000
$\Delta R5$	3	-5.252**	0.033326	0.005517		-0.1694	0.8658	-10.35	0.1342
$\Delta R5f$	5	-4.800**	-0.14443	0.005084		0.04117	0.9672	-10.49	0.5897
$\Delta RS$	3	-4.851**	-0.048432	0.01123		-0.8849	0.3786	-8.926	0.1180
$\Delta LZ.Y$	4	-4.803**	-0.55595	0.02531		0.5252	0.6008	-7.292	0.0641
$\Delta CA$	6	-5.714**	-1.2639	12.79		1.555	0.1231	5.176	0.0158
$\Delta oilp$	3	-6.552**	-0.16320	0.1436		2.508	0.0137	-3.828	0.4905

Note: Her har jeg brukt 6-lag som utgangspunkt. Valg av antall lag bestemmer jeg først ut i fra laveste ve AIC-verdi. Når verdiene er relativ like bestemmer jeg antall lag ut ifra signifikante t-verdier.

**Tabell D.III: Enhetsrøtter test for ppp residual**

The sample is: 1983(4) - 2011(1)

ppp\_residual: ADF tests (T=110; 5%=-1.94 1%=-2.58)

D-lag	t-adf	beta	Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
3	-3.581**	0.76433	0.01905		0.9490	0.3448	-7.885	
2	-3.480**	0.78771	0.01905		1.015	0.3123	-7.895	0.3448
1	-3.334**	0.80893	0.01905		1.399	0.1647	-7.904	0.3843
0	-3.036**	0.83406	0.01913				-7.904	0.2799

Note: Jeg brukte først med 6 lag. Men ifølge AIC tilsier det at antall lag i en modell bør velges ut i fra den med laveste AIC-verdi. Dermed estimerte jeg på nytt igjen med kun 3 lag. Kritiske verdier for ADF-test en er -1.94 på 5%-nivå og -2.58 på 1%-nivå, mens kritiske verdier for Engle-Granger kointegrasjonstest med 3 variabler i systemet og  $T = 110$  er -3.59 på 10%-nivå, -3.93 på 5%-nivå og -4.45 på 1%-nivå. t-verdien for 3-lag er på -3.581. Merk at siden OLS-residualene i gjennomsnitt er lik null (per konstruksjon) er det naturlig å gjennomføre ADF-testene uten konstantledd.

## D.2 Resultatet fra STR2

**Tabell D.IV: Resultatet fra STR2 program**

```

Sample: 1986(4) - 2011(1) Transition variable: OILP
Number of observations is      98

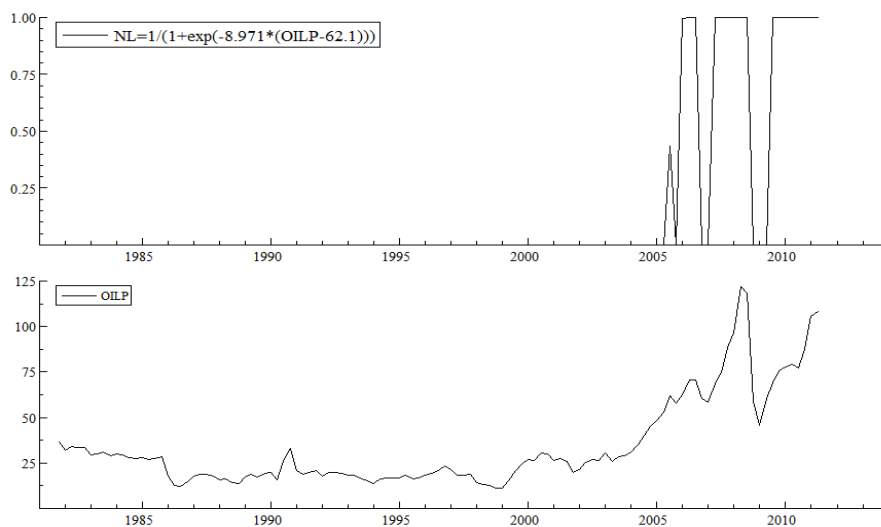
Variable name, coeff estimate, std deviation, and t-value
linear parameters
Δkpif_2          1.097          0.3545          3.093
Δe_2             0.2412         0.08396         2.873
u_1              -0.134          0.04639         -2.888
Δkpif            -1.653          0.3672         -4.501
Δkpif_1          0.5462         0.3519          1.552
Δbnp_1           0.1291         0.04535         2.847
Δ4FI.Y           -0.09444        0.05402         -1.748
Δ4FI.Y_2         -0.1998         0.05717         -3.495
Δoilp_1          -0.04159        0.0128          -3.249
id97q1           -0.02721        0.01041         -2.615
Transition parameters
λ                8.971          26.98           0.3326
C                62.1           11.13           5.582
Non-linear parameters
Δkpif_2          1.191          0.9771          1.219
ΔRS              -3.442         1.567           -2.197
ΔRS_2            1.701          0.7635          2.228
Δ4FI.Y_1         -0.3327        0.1377          -2.416
Δoilp_2          -0.1323        0.07587         -1.743

R^2 0.58704
Standardavvik av regresjonen: 0.0143287
RESET23 test: F(2,79): 0.07849[0.9246]
SSR/function value: 0.0166303
SSR/number of obs.: 0.000169697

```

*Note:* For forklaring av diagnostikk kan man se tabell C.I. Her har jeg lagt nullrestriksjoner på  $\Delta RS$ ,  $\Delta RS_2$ ,  $\Delta 4FI.Y_1$  og  $\Delta oilp_2$ . Det vil si at jeg pålegger at disse variablene har ingen lineære effekter i modellen. Variabler med "\_i" bak tilsvarer laggede verdier (for eksempel  $\Delta kpif = \Delta kpif_t$  og  $\Delta kpif_1 = \Delta kpif_{t-1}$ ). Resultatet er fra STR2-programmet.

**Figur D.I Transisjonsfunksjon grafisk**

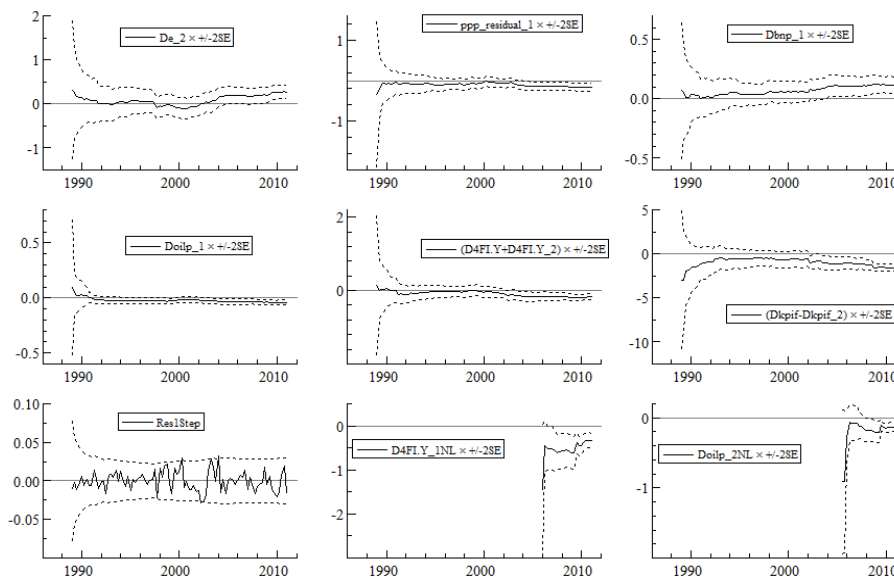


*Note:* Den øverste figuren i figur D.I viser helningen i den logistisk transisjonsfunksjonen i sluttmodellen 7.1.1 og figuren under viser oljeprisutviklingen. Man kan se når og hvordan funksjonen reagerer ved å sammenligne med nivået på oljeprisen.



### D.3 Test for parameterstabilitet

**Figur D.II: Parameterstabilitet**



*Note:* Parameterstabilitets statistikk for sluttmodellen 7.1.1. Grafen viser rekursiv koeffisient estimering  $\pm 2SE_t$  av indikerte uavhengige variabler og 1-step ahead residual  $\pm 2SE_t$ . Initial estimerings perioder er lik null. Ikke-lineære parameter er ikke med fordi ikke-lineæreffekt variablene reagerer ikke før 2005 siden oljeprisen aldri har vært høyere enn 62.1 dollar før 2005, så det er vanskelig å si om parameterne stabilitet.