

SNF RAPPORT NR. 26/03

Holder udekket renteparitet? En empirisk undersøkelse av udekket renteparitet med utgangspunkt i norske kroner

av

Jone Håland

SNF prosjekt nr. 1300

“Globale, regionale og nasjonale rammebetingelser for produktivitet og verdiskapning”

Prosjektet er finansiert av Norges Rederiforbund og Norges forskningsråd

SIØS – Senter for internasjonal økonomi og skipsfart

SAMFUNNS- OG NÆRINGSLIVSFORSKNING AS
BERGEN, AUGUST 2003

© Dette eksemplar er fremstilt etter avtale med KOPINOR, Stenergate 1, 0050 Oslo. Ytterligere eksemplarfremstilling uten avtale og i strid med åndsverkloven er straffbart og kan medføre erstatningsansvar.

ISBN 82-491-0283-5
ISSN 0803-4036

SIØS - SENTER FOR INTERNASJONAL ØKONOMI OG SKIPSFART

SIØS - Senter for internasjonal økonomi og skipsfart - er et felles senter for Norges Handelshøyskole (NHH) og Samfunns- og næringslivsforskning AS (SNF), med ansvar for undervisning, fri forskning, oppdragsforskning og forskningsformidling innen områdene skipsfartsøkonomi og internasjonal økonomi.

Internasjonal økonomi

SIØS arbeider med alle typer spørsmål knyttet til internasjonal økonomi og skipsfart, og har særskilt kompetanse på områdene internasjonal realøkonomi (handel, faktorbevegelser, økonomisk integrasjon og næringspolitikk), internasjonal makroøkonomi og internasjonal skattepolitikk. Forskingen ved senteret har i den senere tid vært dominert av prosjekter som har til hensikt å bidra til økt innsikt i globale, strukturelle problemer og virkninger av regional økonomisk integrasjon. Videre deltar man også aktivt i prosjekter som omhandler offentlig økonomi, nærings- og konkurransepolitikk.

Internasjonal transport

Et annet sentralt arbeidsområde for SIØS er internasjonal transport. På dette feltet har studier av konkurranseforholdet mellom ulike transportbærere i Europa og mulighetene for økt bruk av sjøtransport for å avlaste det landbaserte transportnettverket på kontinentet stått sentralt.

Maritim forskning

SIØS ser det som sin oppgave å være et bindeledd mellom den maritime næring og forskningsmiljøet ved SNF og NHH, og har gjennomført en serie prosjekter finansiert av Norges Rederiforbund, direkte rettet inn mot rederier og andre maritime bedrifter. Denne typen prosjekter har blant annet studert norske rederiers multinasjonale virksomhet, skipsbygging i Nord-Europa, og konkurransen i fergemarkedene.

Kompetansebase

SIØS' kompetansebase består av forskere ved SNF, assosierte medarbeidere ved NHH og LOS (UiB), samt ledende internasjonale økonomer som er knyttet til senteret gjennom langsiktige forbindelser. I løpet av de siste årene har man ved SIØS fått frem fem doktorgrader innen internasjonal økonomi og skipsfart, og staben inkluderer for tiden doktorgradsstipendiater.

Nettverk

Senteret er involvert i flere større EU-prosjekter, og samarbeider med sentrale forsknings- og utdanningsinstitusjoner over hele Europa. Spesielt nær kontakt har man til London School of Economics, University of Glasgow, Institute for Graduate Studies, Geneve og The Research Institute of Industrial Economics (IUI), Stockholm. Den vitenskapelige staben ved SIØS deltar i flere internasjonale forskningsnettverk, og har vært blant de fremste i Europa til å ta initiativ til dannelse av nettverk.

Holder udekket renteparitet?
En empirisk undersøkelse av udekket
renteparitet med utgangspunkt i norske
kroner
av
Jone Håland

Denne utredningen er gjennomført som ledd i høyere avdelings studium ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjennelsen innebærer ikke at Høyskolen innestår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er fremkommet i arbeidet.

Forord

Denne utredningen er utført som et ledd i høyere avdelingsstudiet ved Norges Handelshøyskole. Etter å ha vært innom mange interessante samfunnsøkonomiske temaer i løpet av kursdelen i studiet, har det vært ekstra spennende og interessant å få fordype seg innen et område jeg har fattet særlig interesse for. Selv om prosessen har vært lærerik, sitter jeg muligens igjen med enda flere spørsmål omkring hvilke faktorer som kan påvirke valutakursen nå, enn før jeg begynte. Det var flere interessante tråder som jeg ikke har fått anledning til å nøste opp, om det i det hele tatt lar seg gjøre.

Utredningen er skrevet med finansiell støtte fra prosjektet ”Globale, regionale og nasjonale rammebetingelser for produktivitet og verdiskaping” ved Senter for internasjonal økonomi og skipsfart (SIØS). Prosjektet er finansiert av Norges forskningsråd og Norges Rederiforbund.

En stor takk rettes til min veileder, professor Jan Tore Klovland, for god hjelp i forbindelse med arbeidet med utredningen. Han har i tillegg til å gi gode råd og tips underveis, velvillig kommentert de forskjellige kapitlene etter hvert som de tok form.

Bergen, august 2003

Jone Håland

Sammendrag

Teorien om udekket renteparitet er en av mange teorier som forsøker å forklare valutakursutviklingen. I følge teorien skal en positiv (negativ) rentedifferanse overfor utenlandske valutaer innebære en forventning om at hjemlandets valuta skal falle (stige) i verdi slik at de to virkningene oppveier hverandre. Det skal dermed ikke være mulig å oppnå en meravkastning ved plassering eller lån i utenlandsk valuta i forhold til i norske kroner. Historien har imidlertid talløse eksempler på at sammenhengen som udekket renteparitet hviler på, ikke holder.

I denne oppgaven har vi sett på hvorvidt teorien om udekket renteparitet holder for norske kroner mot et utvalg andre valutaer, samt når det har vært mulig å oppnå en meravkastning ved plassering eller lån i utenlandsk valuta. Etter en kort oversikt i innledningen går kapittel 2 nærmere inn på generelle forhold omkring valutakurser. Videre ser en på ulike former for valutakurssystem og vurderer fordeler og ulemper knyttet til disse. Til sist i kapitlet gis det en kort oversikt over valutahistorikken med hovedvekt på den norske kronen og størst fokus på den senere tids utvikling.

Kapittel 3 inneholder en teoretisk gjennomgang av noen modeller for valutakursutvikling, samt empiriske funn knyttet til dem. Hovedfokus er på teorien om udekket renteparitet. Kapittel 4 tar for seg ulike metodiske forhold. Vi gjennomgår testmetoden for udekket renteparitet, samt ser på metoder for å teste tidsseriens egenskaper.

I kapittel 5 ser vi først nærmere på utviklingen i valutakurs og rentedifferansen. Resultatene her tyder på at udekket renteparitet kan ha noe for seg som forklaringsfaktor for valutakursutviklingen, i hvert fall for noen land og for noen tidsperioder. Avvikene er imidlertid tildels systematiske over tid slik at en meravkastning ved lån eller plassering i utenlandske valutaer er tilstede i visse perioder. Resultatene fra regresjonsanalysen er også tildels oppløftende på udekket renteparitets vegne. For flertallet av landene (Danmark, Japan, Sveits og Tyskland/ eurolandene) finner vi en sammenheng, riktignok tildels svak, i tråd med teorien om udekket renteparitet. Felles for disse landene er at rentedifferansen jevnt over har vært positiv, og kronen har vist en

klar (svak for Danmark) tendens til svekkelse over perioden mot valutaene. For resten av landene (Storbritannia, Sverige og USA) finner vi en negativ sammenheng mellom rentedifferansen og valutakursutviklingen.

Resultatene fra en regresjon på paneldata spriker også veldig, men tyder på at udekket renteparitet i mye større grad holdt i delperioden for 1991-1998 enn for delperiodene før og etter, og for hele perioden sett under ett. Særlig gjelder dette for siste delperiode fra 1999, hvor rentedifferansen og valutakursen går hver sin vei for alle landene.

Kapittel 6 prøver å forklare utviklingen i verdien for den norske kronen ved hjelp av flere faktorer enn udekket renteparitet. Vi ser her særlig på utviklingen etter regimeskiftet i pengepolitikken i 1999 som innebar en de facto overgang til et fri flyt-regime for valutakursen. Teorier knyttet til virkningen av en valutagave og innfasing av oljeinntekter, i tillegg til Dornbusch' overskyttingsmodell er elementer som synes å kunne forklare utviklingen i kronekursen de senere årene.

Resultatene viser at det jevnt over har vært gunstig å låne i utenlandsk valuta, men at risikoen forbundet med dette er veldig høy. Avslutningsvis forsøker vi å gi en pekepinn på hvordan kursutviklingen for den norske kronen vil være framover. Mulighetene for at kronen styrker seg i årene som kommer er absolutt tilstede, og dermed også muligheten for å oppnå en gevinst ved å ta opp lån i utenlandsk valuta, selv om ting kan tyde på at utviklingen i den nærmeste framtid vil være svak. Det som er sikkert, er at risikoen knyttet til valutalån fortsatt vil være høy.

Innhold

Forord	3
Sammendrag	5
Figurer	8
Tabeller	9
1 Innledning	11
2 Litt om valutakurser	15
2.1 Generelt om valutakurser	15
2.2 Valutakursregimer	18
2.3 Kort valutahistorikk	23
3 Teori	29
3.1 Kjøpekraftsparitet	29
3.2 Renteparitet	30
3.2.1 Dekket renteparitet	30
3.2.2 Dekket renteparitet i praksis	32
3.2.3 Udekket renteparitet	34
3.2.4 Hva andre har funnet om udekket renteparitet	38
3.3 Monetære valutakursmodeller	41
3.4 Overskyttingsmodell	43
3.5 Realappresiering ved valutagave (Hollandsk syke)	45
4 Metoder og data	49
4.1 Testmetoden for udekket renteparitet	49
4.2 Paneldataanalyse	51
4.3 Test for stasjonaritet	51
4.4 Test for kointegrasjon	54
4.5 Beregning av meravkastning	56
4.6 Data	57
5 Test og analyse	59
5.1 Utviklingen i valutakurs og rentedifferanse	59
5.2 Test av stasjonaritet og kointegrasjon	68
5.3 Test av udekket renteparitet	74
5.4 Meravkastning	77
5.5 Analyse av resultatene	81
5.5.1 Danmark	81
5.5.2 Japan	84
5.5.3 Storbritannia	86
5.5.4 Sveits	88
5.5.5 Sverige	90
5.5.6 Tyskland/eurolandene	92
5.5.7 USA	95
5.5.8 Panel	97
5.6 Oppsummering	100
6 Hvor går kronen?	103
6.1 Hva kan forklare utviklingen i kronekursen?	103
6.2 Hva kan vi si om framtidig utvikling i kronekursen?	107
7 Konklusjon	111

Figurer

Figur 1: Valutaindeks mot norske kroner, 1981-2003 (feb. 1981 = 100).	13
Figur 2 Konkurranskursindeksen (KKI) 1980-2003 (1990 = 100).	17
Figur 3: Innaktivitetsbånd.	32
Figur 4: Overskyttingsmodellen.	45
Figur 5: Virkninger av en valutagave (Norman, 1993).	47
Figur 6: Norsk 3-måneders pengemarkedsrente.	53
Figur 7: Rentedifferanse og valutakursutvikling - Danmark.	60
Figur 8: Rentedifferanse og valutakursutvikling - Japan.	61
Figur 9: Rentedifferanse og valutakursutvikling - Storbritannia.	63
Figur 10: Rentedifferanse og valutakursutvikling - Sveits.	64
Figur 11: Rentedifferanse og valutakursutvikling - Tyskland/eurolandene.	65
Figur 12: Rentedifferanse og valutakursutvikling - Sverige.	66
Figur 13: Rentedifferanse og valutakursutvikling - USA.	67
Figur 14: Plott av "lagget" rentedifferanse og valutakursendring(log-verdier) - Danmark.	82
Figur 15: Meravkastning - Danmark.	83
Figur 16: Plott av "lagget" rentedifferanse og valutakursendring (log-verdier) - Japan.	84
Figur 17: Meravkastning - Japan.	85
Figur 18: Plott av "lagget" rentedifferanse og valutakursendring (log-verdier) - Storbritannia.	86
Figur 19: Meravkastning - Storbritannia.	87
Figur 20: Plott av "lagget" rentedifferanse og valutakursendring - Sveits.	88
Figur 21: Meravkastning - Sveits.	89
Figur 22: Plott av "lagget" rentedifferanse og valutakursendring - Sverige.	91
Figur 23: Meravkastning - Sverige.	92
Figur 24: Plott av "lagget" rentedifferanse og valutakursendring (log-verdier) - Tyskland/eurolandene.	93
Figur 25: Meravkastning - Tyskland/eurolandene.	95
Figur 26: Plott av "lagget" rentedifferanse og valutakursendring (log-verdier) - USA.	96
Figur 27: Meravkastning - USA.	97
Figur 28: Plott av "lagget" rentedifferanse og valutakursendring - Panel.	98
Figur 29: Plott av "lagget" rentedifferanse og valutakursendring for perioden 1990:4-1998:4 - Panel.	99

Tabeller

Tabell 1: Endring i norske kroners verdi overfor noen utenlandske valutaer i 2001,	12
Tabell 2: Valutakursendringer: T-verdier, (augmentet) Dickey-Fuller-test for unit root.	68
Tabell 3: Rentedifferanser (antall lag i parentes): T-verdier, (augmented) Dickey-Fuller-test for unit root.	70
Tabell 4: Renter (antall lag i parentes): T-verdier, (augmented) Dickey-Fuller-test for unit root.	72
Tabell 5: Trace-verdier fra Johansen-test for kointegrasjon.	73
Tabell 6: Resultater regresjonsanalysen av udekket renteparitet.	75
Tabell 7: P-verdier for hypotesetester av regresjonskoeffisienter.	76
Tabell 8: Gjennomsnittlig avkastning og meravkastning (standardavvik i parentes), og akkumulert meravkastning.	78
Tabell 9: Durbin-Watson-statistikk for test av autokorrelasjon i meravkastningen.	80
Tabell 10: Resultater fra regresjonsanalyse av udekket renteparitet for Tyskland/eurolandene i ulike delperioder (standardavvik i parentes).	93
Tabell 11: Resultater fra regresjonsanalyse av udekket renteparitet for panelet i ulike delperioder (standardavvik i parentes).	98
Tabell 12: Terminkurser for levering 1. august og faktisk valutakurs.	106

1 Innledning

De siste årene har valutalån, særlig lån i japanske yen, blitt populært. I følge teorien om renteparitet skal det ikke (over tid) være mulig å sitte igjen med en gevinst ved å oppta et lån i en valuta (typisk lavrentevaluta) og plassere disse midlene i en annen valuta (typisk høyrentevaluta) for så å betale lånet tilbake ved periodens slutt. I teorien skal nemlig rentegevinsten bli oppveid av et tilsvarende tap på grunn av ugunstig valutakursutvikling. Dette viser seg imidlertid ofte ikke å holde i praksis.

Inntil nylig har det for eksempel vært veldig lønnsomt å ta opp lån i japanske yen de siste årene. Her har man i tillegg til en rentegevinst oppnådd en kraftig kursgevinst. Den norske kronen styrket seg til sammen med 23,8 pst. i løpet av årene 2001 og 2002, i stedet for å svekke seg slik teorien om renteparitet tilsier. Dette har gitt en solid besparelse ved innfrielse av lånet, i tillegg til en rentebesparelse på grunn av flerfoldige prosentpoengs lavere rente ved lån i yen i forhold til norske kroner. Figur 8 viser imidlertid at japanske yen jevnt over *har styrket seg* mot norske kroner over perioden fra 1981 til i dag. Siden rentedifferansen mellom norske kroner og japanske yen har vært positiv over hele perioden, er denne valutakursutviklingen perioden sett under ett i tråd med teorien om udekket renteparitet, selv om avviket altså har vært stort de siste årene.

Bare i løpet av fjoråret, et år hvor rentedifferansen mot utenlandske valutaer var mellom 2,5 og 7 prosentpoeng i eurovalutamarkedet, styrket den norske kronen seg betydelig mot andre lands valuta, se tabell 1¹. Siden desember 2002 har rentedifferansen falt noe. Samtidig har kronekursen svekket seg tildels betydelig mot de fleste valutaer. Tabellen viser hvor mye verdien av den norske kronen har endret seg i forhold til et utvalg utenlandske valutaer, året sett under ett. Bortsett fra styrkingen mot japanske yen og svenske kroner, var kronens verdi relativt stabil i 2001. 2002 var derimot året hvor kronens verdi virkelig skjøt i været. Særlig mot amerikanske dollar, britiske pund og japanske yen (igjen), steg kronens verdi svært mye, men også overfor andre valutaer steg verdien markert. Vi ser imidlertid at verdistigningen i 2002 har blitt reversert hittil i 2003 for flere av valutaene. I forhold til valutaene til Danmark, eurolandene, Sveits og

¹ Valutakursene er hentet fra Norges Bank.

Sverige er den norske kronens verdi 1. august 2003 omtrent på samme nivået som ved inngangen til 2002. I forhold til disse landenes valutaer har altså kronens verdi vært relativt stabil disse to årene sett under ett.

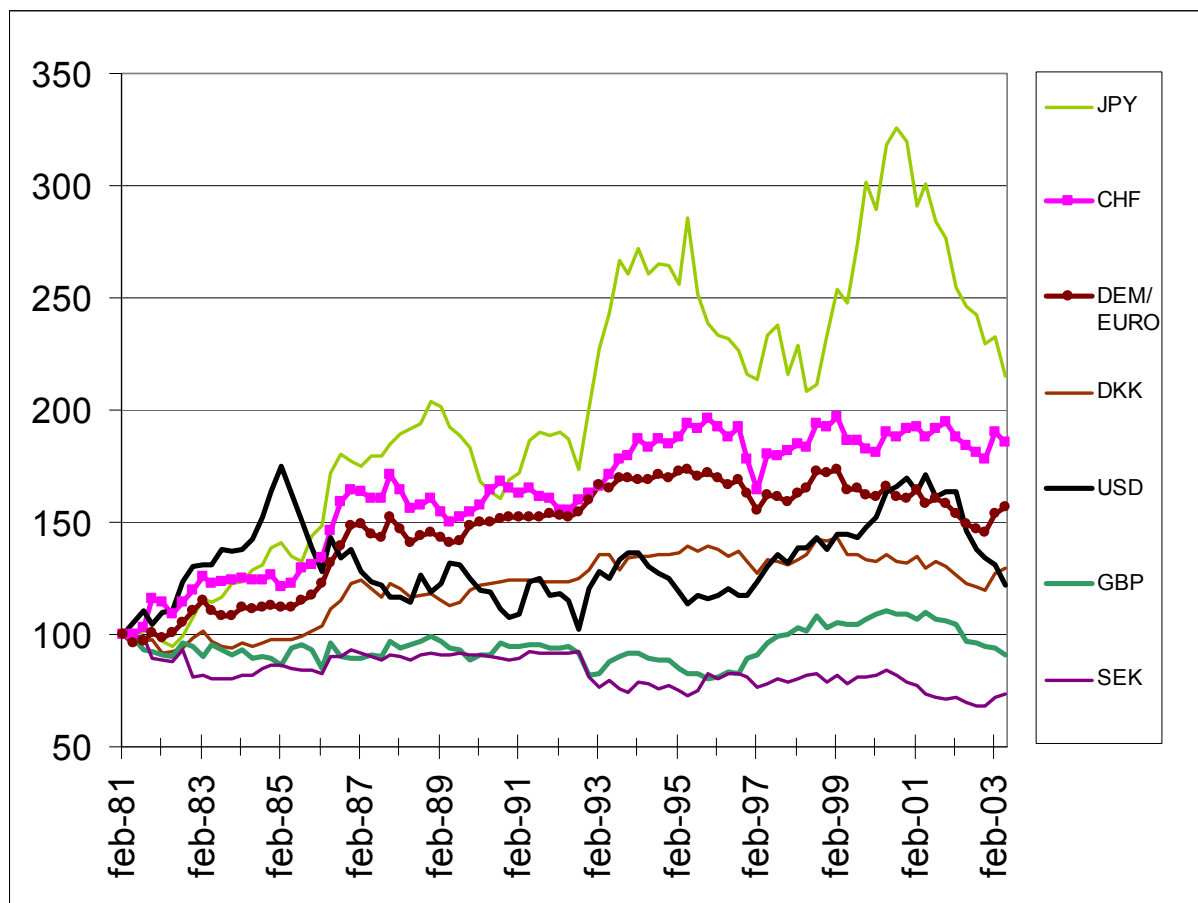
Land	2001	2002	2003 (til 1/8)
Danmark	2,8	8,4	-7,4
Eurolandene	3,2	8,6	-7,4
Japan	10,9	14,5	-3,7
Storbritannia	0,9	15,1	-1,7
Sveits	0,5	6,8	-5,3
Sverige	8,3	7,0	-6,6
USA	-1,8	22,7	-3,8

Tabell 1: Endring i norske kroners verdi overfor noen utenlandske valutaer i 2001, 2002 og 2003 (tall i prosent).

I denne studien undersøker vi om udekket renteparitet holder for norske kroner overfor et utvalg av valutaer: danske kroner (DKK), japanske yen (JPY), britiske pund (GBP), sveitsiske franc (CHF), svenske kroner (SEK), tyske mark/euro (DEM/EUR)² og amerikanske dollar (USD). Valutaene er valgt ut på bakgrunn av størrelse/viktighet i valutamarkedet og som handelspartnere for Norge.

Figur 1 viser utviklingen i verdien for disse valutaene i forhold til norske kroner for hvert kvartal fra februar 1981 til mai 2003. Verdien for alle valutaene er satt lik 100 i februar 1981. Stigende (fallende) indeks betyr at vi må betale mer (mindre) for den utenlandske valutaen, altså at den norske kronen faller (stiger) i verdi.

² Kurser og renter for DEM er brukt fram til introduksjonen av euro 01.01.99, deretter er kurser og renter for euro brukt.



Figur 1: Valutaindeks mot norske kroner, 1981-2003 (feb. 1981 = 100).

Utviklingen har vært svært ulik for de forskjellige valutaene, og svingningene har vært store over perioden for de fleste av dem. Særlig gjelder dette for japanske yen, hvor utslagene har vært store særlig fra begynnelsen av 1990-årene og utover. Vi skal være oppmerksomme på at for like store prosentvise endringer i kursen, øker svingningene som framkommer i figuren desto høyere verdien på valutakursen er før endringene. Like store endringer målt i kroner og ører gir imidlertid like store utslag i figuren, uavhengig av nivået på valutaindeksen. De store svingningene i valutakursene som tilsynelatende er uforklart, innebærer på mange måter at disse kursene følger en "random walk". En slik variabel kjennetegnes av at framtidige endringer i den ikke kan predikeres. Gitt dagens verdi er det like sannsynlig at den stiger som at den faller. Det innebærer at dagens valutakurs er den beste prediksjonen for morgendagens verdi (Mishkin, 1995).

Bare overfor svenske kroner og britiske pund er verdien av den norske kronen høyere i dag enn i 1981. Det er også overfor disse valutaene, samt den danske kronen, verdien har vært mest stabil over perioden. Den norske kronen har særlig falt i verdi mot japanske yen, sveitsiske franc og tyske mark. Denne svekkelsen fant i all hovedsak sted fram mot midten av 1990-årene. Verdiutviklingen mot amerikanske dollar har vært svært volatil. Dette kjennetegner imidlertid alle valutaer som flyter mot dollaren, og illustrerer dermed denne valutaens ustabile verdiutvikling. Periodevis har kroneverdien vært svært lav mot dollar, og den har vært lavere enn i utgangspunktet gjennom hele perioden, men kronens svekkelse perioden sett under ett er relativ liten. Figur 1 viser tydelig den sterke appresieringen for den norske kronen fra 2000/2001.

Teorien om udekket renteparitet innebærer altså at den norske kronen skal svekke (styrke) seg i verdi overfor valutaer i perioder hvor rentedifferansen er positiv (negativ). De kraftige svingningene i valutakursene som vi observerer kan i ulik grad forklares ved rentedifferanser. Avvik fra udekket renteparitet innebærer at det for ulike perioder vil være mulig å oppnå en meravkastning ved plassering eller lån i utenlandsk valuta i forhold til avkastningen en oppnår innenlands. Denne meravkastningen kan bli både positiv og negativ. Den ustabile utviklingen i valutakursene innebærer at risikoen forbundet med lån og plassering i utenlandsk valuta er stor.

I denne oppgaven skal vi altså undersøke hvorvidt teorien om udekket renteparitet holder for norske kroner mot et utvalg andre valutaer. Kapittel 2 inneholder en generell oversikt over valutakurser og ulike valutaregimer. I kapittel 3 går vi gjennom noen modeller for valutakursutvikling, herunder også av teorien om udekket renteparitet, samt empiriske funn knyttet til dem. Kapittel 4 tar for seg ulike metodiske forhold. I kapittel 5 ser vi nærmere på utviklingen i valutakurs og rentedifferansen før vi foretar testen av udekket renteparitet. Her ser vi også på meravkastningen ved lån/plassering i utenlandske valutaer. Kapittel 6 prøver å forklare utviklingen i verdien for den norske kronen ved hjelp av flere faktorer enn udekket renteparitet. Avslutningsvis forsøker vi å gi en pekepinn på hvordan kursutviklingen for den norske kronen vil være framover, blant annet basert på funnene i denne oppgaven. Kapittel 7 konkluderer.

2 Litt om valutakurser

2.1 Generelt om valutakurser

Penger har tre funksjoner. Det er en måte å oppbevare verdier på, en måleenhet og et byttemiddel. Valutakurser viser den relative verdien av ulike lands pengeenheter. Vanligvis når det er snakk om valutakurser, er det spotkursen (S), det henvises til. Spotkursen er prisen for umiddelbar levering av en utenlandsk valuta. Umiddelbar levering i denne henseende er som regel to dager senere. I denne oppgaven vil S være antall enheter av innenlandsk valuta (NOK) en må betale for én (eller 100) enhet(er) utenlandsk valuta. Dette kalles en europeisk notering. Høyere (lavere) S innebærer at vi betaler flere (færre) kroner per enhet utenlands valuta. Vi sier at kronen depresierer/svekker (appresierer/styrker) seg når S stiger (faller).

Det oppgis også terminkurser (F) for valutaer. Dette er priser for levering av valuta lenger fram i tid, fra tre dager og oppover, f.eks. 7, 30, 60, 90 eller 360 dager.

Forskjellen mellom spotkurs og terminkurs kalles terminpremie (-rabatt) (TP). Dersom terminkursen er høyere (lavere) enn spotkursen sier man at valutaen handles med en premie (rabatt, negativ premie). Størrelsen på terminpremien bestemmes av rentedifferansen mellom valutaene:

$$TP = i_h - i_u = (F - S)/S \quad (1)$$

Denne sammenhengen holder i eurovalutamarkedet fordi dekket renteparitet ellers ville gitt arbitrasjemuligheter, men den holder ikke for bankrenter. For periodelengder ulik et år er det vanlig å beregne terminpremien som et annualisert prosentvis avvik fra spotkursen, gitt ved følgende formel for d dager (Solnik, 2000):

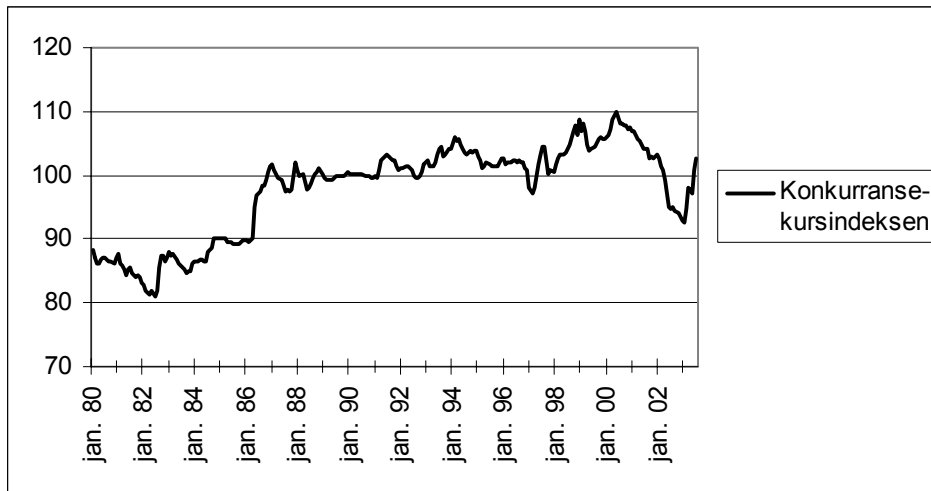
$$TP = \frac{(F-S)}{S} \times \frac{360}{d} \times 100\% \quad (2)$$

Valutaer som handles med premie (rabatt) omtales ofte som sterke (svake). Sterke valutaer kjennetegnes med lave renter, mens svake valutaer har høyere renter for å veie opp for den forventede depresieringen.

Siden det finnes mange valutaer, finnes det også mange valutakurser. Når en skal vurdere utviklingen i verdien av et lands valutaenhet bruker en derfor ofte en valutakurv. En valutakurv er en indeks der andre lands valutaer inngår med ulike vekter. Grunnlaget for vektene kan for eksempel være hvor viktige de ulike landene er som handelspartnere. Norges Banks konkurransekursindeks (KKI) er sammensatt på dette grunnlaget. Indeksen er satt lik 100 i 1990, og viser nominell effektiv kronekurs beregnet på grunnlag av kursene på norske kroner mot valutaene for Norges 25 viktigste handelspartnere målt ved OECDs konkurransevekter³. Når indeksen stiger betyr det at kronen depresierer/svekker seg.

Per 1. august 2003 var indeksen 101,11. Det vil si at norske kroner siden 1990 har svekket seg med i overkant av 1 pst. målt mot landets viktigste handelspartneres valutaer, altså en svært liten endring denne perioden sett under ett. I løpet av de siste årene har imidlertid indeksen svingt mellom ytterpunktene 110,41 (30. mai 2000) og 91,51 (9. jan. 2003). Det innebærer at kronekursen i en periode på under tre år styrket seg med over 17 pst., mens den nå i løpet av knappe sju måneder har svekket seg med over 10 pst. Mot enkeltvalutaer har kursbevegelsene vært enda større. Figur 2 viser månedsgjennomsnittet av daglige noteringer for konkurransekursindeksen fra og med januar 1980 til og med juli 2003.

³ Kilde: Norges Banks hjemmeside (www.norges-bank.no).



Figur 2 Konkurranskursindeksen (KKI) 1980-2003 (1990 = 100).

Vi ser av figuren en klar trend til at den norske kronens verdi har falt over perioden. Særlig fra 1982 til 1999 var denne trenden tydelig. Vi kommer nærmere tilbake til utviklingen i kronekursen senere, i avsnitt 2.3 og 5.1.

Selv om valutakursen er en nominell størrelse, er den viktig fordi den påvirker de relative prisene mellom innenlandsk og utenlandsk produserte varer og tjenester. De relative prisene bestemmes av valutakursen og de innenlandske prisene i de enkelte landene. Når verdien av et lands valuta er ustabil, blir det vanskeligere for aktørene i økonomien å planlegge framtiden. Om konkurranskursindeksen vil være 90 eller 110 framover vil ha stor betydning for konkurranseutsatte virksomheter og deres beslutning om investeringer etc. Den ustabile utviklingen i kronens verdi de siste årene innebærer for eksempel at en norsk eksportør som selger varer for 1000 euro ville fått 8000 kroner ved inngangen til 2002, 7300 kroner ved inngangen til 2003, og 8150 kroner per 1. august i år. Slike kraftige svingninger over så vidt korte tidsrom innebærer helt klart problemer for det konkurranseutsatte næringslivet i Norge.

For å unngå usikkerhet om framtidig valutakurs har mange land opp gjennom historien operert med fastkurssystemer. Utviklingen de senere tiår har imidlertid gått i retning av flytende kurs. Mens 77 pst. av landene som var med i en oversikt over land med henholdsvis fast og flytende kurs i regi av IMF i 1982 hadde en eller annen form for formelt fastkurssystem, var denne

andelen redusert til 56 pst. i 1993 (Alstadheim, 1995). Vi kommer nærmere tilbake ulike typer fastkursssystemer, og fordeler og ulemper knyttet til denne typen regimer i forhold til flytende kurs senere i kapitlet.

Den reelle valutakursen (R) gir oss den relative prisen på godene mellom to land, og viser dermed bytteforholdet mellom goder fra det ene landet mot goder fra det andre landet. Sammenhengen mellom nominell og reell valutakurs, og prisnivået hjemme (P) og ute (P^*) er som følger:

$$R = S \times \left(\frac{P^*}{P}\right) \quad (3)$$

Dersom prisnivået hjemme øker relativt til utlandet vil valutakursen måtte svekke seg (S øker) for å unngå at den reelle valutakursen skal styrke seg, og dermed svekke landets konkurransevne over for utlandet. Sterk (svak) reell valutakurs innebærer at utenlandske goder er relativt billige (dyre), og innenlandske goder tilsvarende relativt dyre (billige). I denne oppgaven vil vi imidlertid ta for oss nominelle valutakurser.

2.2 Valutakursregimer

Valutakursregimer kan innebære mer eller mindre fleksibilitet, varierende fra fri flyt til valutaunion. Et fastkursregime innebærer at et lands valutakurs ligger fast mot et eller flere andre lands valutaer. Det innebærer at pengepolitikken må innrettes mot å oppnå dette. Til den oppgaven rår sentralbanken over to virkemidler: den kan (1) intervensere i valutamarkedet ved å kjøpe og selge utenlandsk valuta for å holde kursen fast, eller den kan (2) bruke renten for å styre etterspørselen etter egen valuta. I et valutakursregime med flytende valutakurs bestemmes valutakursen av tilbud og etterspørsel.

I en verden med fri flyt av kapital over landegrensene står et land overfor valget mellom å kunne føre en selvstendig pengepolitikk og ha en flytende valutakurs, eller å oppgi pengepolitikken til fordel for en fast valutakurs. Dette kalles pengepolitikens trilemma: det er ikke mulig for et land med et fastkursregime å føre en selvstendig pengepolitikk samtidig som det tillater kapitalen å

flyte fritt over landets grenser. Det er gode grunner til å ønske alle disse tre elementene samtidig, men man er av praktiske årsaker nødt til å velge seg en kombinasjon av to av dem. Siden økonomisk velutviklede land har valgt å la kapitalen flyte fritt over grensene, står valget mellom fast valutakurs og selvstendig pengepolitikk. Vi kommer tilbake til ulike måter å innrette valuta- og pengepolitikken innenfor disse rammene.

Fri flyt av kapital innebærer at land kan separere investerings- og sparebeslutninger ved å plassere eller låne i det internasjonale kapitalmarkedet. Det innebærer økt samfunnsøkonomisk effektivitet siden det gir en mer effektiv utnyttelse av kapital mellom land, og bedre mulighet for fordeling og diversifisering av risiko (Stæhr og Winje, 2001). På den andre side stiller økt kapitalmobilitet sterkere krav til sammenhengen mellom penge- og valutapolitikken, og kan dermed legge føringer for den makroøkonomiske politikken som ikke alltid er ønskelig fra myndighetenes side. Dersom ikke myndighetene fører en troverdig politikk vil en raskt oppleve negative effekter i form av kapitalflukt og dermed en svekkelse av landet valuta. For å gjenopprette tillit kan landet bli nødt til å ha et rentenivå som er for høyt i forhold til det nivået den økonomiske aktiviteten tilsier. På den andre siden kan land med fastkurssystem som er i utakt med ankerlandet konjunkturmessig måtte sette renten for lavt for å unngå altfor sterkt styrking av valutakursen. De kan argumenteres for at dette var tilfelle da Norge vinteren 1997 opplevde appresieringspress på kronen som medførte rentesenkninger, mens det konjunktorene nok heller tilsa var renteøkning.

Det er tradisjonelt to store fordeler som framheves ved faste valutakurser: for det første reduserer det transaksjonskostnadene og valutakursrisikoen, som kan virke hemmende på handel og investeringer over landegrensene, og for det andre fungerer det som et troverdig nominelt anker for pengepolitikken. Fordelen ved flytende valutakurs er først og fremst muligheten til å føre en selvstendig pengepolitikk. I og med at valutakursene da bestemmes av markedet, vil de alltid være i balanse i den forstand at kursene tilpasser seg tilbud og etterspørsel. Kursutviklingen kan dermed fungere som en automatisk stabilisator. I perioder med for høy aktivitet i økonomien, eller forventninger om for høy aktivitet, vil valutakursen kunne styrke seg. Tilsvarende vil valutakursen kunne svekke seg dersom aktiviteten er lav. På denne måten vil kursutviklingen kunne være med på å dempe svingningene i økonomien.

Ulempene forbundet med et fastkursregime er først og fremst at myndighetene er bundet på hender og føtter i utøvelsen av pengepolitikken, den innenlandske renten følger slavisk den utenlandske (ankerlandets). I tillegg må en holde betalingsbalansen og sentralbankens beholdning av utenlandsk valuta i sjakk for å kunne innfri forpliktelsene til å kjøpe og (særlig) selge utenlandsk valuta til den fastsatte kursen. Dette legger bindinger på myndighetenes muligheter til å føre en økonomisk politikk som de ser på som ønskelig dersom et negativt sjokk rammer økonomien. Flytende valutakurser innebærer usikkerhet om framtidig kursutvikling, og kursene har en tendens til å fluktuere mer enn makroøkonomiske fundamentalverdier tilsier. På lengre sikt, for perioder over flere år, kan utviklingen i fundamentalverdiene ha større betydning for kursutviklingen. De kortsiktige svingningene gjør det vanskelig å planlegge for økonomiske aktører og vil dermed kunne virke hemmende på handel og investeringer. I den senere tid har dette argumentet falmet noe i verdi. Særlig på grunn av mulighetene til å sikre seg mot valutakursrisikoen gjennom bruk av terminmarkedene og andre instrument til en relativt rimelig kostnad. Undersøkelser viser også få, om noen, negative virkninger av valutakursvolatilitet på handel og investeringer (Frankel, 1999). Stabilitetsargumentet ble til tross for dette brukt ved opprettelsen av Euroen. I og med at flytende valutakurs innebærer at myndighetene kan føre en selvstendig pengepolitikk, kan det innebære at landet fører en for ekspansiv politikk med negative følger på lengre sikt. Dersom et land er utsatt for mange innenlandske forstyrrelser, særlig i form av høy inflasjon, kan det se seg tjent ved å binde seg til fast kurs overfor en valuta med høy troverdighet i forhold til inflasjonsbekjempelse.

I følge Frankel (1999) er det ni ulike typer valutakursregimer (i stigende grad av fleksibilitet): valutaunion, valutafond, ”virkelig fast” valutakurs, justerbar pegg, kryptende pegg, kurvpegg, målsone/bånd, styrt flyt og fri flyt. Etter andre verdenskrig har den norske kronen vært innom flere av disse regimene⁴:

⁴ Regimebeskrivelsene er basert på Frankel (1999). Tidsperiodene for Norge er hentet fra Alstadheim (1995), Bernhardsen og Røisland (2000) og Norges Bank (1999).

Justerbar pegg - Bretton-Woods-perioden 1945-1971

Innebærer faste, men justerbare valutakurser. Kursene tillates å bevege seg innenfor et bånd på 1 pst. I Bretton-Woods-systemet var verdien på de ulike valutaene fastsatt i dollar, mens USA skulle holde verdien på dollar fast i forhold til gull. Muligheten til å foreta justeringer av valutakursene var begrenset, men tillatt dersom fundamentale forhold tilsa det.

Målsone/bånd - Smithsonian-avtalen 1971-1973, det europeiske slangesamarbeidet 1972-1978 og ECU-tilknytning 1990-1992

Myndighetene skal intervenere dersom valutakursen beveger seg utenfor det annonserte båndet på hver av sidene av pariteten. Svingningsmarginene var under disse regimene +/- 2,25 pst. (1,125 pst. en kortere periode i 1972-1973).

Kurvpegg - Ulike vekter 1978-1990

Valutakursen fastsettes i forhold til en veid kurv av valutaer, og passer bra for land med stor geografisk spredning av handelspartnere. Bindingene her kan være like faste som dersom man binder valutakursen til én valuta, men i praksis holdes vektene som regel hemmelige og de justeres ofte nok til at de ikke kan avdekkes. Også Norge justerte vektene, og man opererte med svingningsmarginer. Da disse ble offentliggjort i 1985 var de på 2,25 pst.

Styrt flyt - 1992-1998

Sentralbanken står klar til å intervenere i valutamarkedet, men skal ikke forsvare en bestemt kurs. Intervensjonene skal dempe svingningene i valutakursen, det vil si at man selger (kjøper) utenlandsk valuta når hjemlandets valuta faller (stiger) i verdi.

Fri flyt - 1999->

Sentralbanken intervenserer ikke i valutamarkedet, men lar tilbud og etterspørsel etter valutaen bestemme kursen. Rentenivået vil være med på å styre kursen, og det kan være uvisst i hvor stor eller liten grad valutakursutviklingen innvirker på rentefastsettelsen til sentralbanken.

I oppstillingen over ulike typer valutakursregimer framkommer det mange mulig ”kombinasjonsregimer”, som på ulike måter søker å ivareta ønskene om noe pengepolitisk

uavhengighet og en viss grad av valutakursstabilitet⁵. Men så fremt et lands valuta ikke er helt fast, som i en valutaunion, eller helt flytende, vil det alltid være en mulighet for at kursene justeres mer enn det myndighetene har satt som mål for svingningene. Dette innebærer at dersom markedsaktører forventer en relativt snarlig justering av valutakursene (utover eventuelle svingningsmarginer), vil det være fare for spekulative angrep på valutaen. For markedsaktører som tror at et lands myndigheter vil få problemer med å opprettholde et gitt kursmål⁶ vil det lønne seg å selge dette landets valuta og heller kjøpe annen valuta, i påvente av en devaluering. Etterspørselen etter landets valuta vil da falle, noe som i seg selv medfører et devalueringspress. Dette presset kan landets myndigheter møte på fire måter:

(1) devaluere umiddelbart, men taper da troverdighet i valutapolitikken;

(2) binde valutaen enda fastere, for eksempel ved bruk av seddelfond eller valutaunion, men mister da den pengepolitiske uavhengigheten man hadde;

(3) øke renten tilstrekkelig til at innenlandske aktiva foretrekkes framfor utenlandske, men dette kan ha alvorlige konsekvenser for den innenlandske økonomien dersom den må holdes høy lenge; eller

(4) foreta støttekjøp av landets egen valuta, men man kan da risikere at landets valutareserver forsvinner ut av landet.

Kostnadene forbundet med de ulike forsvarsstrategiene må myndighetene veie opp mot kostnadene ved å gå bort fra den opprinnelige kursen. Ved perfekt kapitalmobilitet vil den siste opplistede strategien i de fleste tilfeller ha lite for seg, da markedsaktørene nærmest kan selge ubegrenset av landets valuta. Etter at det ble kunngjort at den svenske kronen skulle flyte fritt i desember 1992, måtte Norges Bank selge valuta for motverdien av 14 milliarder kroner bare på én time (Mestad, 2002).

⁵ Avsnittet er i hovedsak basert på Mundaca og Strand (2001).

⁶ Hvor fast dette målet er, vil avhenge av typen kursregime.

En studie av Klein og Marion (1994) av pegg mellom valutaene til 16 latinamerikanske land og amerikanske dollar i perioden 1957-1991, finner en gjennomsnittlig levetid for peggen på 29 måneder, altså omlag to og et halvt år. Median for levetiden er imidlertid ikke mer enn 10 måneder, så variasjonene er store. De finner blant annet at den reelle valutakursen er av signifikant betydning for sannsynligheten for at en devaluering skal finne sted. Høyere prisstigning enn i ankerlandet (USA) øker altså ikke uventet sannsynligheten for en devaluering.

2.3 Kort valutahistorikk

Etter andre verdenskrig deltok Norge i Bretton-Woods-samarbeidet inntil systemets sammenbrudd i 1971⁷. Den såkalte Smithsonian-avtalen fra desember samme år forsøkte å etablere et nytt fastkursregime med nye pariteter og utvidete svingningsmarginer. Ulik økonomisk utvikling mellom landene gjorde det vanskelig å opprettholde de nye paritetene. Våren 1973 lot en rekke land sine valuter flyte mot dollar. Etter den tid har kursene mellom de tre store valutaene, amerikanske dollar, japanske yen og tyske mark, vært flytende. EF-landene hadde imidlertid etablert sitt eget valutasamarbeid i 1972, det såkalte "slangen i tunnelen", som Norge sluttet seg til samme året. Det innebar svingningsmarginer på +/- 2,25 pst. mellom medlemslandene, og på +/- 4,5 pst. overfor dollaren. Etter en rekke devalueringer i løpet av 1970-årene trådte Norge ut av samarbeidet i 1978 ved etableringen av det Europeiske Pengesystemet (EMS). EMS innbefattet blant annet kursmekanismen ERM (Exchange Rate Mechanism) med svingningsmarginer på +/- 2,25 pst.

Norge opprettet da sin egen kurvordning, blant begrunnet med et ønske om større stabilitet i den effektive kronekursen⁸. En slik stabilisering vil redusere virkningen av valutakursendringer på de samlede nominelle eksportinntektene og importkostnadene. Dette lyktes en imidlertid ikke med, og det ble foretatt flere devalueringer fram til 1986. Svekkelsen i kronens verdi reflekterte den

⁷ Delen er i hovedsak basert på Alstadheim (1995) og Mestad (2001).

⁸ Effektiv kronekurs er kronekursen i forhold til et veiet gjennomsnitt av valutaene til våre handelspartnere. KKI er et mål for dette.

sterke lønns- og prisveksten vi opplevde i Norge i forhold til handelspartnerne disse årene. Svekkelsen av den nominelle kronkursen dempet appresieringen i den reelle effektive valutakursen, og motvirket dermed delvis den stadige svekkelsen i landets kostnadmessige konkurranseevne. Devalueringen i 1986 kom etter et at oljeprisfallet i 1985 tydeliggjorde store ubalanser i utenriksøkonomien, og innebar en nedskrivning av kroneverdien på omlag 9 prosent. Ubalansene hadde blant annet bygd seg opp på grunn av sterk innenlandsk etterspørselsvekst og tap av kostnadmessig konkurranseevne.

Etter devalueringen i 1986 ble styringen av valutakursen et hovedhensyn i penge- og kredittpolitikken, og man holdt kronkursen fast innenfor svingningsmarginene på +/- 2,25 pst. Rentenivået var ikke lenger politisk bestemt, men ble fastsatt av Norges Bank med tanke på å holde en stabil kronkurs. Man lyktes i stor grad med å holde kronkursen fast ved å holde et høyt rentenivå. Rentedifferansen, særlig i forhold til tyske mark, var derfor betydelig i flere år før de norske rentene kom ned mot renten på de europeiske valutaene (Vale, 1995). I løpet av 1988 og 1989 falt rentedifferansen relativt kraftig, og i 1989 endret man politikken i retning av enda fastere kurs.

19. oktober 1990 ble den norske kronen ensidig knyttet til teoretisk ECU⁹ (European Currency unit). Denne tilknytningen innebar ingen de- eller revaluering av kronen. Tilknytningen ble blant annet foretatt for å binde seg til europeisk monetær stabilitet og oppnå økt prisstabilitet. Roen varte imidlertid ikke lenge. I august 1992 begynte spekulasjoner om depresiering av de svakere valutaene i systemet mot tyske mark. Ulik økonomisk utvikling mellom medlemslandene, der høye tyske renter som følge av press i økonomien i kjølvannet med gjenforeningen, ikke passet de andre landene, var en av årsakene til spekulasjonene. Enrekke kursjusteringer innen ERM i september var ikke nok. I løpet av høsten måtte britiske pund, italienske lire, finske mark og svenske kroner flyte. Dette økte presset på den norske kronen. 10. desember fulgte regjeringen Norges Banks råd og lot kronen flyte. Krones verdi falt straks med 5-6 pst, for så å stige litt før utgangen av året. Målet var å vende tilbake til faste kurser når internasjonale forhold igjen tillot det. 8. januar 1993 ble det imidlertid slått fast i forskrift at "Den norske kronens internasjonale

⁹ En ECU var definert som en veid sum av valutaene til EU-landene.

verdi fastlegges på grunnlag av kursen i valutamarkedet”¹⁰. Flytekurssystemet var dermed etablert. De tyske rentene ble satt noe ned våren 1993, men presset fortsatte mot resten av valutaene. Fra 2. august ble svingningsmarginene blant de gjenværende landene i ERM økt til +/- 15 pst.

I forbindelse med framleggelsen av revidert nasjonalbudsjett i 1994 gav regjeringen en ny forskrift for kronens kursordning. § 1 var som før, men i § 2 i den nye forskriften heter det at en skal innrette pengepolitikken mot stabilitet i kronens verdi målt mot europeiske valutaer, i det samme leiet den hadde holdt seg etter at den begynte å flyte. Det var ingen intervensjonsplikt¹¹ ved vesentlige endringer i kursen, men Norges Bank skulle innrette sine virkemidler slik at kursen på sikt ble brakt tilbake til utgangsleiet. I praksis bruker banken å unnlate å intervensere i valutamarkedet. Norges Bank mener at slike intervensjoner ikke påvirker de grunnleggende forutsetningene for kursstabilitet, i tillegg til at en fort kan komme i en spillsituasjon mellom sentralbanken og aktørene i valutamarkedet som forsterker presset på kronen¹². Dermed er det renten som gjenstår som virkemiddel. Dette kan være et effektivt virkemiddel siden de kortsiktige pengemarkedsrentene normalt ligger nært sentralbankens styringsrente (foliorenten). Kronekursen var relativt stabil fram til omkring årsskiftet 1996-1997 da den ble utsatt for et appresieringspress som ble møtt med rentesenkinger fra Norges Bank. I 1998 satte Norges Bank opp renten sju ganger med til sammen 4,5 prosentpoeng for å motstå depresieringspress, som blant annet fulgte i kjølvannet av den internasjonale valutauroen den sommeren.

Fra 1. januar 1999 ble euroen innført, der 11 av de 15 EU-landene deltok. Det innebar at deltakernes valutakurser ble ugjenkallelig fastsatt i forhold til euroen. Bare Danmark, Hellas (ble med 1. januar 2001), Storbritannia og Sverige stod utenfor. Eurosamarbeidet innebærer en valutaunion med felles pengepolitikk for alle deltakerlandene.

¹⁰ §1 i ”Forskrift om den norske kronens kursordning” av 8. januar 1993.

¹¹ Plikt for sentralbanken til å kjøpe eller selge valuta for å holde kursen stabil.

¹² Kilde: Norges Banks årsberetning 1999.

Ved sin inntreden i januar 1999 gjorde nåværende sentralbanksjef det klart at han tolket valutaforskriften fra 1994 om kursstabilitet mindre strengt enn sin forgjenger¹³. For å få en stabil utvikling i kronkursen var det sentrale at inflasjonen i Norge ikke avvek vesentlig fra nivået i EU. Dette innebar at pengepolitikken (renten) ikke lenger skulle brukes for å holde kronens verdi mot europeiske valutaer stabil på kort sikt, men at dette målet skulle oppnås på sikt ved å bruke renten for å styre inflasjonen. Det innebar en innføring av et de facto inflasjonsmål. Blant annet på bakgrunn av dette ble renten satt ned fem ganger med til sammen 2,5 prosentpoeng i 1999. I det årlige budsjettbrevet til Finansdepartementet fra Norges Bank i oktober det året heter det blant annet at banken har valgt å definere ”europeiske valutaer” som euro fra 1. januar 1999, og at ”For å oppnå kursstabilitet mot euro, må virkemidlene i pengepolitikken rettes inn slik at pris- og kostnadsstigningen kommer ned mot den stigningen Den europeiske sentralbanken (ESB) sikter mot.”¹⁴

I Forskrift om pengepolitikk fra 2001 ble inflasjonsmål offisiell norsk pengepolitikk. Stabilitet i den norske kronens nasjonale og internasjonale verdi skal nå oppnås ved at ”pengepolitikken retter seg inn mot lav og stabil inflasjon”¹⁵. Det operative målet for pengepolitikken er en årlig vekst i konsumprisindeksen over tid på 2,5 pst. +/- 1 pst, men pengepolitikken skal samtidig støtte opp under finanspolitikken ved å bidra til å stabilisere utviklingen i produksjon og sysselsetting. Målet om en inflasjon over tid nær 2,5 pst er noe høyere enn målene for prisutviklingen i Sverige, Canada og euroområdet, men på linje med tilsvarende mål i Storbritannia og Australia. Målet er om lag lik gjennomsnittet for inflasjonen i Norge siden begynnelsen av 1990-tallet¹⁶.

Samtidig som vi fikk en ny forskrift for pengepolitikken i 2001, ble også forslaget om ”handlingsregelen” framlagt for Stortinget av regjeringen. Handlingsregelen for budsjettpolitikken er en strategi for forsiktig og gradvis innfasing av inntektene fra petroleums-

¹³ Kilde: Aftenposten, 5. januar 1999.

¹⁴ Kilde: Norges Banks årlige budsjettbrev til Finansdepartementet av 21. oktober 1999.

¹⁵ Kilde: St.meld. nr. 29 (2000-2001).

¹⁶ Kilde: Norges Banks hjemmeside - www.norges-bank.no/pengepolitikk/inorge.html.

sektoren i den norske økonomien. Over tid skal dette tilsvare den forventede realavkastningen til Statens petroleumsfond for å unngå store svingninger fra år til år på grunn av ulik faktisk avkastning. Den forventede realavkastningen er beregnet på bakgrunn av en realrente på 4 pst.¹⁷ Så lenge petroleumsfondet øker i verdi innebærer handlingsregelen en ekspansiv finanspolitikk.

Fra midten av 2000 og fram til begynnelsen av 2003 opplevde vi en kraftig appresiering av den nominelle kronkursen. Det siste halve året har denne appresieringen blitt delvis reversert.

¹⁷ Kilde: St. meld. nr. 29 (2000-2001).

3 Teori

3.1 Kjøpekraftsparitet

Kjøpekraftsparitet (PPP) gir oss sammenhengen mellom spot valutakurser og inflasjon. Den innebærer at spotkursen endrer seg nøyaktig i samsvar med inflasjonsforskjellene mellom to land. Kjøpekraftsparitet kommer i to versjoner:

Absolutt kjøpekraftsparitet stammer fra ”loven om en pris”, som sier at realprisen, prisen målt i samme valuta, på et gode må være den samme i alle land. En prisøkning i et land relativt til andre, må derfor følges av en valutakursdepresiering for at realprisen fortsatt skal være lik. Problemer knyttet til at det finnes flere goder, herunder også ikke-handlede goder, og at man har ulike preferanser i forskjellige land, innebærer at absolutt kjøpekraftsparitet ikke vil holde på aggregert nivå selv om det holder for alle godene hver for seg (Solnik, 2000).

Relativ kjøpekraftsparitet er derfor en mer ”nyttig” sammenheng. Innenlandsk inflasjon (π^h) innebærer at landets valuta mister noe av sin kjøpekraft. Relativ kjøpekraftsparitet innebærer at valutakursen justerer for dette ved å endre seg tilsvarende inflasjonsdifferansen mellom to land:

$$\frac{S_1 - S_0}{S_0} = \pi^h - \pi^u \quad (4)$$

Dersom den reelle valutakursen er konstant, innebærer altså relativ kjøpekraftsparitet at land med høyere (lavere) inflasjon enn andre land opplever at deres valuta nominelt depresierer (appresierer).

Kjøpekraftsparitet forklarer kortsiktige bevegelser i valutakurser dårlig, men gir en bedre forklaring på lengre sikt. Studier tyder på at valutakurser tenderer til å vende tilbake til deres fundamentale PPP-verdier, men det tar flere år. Dette kalles ”mean reversion” av reelle valutakurser (Solnik, 2000). Rogoff (1996) finner at halveringstiden for avvik fra PPP er på tre til fem år.

I en studie av PPP for Norge fra begynnelsen av 1970-årene til slutten av 1990-årene, finner Akram (2002) at utviklingen i både den reelle og den nominelle valutakursen for norske kroner er konsistent med teorien om kjøpekraftsparitet. Han finner at avvik fra PPP-likevekten halveres i løpet av halvannet år, til tross for at den norske økonomien ble utsatt for flere store sjokk i perioden. Endringer i den nominelle valutakursen forklarer det meste av tilpasningen til ny likevekt.

3.2 Renteparitet

Teknisk sett er spotkurs, terminkurs og renter for alle valutaer som handles fritt internasjonalt, bundet sammen av renteparitet. Dette innebærer at terminpremien/-rabatten er lik rentedifferansen mellom to valutaer, som vist i (1).

3.2.1 Dekket renteparitet

Dekket renteparitetsteoremet innebærer at rentedifferansen mellom to valutaer er null når en tar hensyn forholdet mellom spotkurs og terminkurs. Det innebærer at det ikke er mulig å oppnå en gevinst ved å foreta en valutatransaksjon uten risiko. Dersom det er mulig å oppnå en slik gevinst må det innebære muligheter for arbitrasje og at markedene ikke er effisiente.

Dersom vi mottar et beløp (X) i utenlandsk valuta i dag som vi ønsker å ha tilgjengelig i norske kroner om et år har vi to valg om vi vil unngå usikkerhet om beløpet vi sitter igjen med i kroner: (i) Vi kan veksle beløpet om til kroner med en gang og plassere dette til innenlandsk rente (i^h) i et år, eller (ii) vi kan beholde den utenlandske valutaen og plassere denne til den utenlandske renten (i^f) i et år, men kjøper samtidig (i dag) en terminkontrakt for veksling til kroner om et år på beløpet i utenlandsk valuta inkludert renter. Plasseringene i henholdsvis norske kroner eller utenlandsk valuta skjer i så like aktiva som mulig, for eksempel i eurovalutamarkedet. Sluttbeløpet vi sitter igjen med etter et år er gitt med henholdsvis:

$$(i) \quad \text{Sluttbeløp} = X \times S \times (1 + i^h) \quad (5)$$

og

$$(ii) \quad \text{Sluttbeløp} = X \times (1 + i^u) \times F \quad (6)$$

Arbitrasje vil sørge for at:

$$S \times (1 + i^h) = (1 + i^u) \times F \quad (7)$$

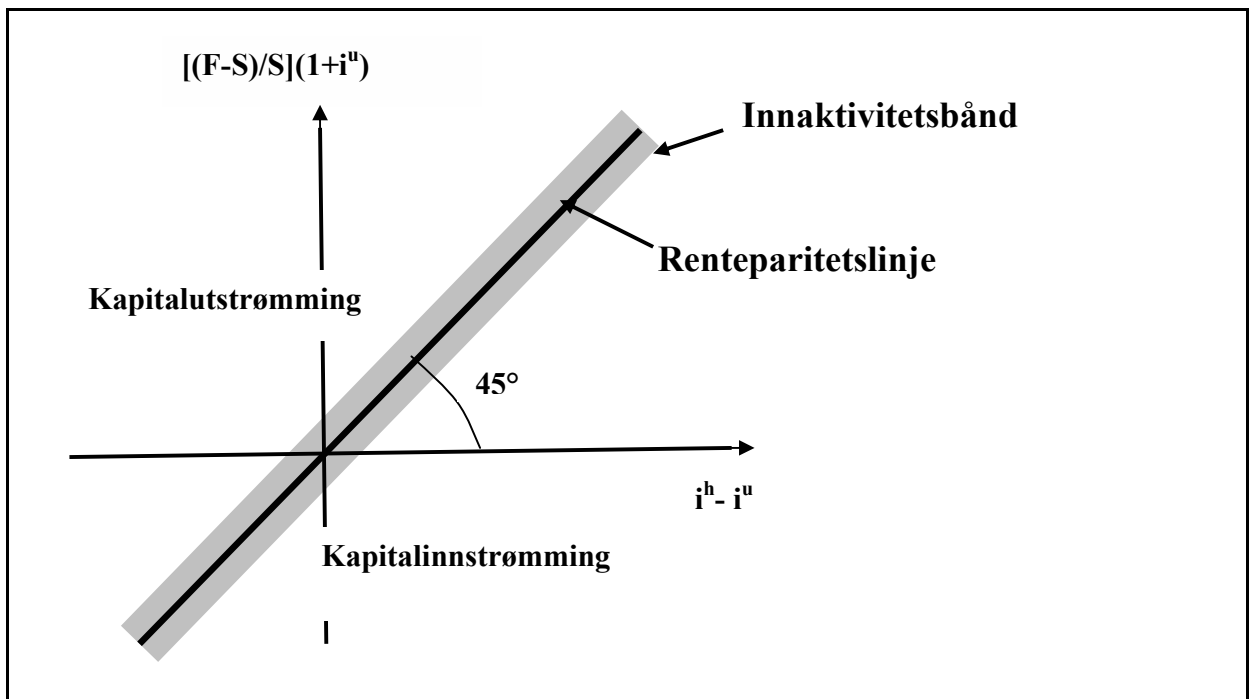
Dersom (7) ikke holder vil det være muligheter for aktørene i markedet å oppnå en risikofri gevinst ved å foreta en valutaswap. Det innebærer at de utnytter ulikheten ved å foreta en lånetransaksjon i en valuta og en plassering i en annen valuta samtidig som de sikrer seg mot uventede valutakursendringer ved å inngå en terminkontrakt om levering av valuta ved periodens slutt. Når "alle" gjør dette vil valutakursene (S og F) og rentene (i^h og i^u) tilpasse seg slik at likheten igjen opprettes. Av (7) får vi følgende uttrykk for sammenhengen mellom rentene i hjemlandet og utlandet:

$$i^h = i^u + \left(\frac{F - S}{S}\right) \times (1 + i^u) \quad (8)$$

For en periodelengde på d dager har vi at følgende sammenheng gjelder for dekket renteparitet:

$$i^h = i^u + \left(\frac{F - S}{S}\right) \times \left(\frac{360}{d}\right) \times \left(1 + i^u \times \frac{d}{360}\right) \quad (9)$$

I praksis vil transaksjonskostnader innebære at det er et "innaktivitetsbånd" rundt renteparitetslinjen. Innenfor dette båndet vil det til tross for avvik fra renteparitet ikke lønne seg å foreta dekkete transaksjoner, jfr. figur 3.



Figur 3: Innaktivitetsbånd.

Bredden på båndet avhenger av størrelsen på transaksjonskostnadene og vil således variere mellom ulike valutaer og for ulike løpetider. Dersom en beveger seg utenfor båndet vil hjemlandet oppleve kapitalutstrømming (-innstrømming) når en er i område over (under) renteparitetslinjen. Strømmen av kapital vil fortsette inntil valutakursene og rentene er justert tilstrekkelig til at en igjen er innenfor innaktivitetsbåndet.

3.2.2 Dekket renteparitet i praksis

Taylor (1987) fant at dekket renteparitet holdt i eurovalutamarkedet. Det innebærer at det ikke var mulig å oppnå en gevinst på arbitrasje i kurssikrede plasseringer i dette markedet når det tas hensyn til transaksjonskostnader. I sin studie bruker Taylor samtidige data som det var mulig å handle til. I løpet av tre handledager hvor han studerte dataene med ti minutters intervaller oppstod det bare en arbitrasjemulighet som ville gitt profitt. Gevinsten var imidlertid så liten at den ville blitt mer enn spist opp av transaksjonskostnader. Fravær av profitable arbitrasjemuligheter står i motsetning til tidligere studier som har funnet at dekket renteparitet

ikke holdt. Taylor hevder at disse funnene etter all sannsynlighet skyldes dataimperfeksjoner heller enn et ineffisient marked.

En senere studie av Taylor (1989) tester dekket renteparitet i fem turbulente perioder og en rolig kontrollperiode i årene 1967-1987 for GBP mot USD. Periodene er mellom tolv og tjue dager, men med bare tre daglige observasjoner. Han finner små, potensielt profitable arbitrasjemuligheter i turbulente perioder, ingen i den rolige kontrollperioden. Videre finner han at markedet har blitt mer effisient over tjueårsperioden, i form av at størrelsen, frekvensen og varigheten av arbitrasjemulighetene alle har blitt redusert i perioden. Men størrelsen, frekvensen og varigheten av arbitrasjemulighetene øker med lengden på terminkontraktene. Dette kan skyldes tilstedeværelsen av kredittgrenser som gir implisitte likviditetsbegrensinger.

Committeri et al. (1993) fant at dekket renteparitet holdt i eurovaluta-markedet for italienske lire, tyske mark og amerikanske dollar, i testperioden fra 26. januar til 24. februar 1989 med sju daglige observasjoner. Ingen signifikante arbitrasjemuligheter ble observert i perioden. Det største avviket fra dekket renteparitet ville gitt en gevinst på 0,02 pst., som var for lite til å dekke transaksjonskostnader.

Mange land, spesielt utviklingsland, har fortsatt ulike former for kapitalkontroll og skatter som står i veien for å utnytte arbitrasjemuligheter. Frankel og MacArthur (1988) fant tildels store avvik fra dekket renteparitet for så kallede "lukkede, mindre utviklede land".

For åpne, velutviklede økonomier er tiltroen til at dekket renteparitet holder så stor at sammenhengen brukes som formel for å beregne valutakursene og rentene handlene gjennomføres til. Valutahandlere bruker Eurovalutarente- differansene til å bestemme terminkursene, mens de som handler med Eurovalutainnskudd bruker differansene mellom termin og spot valutakurs til å bestemme differansene mellom innskuddsrentene de tilbyr for ulike valutaer/valutainnskudd (Isard, 1991).

Rentene i eurovalutamarkedet er interbankrenter, rentene bankene kan plassere og låne til seg i mellom. Rentene bankene opererer med overfor sine kunder vil i stor grad følge disse rentene,

men med et påslag for lån og et noe lavere nivå enn eurovalutarentene for innskudd. Størrelsen på disse differansene skal dekke bankens kostnader og profitt, og vil således variere over tid. Konkurransen i bankmarkedet vil også påvirke denne størrelsen.

3.2.3 Udekket renteparitet

I motsetning til dekket renteparitet som ikke innebærer risiko, inneholder udekket renteparitet et risikoelement. Udekket renteparitet innebærer nemlig at rentedifferansen mellom to valutaer motsvares av den forventede kursendringen mellom dem. Korrigert for denne forventede endringen skal avkastningen av likeverdige plasseringer i ulike land være lik.

Dersom vi dag mottar et beløp (Y) i utenlandsk valuta men ikke har behov for midlene i kroner før om et år kan vi (i) beholde den utenlandske valutaen og plassere midlene i utlandet til renten i^u , for så å veksle beløpet til kroner til den forventede valutakursen (E). Dette kalles en åpen (udekket) plassering. Alternativt kan vi (ii) veksle beløpet til kroner i dag og plassere midlene til den innenlandske renten i^h . (i) gir oss følgende forventede sluttbeløp:

$$\text{Sluttbeløp} = Y \times E \times (1 + i^u) \quad (10)$$

Dette innebærer følgende forventede avkastning (i^e) i NOK:

$$i^e = \frac{(E \times (1 + i^u) - S)}{S} \quad (11)$$

For (ii) er avkastningen gitt ved det innenlandske rentenivået i^h . I følge hypotesen om udekket renteparitet skal den innenlandske renter være lik den utenlandske renten korrigert for forventet valutakursendring. Vi får dermed at $i^h = i^e$. Det gir oss følgende sammenheng mellom innenlandsk og utenlandsk rentenivå og differansen mellom spotkurs og forventet valutakurs (E):

$$i^h = i^u + \left(\frac{E - S}{S}\right) \times (1 + i^u) \quad (12)$$

og for en periodelengde på d dager:

$$i^h = i^u + \left(\frac{E-S}{S}\right) \times \left(\frac{360}{d}\right) \times \left(1 + i^u \times \frac{d}{360}\right) \quad (13)$$

For de fleste praktiske tilfeller vil rentetillegget til valutakursendringen være av så beskjedne størrelse at vi kan se bort fra det. Vi står dermed igjen med følgende uttrykk for udekket renteparitet:

$$i^h = i^u + \left(\frac{E-S}{S}\right) \times \left(\frac{360}{d}\right) \quad (14)$$

Dersom vi ser bort fra rentetillegget til valutakursendringen i sammenhengen for dekket renteparitet, ser vi fra (9) og (14) at forskjellen mellom dekket og udekket renteparitet består i at den terminsikrede fremtidige valutakursen (F) er byttet ut med en usikker, forventet fremtidig valutakurs (E). Vi kan si at udekket renteparitet egentlig innebærer å kombinere dekket renteparitet med en forutsetning om at valutakurser, på marginen, blir bestemt av risikonøytrale markedsaktører som er beredt til å ta udekkete spot eller termin posisjoner så lenge terminkursen avviker fra den forventede framtidige spotkursen (Isard, 1991). Dersom både udekket og dekket renteparitet holder vil spotkursen om d dager være lik både E og F . Terminprisen på valutaen vil da være en perfekt indikator på fremtidig spotkurs, men terminpriser på valutaer har vist seg å være lite treffsikre. Meese og Rogoff (1983) fant for eksempel at terminkursene på 1-, 6- og 12-måneders sikt traff dårligere enn "random walk" for tyske mark, japanske yen og britiske pund mot amerikanske dollar i perioden 1973-1981. Det eneste unntaket var 12 måneders terminkursen for tyske mark for dollar som gjorde det marginalt bedre enn "random walk". Terminkursens sviktende evne til å predikere spotkursen på leveringstidspunktet er kjent som "forward premium (eller discount) puzzle", og innebærer at heller ikke udekket renteparitet holder i sin enkleste form.

Udekket renteparitet innebærer altså at innenlandsk rente er lik utenlandsk rente korrigert for forventede valutakursendringer. Udekket renteparitetssammenhengen kan skrives for alle

tidsintervaller mellom t og $t+1$. Det innebærer at dersom udekket renteparitet holder for alle tidshorisonter, kan en ved hjelp av dagens valutakurser og rentenes terminstruktur si hvordan den framtidige spotvalutakursbanen vil se ut (Isard, 1991).

Dersom markedet forventer at hjemlandets valuta skal svekke (styrke) seg vil det innebære at rentenivået hjemme er høyere (lavere) enn i utlandet for at forventet avkastning skal bli lik uavhengig av hvor investeringen finner sted. I tillegg til størrelsen på valutakursendringen er tidshorizonten for den forventede valutakursendringen av stor betydning for hvor stor rentedifferansen mellom hjemlandets og utlandets renter må være. Dersom forventet valutakursendring $((E-S)/S)$ er -5 pst. i løpet av et år vil rentedifferansen $(i^h - i^u)$ også være 5 prosentpoeng. Dersom tilsvarende valutakurssvekkelse forventes å inntreffe i løpet av en måned vil det kreve en rentedifferanse på 60 prosentpoeng for at udekket renteparitet skal holde. Dette er med på å forklare de skyhøye rentene land med fastkurssystem må holde når det er forventninger i markedet om en devaluering.

I tillegg til størrelsen på og tidshorizonten til devalueringen forventes å inntreffe, er sannsynligheten for devaluering viktig for størrelsen på rente-differansen. Når markedene tror på en devaluering, vil styresmaktene som regel ikke innrette seg etter dette og foreta en devaluering umiddelbart. De ønsker derimot fortsatt å holde valutakursen fast. For å oppnå dette øker de (sentralbanken) rentene. Dermed blir det mer attraktivt å investere i landets valuta, og rentegevinsten man kan oppnå dersom devalueringen ikke finner sted, kan bli stor. Problemet for styresmaktene er at dersom sannsynligheten for devaluering er stor, for eksempel på grunn av lite troverdig pengepolitikk, må rentedifferanse bli uholdbar høy. Dersom markedene med 3/4 sannsynlighet tror at valutaen skal devalueres med 10 prosent i løpet av en uke, krever det en rentedifferanse på 390 prosentpoeng. Et rentenivå av den størrelsesorden kan landet ikke leve med i lang tid, jfr. Sverige som 17. september 1992 satte opp sentralbankens styringsrente til 500(!) prosent. Fire dager senere ble den redusert til 50 prosent, for så å falle mer gradvis til 11,5 prosent før Sverige gav opp sin ECU-tilknytning 19. november (Alstadheim, 1995).

Så langt har vi forutsatt risikonøytralitet. Det innebærer at investorene ikke krever en risikopremie for å investere i mer risikofulle instrument. Det som betyr noe for valg av

investering er forventet avkastning. En risikonøytral investor som står overfor valget mellom en plassering i hjemlandet som gir en sikker rente på 4 pst. mot en plassering utenlands med en forventet rente, korrigert for eventuell valutakursendring, på 5 pst., vil velge sistnevnte alternativ.

Det er grunn til å tro at de aller fleste investorer har større eller mindre grad av risikoaversjon¹⁸, slik at de vil kreve en risikopremie for å foreta en investering som innebærer risiko. Risikoaverse investorer er altså villige til å betale, i form av lavere forventet avkastning, for å slippe (noe) risiko. Avvik fra udekket renteparitet, altså differansen mellom den framtidige forventede spotkursen og terminkursen i prosent av dagens spotkurs, kan kalles risikopremie. Det innebærer at den forventede prosentvise endringen i spotkursen kan bli sett på som summen av den observerbare (prosentvise) terminpremien og den uobserverbare risikopremien (Isard, 1991). Premiens størrelse vil avhenge av hvor stor risikoen vurderes å være. Valutakursvolatiliteten spiller her en vesentlig rolle. I tillegg vil kredittrisiko, skattehensyn og eventuelle muligheter for kapitalkontroll spille en rolle. I henhold til porteføljeteorien vil risikopremien også avhenge av landets netto gjeldsposisjon overfor utlandet. Risikopremien vil kunne variere mellom ulike investorer på grunn av forskjellig grad av risikoaversjon. Fraværet av risikopremie er en svakhet med teorien i sin enkleste form, som er den vi bruker, og kan forklare hvorfor den ikke holder i praksis. For valutaer med fastkurssystem kan også ”peso problemet” skape avvik fra udekket renteparitet. Et ”peso problem” oppstår dersom markedsaktørene forventer et framtidig diskret skift i pengepolitikken, for eksempel en devaluering, men som ikke inntreffer i perioden man undersøker (Lewis, 1994).

I tillegg til en eventuell risikopremie kan det tenkes at det også eksisterer en likviditetspremie. En likviditetspremie innebærer at investorer krever en kompensasjon for at en investering, for eksempel plassering i norske kroner, er mindre likvid enn andre, for eksempel euro. Dersom vi står overfor både risiko- og likviditetspremie, vil sammenhengen i (12) utvides til følgende (Vale, 1995):

¹⁸ Risikoaversjon innebærer at en foretrekker en lavere gevinst med stor sannsynlig framfor en stor gevinst med liten sannsynlighet dersom den forventede verdien er lik i begge tilfeller. Nyten av den forventete verdien i et lotteri er høyere enn den forventede nyten av lotteriet (Varian, 1992).

$$i^h = i^u + \left(\frac{E - S}{S}\right) \times (1 + i^u) + r + l \quad (15)$$

der r er risikopremie og l er likviditetspremie. I praksis er det ikke mulig å observere forventningene til valutakursendring, risikopremien og likviditetspremien hver for seg.

Vikøren (1991) finner at det kan ha vært en betydelig risikopremie i valutamarkedet for norske kroner i perioden 1976-1989. Dette kan forklare forventningsskjevheten i terminrabatten i perioden.

3.2.4 Hva andre har funnet om udekket renteparitet

Udekket renteparitet er ingen stor suksess i den virkelige verden. Til tross for dens store betydning i teoretiske valutakursmodeller, er de empiriske funnene i stor grad nedslående.

Standardmetoden for å teste udekket renteparitet er å kjøre en regresjon med endringene i valutakursen (s er spotkurs på log-form) som avhengig variabel og rentedifferansene som uavhengig variabel på følgende form:

$$(s_{t+1} - s_t) = \alpha + \beta(i_t^h - i_t^u) + \varepsilon \quad (6)$$

og teste om regresjonskoeffisienten er lik én ($\beta = 1$). Dette er bare unntaksvis tilfelle, som regel er β mye lavere enn én, og sågar ofte negativ. Negativ β innebærer at høyrentevalutaer faktisk appresierer. Det gjør det mulig å få i pose og sekk: gevinst både fra rentedifferansen og valutakursendringen ved en plassering i valutaen. Funn i senere studier er imidlertid mer positive på udekket renteparitets vegne. Avsnittet fokuserer på nyere studier.

Flood og Rose (2002) finner at udekket renteparitet holder bedre i 1990-årene enn tidligere. Ved å bruke daglige data fra 13 industrialiserte land (developed) og 10 utviklingsland (developing) finner de en positiv sammenheng mellom rentedifferanse og valutakursutvikling, i form av at

positiv rentedifferanse ofte medførte depresierende valutakurs. Særlig gjelder dette for høyinflasjonsland (Argentina, Brasil og Russland). Avvikene fra udekket renteparitet er fortsatt store, og det er ingen klare sammenhenger mellom dette og verken valutakursregime eller inntektsnivå. $\beta = 0,59$ for Norge i denne studien, men standardavviket er stort (0,75).

En studie av fastkursvalutaer (Flood og Rose, 1996) finner at udekket renteparitet holder rimelig bra. Ved å bruke valutakurser fra ERM (Exchange Rate Mechanism) i det Europeiske Monetære System (EMS) fra starten i mars 1979 til tidlig i mars 1994, finner de stigningskoeffisienter varierende mellom 0,51 og 0,60, og signifikant større enn null ved bruk av standard signifikansnivå. De testet for både en og tre måneders perioder. Førstnevnte gav de høyeste stignings-koeffisientene, både for felles og landspesifikke stigningskoeffisienter, men forskjellene var relativt små, 0,05 og 0,09. Ved å ekskludere justeringsperioder (realignments) fra datasettet faller β til omkring null (fra -0,14 til 0,09). Dette tolkes som at et røft estimat på at peso-problemskjevheten er på omlag 0,5. I et datasett med flytende kurser finner de over samme tidsperiode negative stignings-koeffisienter på -0,04 (felles) og -0,88 (landspesifikk).

I en studie basert på en tilfeldig tidseffekt panel modell (random time effects panel modell) som kontrollerer for ulike forventningsskjevhetseffekter, finner Huisman et al. (1998) at udekket renteparitet holder bedre enn tidligere antatt. 15 OECD-land er med i studien som går over perioden 1979-1996. Stignings-koeffisientene ligger på rundt 0,5, de er signifikant forskjellig fra null, men også signifikant forskjellig fra $\hat{\epsilon}$. Ved å skille mellom normale og unormale¹⁹ (outlier) perioder finner de at stigningskoeffisientene blir henholdsvis 0,24 og 1,04. Begge er signifikant forskjellig fra null, og sistnevnte er ikke signifikant forskjellig fra $\hat{\epsilon}$. Udekket renteparitet holder altså for perioder hvor de absolutte terminpremiene er høye, men ikke i ”normale” perioder.

Ved å bruke femårige obligasjonsrenter for USA, Tyskland, Japan og Canada i perioden 1980-2000, finner Chinn og Meredith (2002) positive stignings-koeffisienter som ikke er signifikant forskjellig fra $\hat{\epsilon}$, men heller ikke signifikant forskjellig fra null. Disse funnene holder for en

¹⁹ Unormale perioder er definert som de periodene hvor de gjennomsnittlige terminpremiene for alle valutakursene er blant de 5 pst. største i utvalget.

rekke robusthetstester. Til sammenligning finner de at stigningskoeffisientene for kortsiktige estimat (3, 6 og 12 måneder) alle er negative og signifikant forskjellig fra én.

Alexius (2001) peker på at en ikke kan utelukke at udekket renteparitet holder empirisk selv om funnene i litteraturen er nedslående, siden denne stort sett bare baserer seg på kortsiktige renter. Ved å bruke renter på langsiktige statsobligasjoner for 13 OECD-land mot USA i perioden 1957-1997 finner hun mer oppløftende resultat på udekket renteparitets vegne. Først testes teorien ved å bruke effektiv rente. Selv om stigningskoeffisientene er positive for de fleste landene, må den forkastes for alle land, bortsett fra for Frankrike. Problemer knyttet til kupongutbetalinger forsøkes rettet på to forskjellige måter. Først konstrueres det nullkupongavkastninger ved å anslå verdien på kupongutbetalingene, for så å trekke nåverdien av disse fra obligasjonsprisen. Dette gir marginalt bedre resultat for teorien. I en ny test får kupongutbetalingene betydning for lengden på investeringsperioden i stedet for obligasjonsprisen. Tidsvarierende durasjoner er kalkulert for hver observasjon, og nå kan udekket renteparitet bare forkastes i under halvparten av tilfellene. Alle OLS-estimatene av stigningskoeffisientene er positive, 10 av dem signifikante. IV-estimatene, som antas å være mer robuste, er ikke like oppløftende. For tre av landene er estimatene negative, hvorav ett signifikant, mens hypotesen om at stigningskoeffisienten er lik én ikke kan forkastes for sju av landene. På grunn av problemer med datakvaliteten, anbefales det at funnene må sees på som foreløpige, men at en ikke kan se bort fra at udekket renteparitet holder bedre for langsiktige renter enn for kortsiktige.

King (1998) finner at udekket renteparitet holder for New Zealand mot Australia både på kort (4,5 måneder) og lang (10,5 måneder) sikt, men ikke mot tre andre viktige handelspartnere (USA, Japan og Storbritannia). I motsetning til de fleste andre studier bruker King faktiske valutakursforventninger slik de framkommer i New Zealands sentralbanks kvartalsvise forventningsundersøkelse for perioden 1987:2 til 1995:4 (1993:3 for Storbritannia og Japan). Testen er $\alpha = 0$ og $\beta = 1$, og også for de tre andre landene er regresjonskoeffisientene positive, men konstante og tidsvarierende risikopremier innebærer at udekket renteparitet forkastes for disse landene.

Ved hjelp av bootstrapping og paneldatamodeller i tillegg til modeller for enkeltland, tester Bernhardsen (1997) udekket renteparitet for ti europeiske land mot Tyskland. Testen er basert på månedlige observasjoner i perioden mars 1979 til februar 1996 ved bruk av én, tre, seks og tolv måneders renter. Nesten alle enkeltlandmodellene gir en regresjonskoeffisient lavere enn én, og omlag halvparten av dem er signifikant lavere enn én. For Norge er regresjonskoeffisientene 0,45 (en måned) og 0,41 (tre måneder), ingen av dem er signifikant forskjellig fra verken null eller én. Regresjoner ved hjelp av bootstrapping, som tar hensyn til at valutakurser ikke følger en normalfordeling, gir tilnærmet samme resultat som normalfordeling. Bare for Danmark blir resultatene forskjellig med de to metodene. Bruk av paneldata kan redusere pesoproblemet, men fortsatt må udekket renteparitet forkastes. Regresjonskoeffisientene er imidlertid betydelig lavere for lengre løpetider enn for korte og lavere for land utenfor ERM enn for ERM-landene. Forskjellige risikopremier mellom ulike løpetider og mellom disse to gruppene av land, kan forklare dette.

Ayuso og Restoy (1996) vurderer udekket renteparitet innen ERM i perioden 1986-1994 ved å teste markedseffisiens og risikonøytralitet i et ”generelt aktiva prisings rammeverk”. De avviser risikonøytralitet, men de finner at risiko premiene innen ERM er moderat til lav, mens de er høyere for valutaer som ikke er med i ERM. Det innebærer at siden valutakursrisikoen mellom ERM-valutaer er diversifiserbar nok til at risikopremien i de fleste tilfeller er liten, er udekket renteparitet en rimelig tilnærming til forholdet mellom renter og valutakurser innen ERM.

Studiene vi har sett på her viser som mange andre studier, blandete empiriske resultater for udekket renteparitet, men flere av dem finner tildels oppløftende resultat på teoriens vegne.

3.3 Monetære valutakursmodeller

Siden udekket renteparitet gir oss en enkel sammenheng mellom dagens nivå på valutakurser og renter i forhold til de valutakursene markedsaktørene forventer, har teorien en sentral plass i flerperiode- og kontinuerlig tid-modeller for åpne økonomier (Isard, 1991). Dette til tross for

teoriens empiriske svakheter. Udekket renteparitet gir oss sammen med kjøpekraftsparitet og pengemarkedslikevekt, det vi trenger for å sette opp en monetær valutakursmodell²⁰.

Pengemarkedslikevekten er gitt ved at realpengemengden, M/P , er lik pengeetterspørselen, $L(Y,i)$, der pengeetterspørselen avhenger positivt av BNP (Y) og negativt av renten (i). På log-form har vi følgende variabler med i i modellen (toppskrift angir hjemland og utland):

- m = pengemengde
- p = prisnivå
- y = reelt BNP
- i = nominell rente
- ε = residual i pengemarkedslikevekten (monetær sjokkvariabel)
- s = nominell spot valutakurs
- $E_t s_{t+1}$ = forventet verdi av spot valutakurs i neste periode
- ρ = risikopremie
- v = avvik fra kjøpekraftsparitet

som gir oss følgende uttrykk for pengemarkedslikevekt:

$$m^h - p^h = \beta y^h - \alpha i^h + \varepsilon \quad (17)$$

kjøpekraftsparitet:

$$s = p^h - p^u - v \quad (18)$$

og udekket renteparitet:

$$i^h - i^u = E_t s_{t+1} + \rho \quad (19)$$

²⁰ Modellen er en justert utgave av modell i Frankel (1993).

Ved å ta differansen mellom (17) for hjemland og utland og sette inn fra (18) og (19) får vi følgende uttrykk for spot valutakurs:

$$s = (m^h - m^u) - \beta(y^h - y^u) + \alpha E_t(s_{t+1} - s) + \alpha \rho - (\varepsilon^h - \varepsilon^u) - \nu \quad (20)$$

Vi ser at spotkursen depresierer (s øker) dersom:

- h fører en mer ekspansiv pengepolitikk enn u ($\Delta m^h > \Delta m^u$)
- den økonomiske aktiviteten er lavere i h enn u ($\Delta y^h < \Delta y^u$)
- risikopremien for h øker ($\Delta \rho > 0$)
- valutakursen forventes å depreciere ($E_t s_{t+1}$ øker)

Det er gjort flere empiriske studier av monetære valutakursmodeller. Meese og Rogoff (1983) som er nevnt tidligere, er den klassiske referansen innen feltet. I tillegg til at de fant at terminkursene var dårlige prediktorer for framtidig kursutvikling, fant de at også de strukturelle modellene predikerte spotkursen fram i tid dårligere enn en "random walk"-modell. Modellene de testet var monetære modeller med henholdsvis fleksible priser (Frenkel-Bilson), prisrigiditeter (Dornbusch-Frankel) og sistnevnte utvidet med virkningene av betalingsbalansen (Hooper-Morton). Disse funnene er også i tråd med flere senere funn, jfr. Frankel og Rose (1995), som oppsummerer med at modellene har svært liten forklaringskraft, og at det som måtte være av positive funn er skjøre eller hviler på usannsynlige teoretiske eller empiriske modeller.

3.4 Overskyttingsmodell

I en verden bestående av to land, h og u , med flytende valutakurs og inflasjonsmål, men med ulike konjunktursyklus, skulle en kanskje tro at en kunne forutse avvik fra udekket renteparitet ved hjelp av den monetære valutakursmodellen.

I utgangspunktet antar en at situasjonen i begge landene er stabil i den forstand at alle variablene er i likevekt. Dersom vi så antar at veksten i h blir større enn i u vil kapitalen flyte fra u til h i påvente av høyere avkastning på realinvesteringer. Denne kapitalinnstrømmingen tilsier at

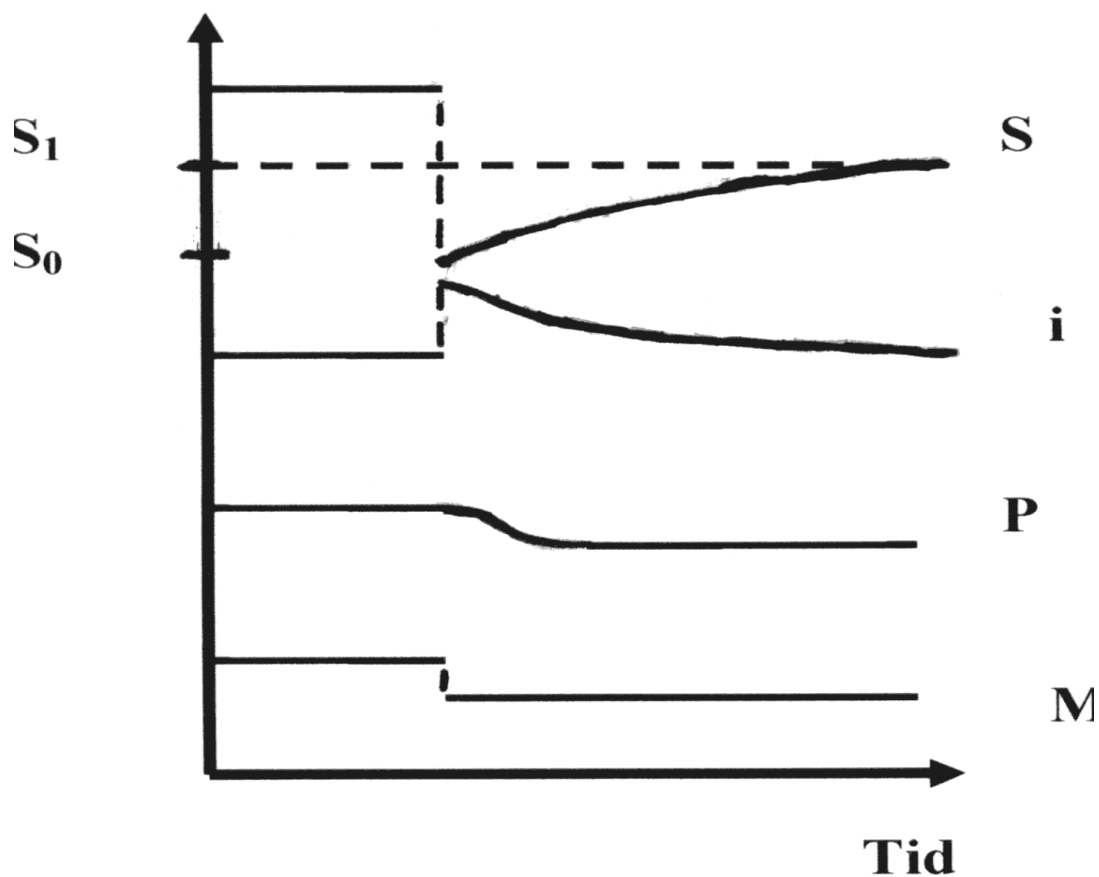
spotkursen skal appresiere. Samtidig må h føre en mer kontraktiv pengepolitikk for å holde inflasjonen (prinsnivået) under kontroll. Kontraktiv pengepolitikk innebærer at renten økes og gir dermed også kapitalinnstrømming, noe som også tilsier at spotkursen skal appresiere.

Mens teorien om udekket renteparitet tilsier at økt rente i h skal medføre at s depresierer, har vi altså et scenario hvor det motsatte er tilfellet. Vi kunne dermed stått overfor et forutsigbart avvik fra udekket renteparitet i denne situasjonen hvor investorer kan få i både pose og sekk, positiv rentedifferanse og appresierende valutakurs, slik situasjonen var for Norge inntil nylig.

I følge Dornbusch' overskytingsmodell²¹, som blant annet bygger på prisrigiditeter, vil imidlertid kapitalstrømmen inn til h bli så stor på grunn av høyere rente og appresieringsforventninger, at valutakursen appresierer mer på kort sikt enn den vil gjøre på lang sikt, den overskyter (eg. underskyter) for at likevekten i valutamarkedet skal gjenopprettes, se figur 4. Valutakursen vil appresiere til et nivå, S_0 , hvor forventet framtidig depresiering akkurat tilsvarer rentedifferansen mellom h og u , slik at udekket renteparitet igjen holder. Valutakursen vil altså stige tilstrekkelig i verdi (s faller tilstrekkelig) på kort sikt, som gir et umiddelbart avvik fra udekket renteparitet, for at teorien skal holde på lengre sikt når valutakursen er på vei mot sin langsiktige likevekt, S_L . Lavere pengemengde vil på lengre sikt redusere prinsnivået slik at realpengemengden øker og renten faller. Den nye likevekten for valutakursen vil ligge et sted mellom det opprinnelige nivået og nivået i overskytingsfasen på grunn av lavere pengemengde. Overskytingsmodellen er illustrert i figur 4, som viser utviklingen i valutakurs (S), renten (i), prinsnivået (P) og pengemengden (M).

Resultat fra modellen kommer av at den forutsetter rigide priser, den tillater avvik fra PPP på kort sikt. Dersom prisene var fleksible ville en kontraktiv pengepolitikk, altså en reduksjon i pengemengden/økt rentenivå, gi en umiddelbar prisnedgang og appresiering til det nye (langsiktige) nivået for valutakursen.

²¹ Følgende avnitt bygger på Burda og Wyplosz (2001).



Figur 4: Overskyttingsmodellen.

I praksis opplever man sjelden regelrette fall i prisnivåene i velutviklede økonomier, i hvert fall som er ønsket og iverksatt ved hjelp av kontraktiv pengepolitikk. Det man vil oppleve er at veksten i prisnivået faller, altså at inflasjonen bremses, som følge av kontraktiv pengepolitikk.

3.5 Realappresiering ved valutagave (Hollandsk syke)

Funnene av olje og gass på den norske kontinentalsokkelen har gitt landet store inntekter de siste tiårene, og vil fortsette å gjøre det i lang tid framover. Disse inntektene er imidlertid ikke inntekter i vanlig forstand, men representerer en omplassering av formue fra petroleum under havbunnen til mer synlige aktiva (penger).

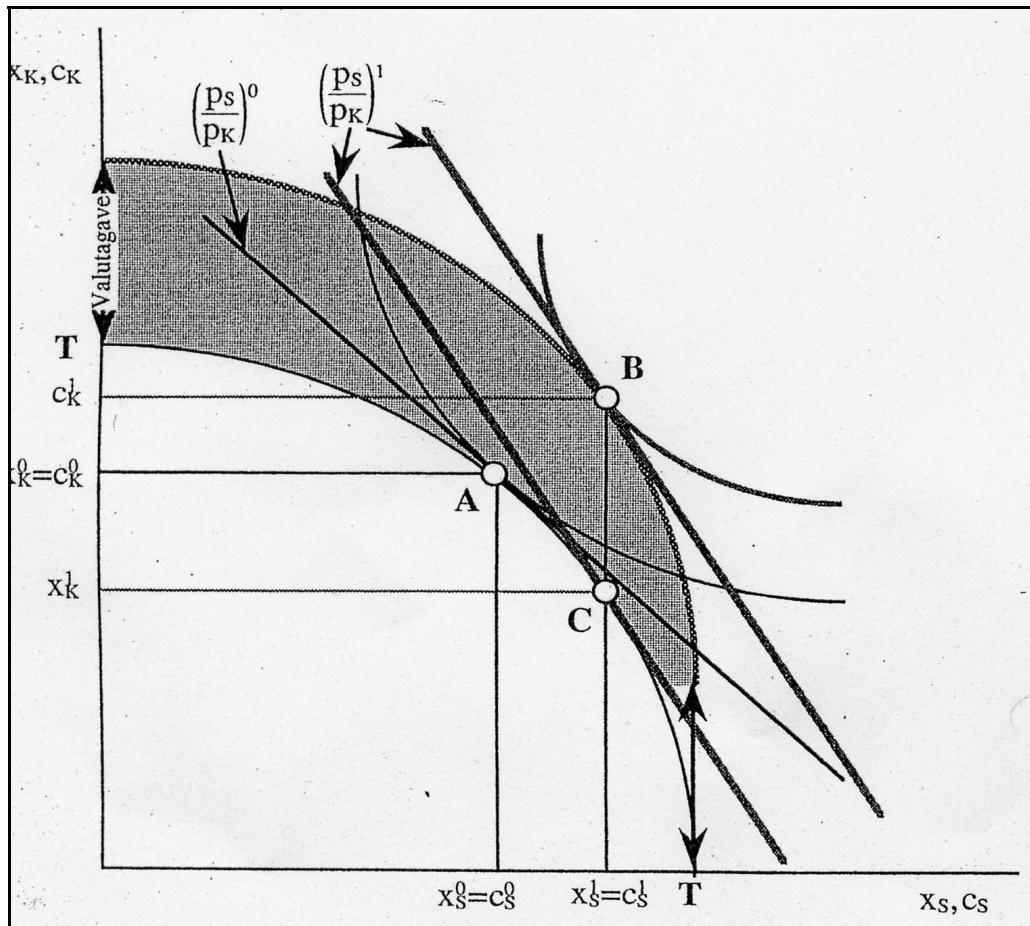
Uavhengig av om en ser på oljeinntektene som inntekt eller omplassering av formue, innebærer funnene av olje og gass at Norge ble rikere. Et mål for det langsiktige nivået på petroleumsinntektene er permanentinntekten. Den viser den årlige realavkastningen på petroleumsformuen, altså hvor mye en kan bruke hvert år i all evighet uten at formuen tæres bort. Statens andel av permanentinntekten fra oljevirkksomheten ble av Finansdepartementet i Nasjonalbudsjettet 2002 anslått til 86 milliarder kroner²². Samme året var brutto nasjonalprodukt i Norge 1521 milliarder kroner, 1207 milliarder kroner for fastlands-Norge (SSB). Permanentinntekten er altså betydelig i forhold til nivået på den totale økonomiske aktiviteten i Norge.

Oljeinntektene/-formuen representerer en form for valutagave for Norge. Kort sagt innebærer dette at forbruket av valuta kan overstige egenproduksjonen. Norge som nasjon kan altså konsumere mer enn vi produserer av tradisjonelle konkurranseutsatte varer og tjenester, siden dette importoverskuddet kan dekkes av eksportoverskuddet fra oljeinntektene. For at landet skal kunne gjøre seg nytte av denne valutagaven krever det visse omstillinger i økonomien. Disse vil også få betydning for valutakursen.

Figur 5 viser hvordan en valutagave, som funn av olje innebærer, påvirker et lands produksjon²³. I utgangspunktet antar vi at Norge før funnene av olje og gass befant seg i punkt A i figuren. Produksjon (x) og konsum (c) av skjermede (s) og konkurranseutsatte (k) varer og tjenester vises langs henholdsvis x - og y -aksen. Kurven TT er produksjonsmulighetskurven (PMK), som viser mulige maksimale kombinasjoner av x_s og x_k . Prisforholdet mellom skjermede og konkurranseutsatte varer og tjenester er gitt ved linjen $(p_s/p_k)^0$. Tilpasningen bestemmes så av tangeringspunktet mellom prisforholdet og indifferenskurven (I_0). Vi ser at dette skjer i punktet A i figuren hvor produksjon er lik konsum for begge typer goder. For konkurranseutsatte goder innebærer dette at nettoimporten går i balanse, mens produksjonen nødvendigvis må tilsvare konsumet i skjermet sektor (ingen lagring mulig). Vi antar at både før og etter oljefunnet er handelsbalansen i null. Det innebærer at det, gitt det internasjonale rentenivået og husholdningenes preferanser, ikke er behov for låning eller sparing.

²² Kilde: St. meld. nr. 1 (2001-2002).

²³ Påfølgende avsnitt er basert på Norman (1993), og Sachs og Larrain (1993).



Figur 5: Virkninger av en valutagave (Norman, 1993).

Etter oljefunnet skifter den økonomiske likevekten. Det skraverte arealet i figuren representerer de utvidete konsummulighetene. Produksjonen er nå gitt ved punktet C, mens konsumet er gitt ved punktet B. Oljefunnene har ført til økt etterspørsel og konsum som følge av at landet har blitt rikere. Konsumet av begge godene vil øke, så fremt de er normale goder. Produksjonen av skjermede goder øker tilsvarende konsumet, mens produksjonen av konkurranseutsatte goder reduseres. Differansen mellom konsum og produksjon av konkurranseutsatte goder, altså distansen mellom B og C, dekkes opp ved valutagaven, og tilsvarer permanentinntekten av oljeformuen. I det nye konsumpunktet er prisforholdet $(p_s/p_k)^1$. Vi ser $(p_s/p_k)^1 > (p_s/p_k)^0$. Det innebærer at oljeinntektene medfører en økt pris på skjermede goder relativt til prisen på konkurranseutsatte goder.

For å komme til den nye tilpasningen må landet overføre ressurser fra konkurranseutsatt sektor til skjermet sektor. Endringen i relative priser er nødvendig for å vri produksjonen fra A til C. Når (p_s/p_k) øker, vil det redusere lønnsomheten i konkurranseutsatt sektor og øke den i skjermet sektor. Vi vil dermed oppleve en nedbygging av konkurranseutsatt sektor for å gjøre rom for en større skjermet sektor. Nedgangen i produksjonen i konkurranseutsatt sektor kalles Hollandsk syke.

Endringen i relative priser kan skje på to ulike måter. Vi kan for det første få en særnorsk prisstigning gjennom at prisene på skjermede goder stiger. For det andre kan vi få en *nominell appresiering* av den norske kronen. Begge deler innebærer en realappresiering av kronen.

Torvik (2003) viser til at bakgrunnsdokumentene for omleggingen av pengepolitikken og innføringen av handlingsregelen våren 2001, samt omtalen i Nasjonalbudsjettet for 2003 gir et inntrykk av at realappresieringen fram til 2010 skal foregå gradvis, omtrent på nivå med det inflasjonsmålet indikerer (om lag 0,5 pst. per år). Den nominelle valutakursen skal altså være stabil. Dette til tross for at den teoretiske faglitteraturen om innfasing av oljeinntekter skisserer en utvikling i den reelle valutakursen der denne først appresierer kraftig, for så å depresiere gradvis til sitt nye likevektsnivå. Dette gir en utvikling i den nominelle valutakursen som er i tråd med overskytingsmodellen.

4 Metoder og data

4.1 Testmetoden for udekket renteparitet

Udekket renteparitet som i (12) kan omformes til følgende sammenheng²⁴:

$$(1 + i_t^h) = (1 + i_t^u) \times \left(\frac{E_{t+1} - S_t}{S_t} \right) \quad (21)$$

hvor i_t^h og i_t^u er avkastningen på sammenlignbare innenlandske og utenlandske aktiva i periode t, S_t er spotkursen på den utenlandske valutaen i periode t, mens E_{t+1} er forventningen i periode t til spotkurs i neste periode (periode t+1).

I fravær av data på forventede valutakurser, kan udekket renteparitet bare testes empirisk som del av en kombinert hypotese. Den vanlige framgangsmåten har vært å teste udekket renteparitet sammen med forutsetningen om at valutakursforventninger er forventningsrette. Sammen impliserer de to forutsetningene at terminkurser skulle vært forventningsrette spådommer for framtidig spot valutakurs. Det innebærer at forventet framtidig valutakurs kan finnes ved hjelp av rentedifferansen, og dermed kan vi bruke at $E_{t+1} = S_{t+1}$. På grunn av pesoproblemet kan terminkursen være en forventningsskjev estimator for framtidig spotkurs, selv om udekket renteparitet holder. Dette skjer dersom markedsaktørene gjentatte ganger forventer at spotkursen vil bli påvirket av politiske beslutninger eller andre hendelser, men disse ikke inntreffer i den observerte perioden (Isard, 1991). En risikopremie vil også ha betydning for forventningsskjevhet, men i denne analysen ser vi på teorien om udekket renteparitet i sin enkleste form, og ser dermed bort fra risikopremie.

Ved å anta rasjonelle forventninger²⁵ og ta logaritmen får vi følgende sammenheng ved å omforme (21):

²⁴ Påfølgende avsnitt er i hovedsak basert på Flood og Rose (1996).

²⁵ Rasjonelle forventninger innebærer at investorer baserer sine forventninger om bevegelsene i valutakursen på bakgrunn av all tilgjengelig informasjon.

$$e_{t+1} - s_t = (i_t^h - i_t^u) \quad (22)$$

hvor e_{t+1} og s_t er log av henholdsvis E_{t+1} og S_t , mens i_t^h og i_t^u er log av en pluss perioderenten i henholdsvis hjemland og utland $(\log(1+i_t))^{26}$. Siden vi som nevnt over ikke har observasjoner av valutakursforventninger (e_{t+1}) setter vi $e_{t+1} = s_{t+1} + \varepsilon_t$. Vi kan dermed teste udekket renteparitet på følgende måte:

$$(s_{t+1} - s_t) = \alpha + \beta(i_t^h - i_t^u) + \varepsilon_t \quad (23)$$

hvor ε_t er (minus) forventningsfeilen som oppstår for realisert valutakurs i periode t+1 i forhold til den forventningen en hadde til denne spotkursen i periode t. Siden ε_t er en forventningsfeil er den antatt å være stasjonær og ortogonal på all informasjon tilgjengelig på tidspunkt t. Det innebærer at minstekvadratersmetode (OLS) er en konsistent estimator for β .

Ligning (23) er som tidligere nevnt standardmetoden for de fleste testene av udekket renteparitet. Den har som nullhypotese (H_0) at $\alpha = 0$, $\beta = 1$, hvor α kan ses på som en risikopremie. Hovedfokus i denne analysen vil være på β .

Ved bruk av minste kvadraters metode regresjonsanalyser antar en at dataseriene hver for seg er stasjonære. Det innebærer at prosessen som generer dataene er stabil over tid, for eksempel at de har konstant gjennomsnitt og varians, med eller uten en deterministisk trend. Dersom dette ikke er tilfelle vil en få problemer med statistisk inferens siden de kritiske verdiene for t- og F-tester øker med antallet observasjoner (Phillips, 1986). Om en serie er stasjonær eller ikke-stasjonær er viktig fordi det kan påvirke dens utvikling og egenskaper sterkt. Et sjokk i en stasjonær serie i periode t vil få mindre betydning i periode t+1, enda mindre betydning i t+2 og så videre, til det gradvis dør ut. Et sjokk i en ikke-stasjonær serie vil imidlertid være evigvarende i den forstand at det ikke vil få mindre

²⁶ Dette gir en helt nøyaktig sammenheng mellom rentedifferanse og utviklingen i valutakurs som teorien predikerer. For lave renter er $i \approx \ln(1+i)$.

betydning i t+1, t+2, osv. enn det fikk i periode t. Bruk av ikke-stasjonære data kan føre til spuriøse regresjoner, det vil si at en regresjon på to serier gir inntrykk av å være ”god”, for eksempel ved signifikante estimat av koeffisientene, mens det egentlig ikke er noen sammenheng mellom seriene (Books, 2002). En ikke-stasjonær serie innebærer at serien har en unit root.

4.2 Paneldataanalyse

Ved å utvide testen av udekket renteparitet ved bruk av paneldatametoder er det mulig å teste hvorvidt udekket renteparitet holder for Norge mot de andre landene sett under ett, man får én felles $\bar{\pi}$ for hele utvalget, ikke bare for hvert enkelt land slik det blir med enkel OLS-estimering. Datasettet får da en tverrsnittsdimensjon i tillegg til tidsdimensjonen. Dette øker utvalgets størrelse, slik at estimatene blir sikrere. Hovedfordelen med paneldata er at vi kan tillate en rikere feilleddsstruktur med tids- og landspesifikk uobserverbar heterogenitet (Maddala, 2001).

En paneldataregresjon skiller seg fra en vanlig tidsserie som gjennomgått over, med at den har dobbel fotskrift på sine variabler. For vår del innebærer det at vi vil teste følgende modell:

$$(s_{jt+1} - s_{jt}) = \alpha + \beta(i_t^h - i_{jt}^u) + \varepsilon_{jt} \quad (24)$$

der j representerer landene vi har med i analysen.

Vi bruker en ”fixed effects”-modell som er den mest vanlige modellen å bruke ved paneldata.

4.3 Test for stasjonaritet

Vi tester for stasjonaritet ved bruk av (augmented) Dickey-Fuller-tester for unit root. En tidsserie er altså stasjonær dersom den har en deterministisk trend som dominerer serien slik at vi får tilbakevending til trend. Krav til at en serie skal være stasjonær er at den for alle t og t-s:

- 1) har konstant gjennomsnitt,
- 2) har konstant varians, og at
- 3) avhenger kovariansen bare av periodelengden vi ser på (t-s) (ikke når perioden begynner eller slutter).

Dickey-Fuller-testen (DF) bruker ligningen²⁷:

$$\Delta y_t = \mu + \delta t + (\gamma - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (25)$$

for å teste for stasjonaritet. Den har som nullhypotese $\rho = 0$ og alternativhypotese $\rho \neq 0$, der $\rho = (\gamma - 1)$. $\rho = 0$ innebærer at $\gamma = 1$ og dermed ikke-stasjonaritet, og $\rho \neq 0$ innebærer stasjonaritet. Nullhypotesen sier altså at tidsserien er ikke-stasjonær.

Testen kan foretas med konstant (μ) og trend (δ), med konstant ($\delta = 0$) eller ingen av delene ($\mu = \delta = 0$). Sistnevnte innebærer at vi tester om serien følger en ”random walk”. Konstant og tidstrend tas med av hensyn til alternativhypotesen om stasjonaritet. Jo flere deterministiske ledd som inkluderes i testen, jo høyere blir kritisk verdi (τ), $\tau < \tau_\mu < \tau_\delta$. Vi tester trinnvis:

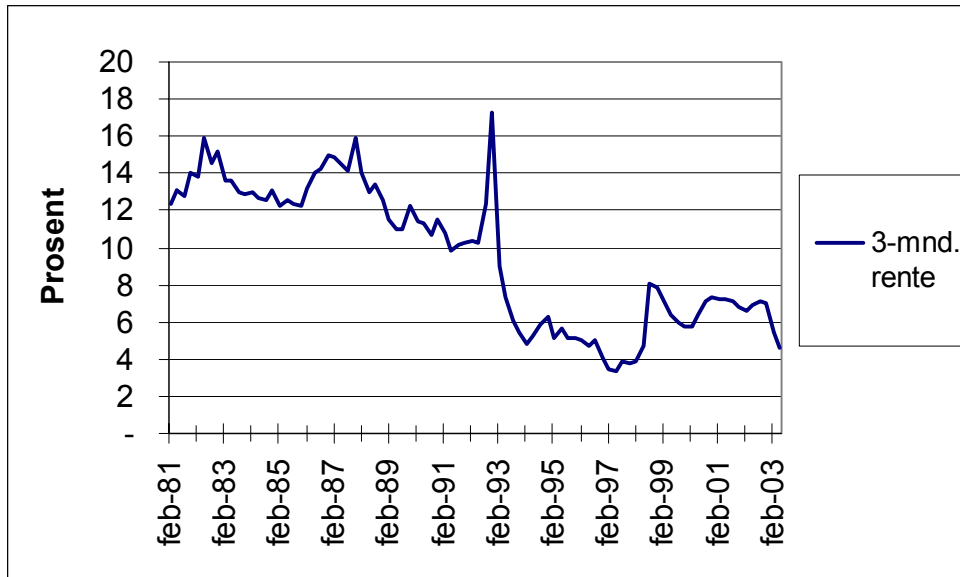
- 1) Med konstant og trend.
- 2) Med konstant.
- 3) Ingen av delene (random walk).

Dersom stasjonaritet fastslås i 1) eller 2) slår en seg til ro med det.

I utgangspunktet høres det litt meningsløst å snakke om trend i renteserier. Renter beveger seg jo opp og ned over tid i motsetning til andre makroøkonomiske variabler som for eksempel bruttonasjonalprodukt og priser som stort sett bare øker og øker over tid. Men siden vi her tar et relativt kort utsnitt av historien kan det ha noe for seg. Spesielt siden man i flere av de landene vi her ser på har gått fra et høy inflasjon/høy renteregime til et lav inflasjon/lav renteregime fra

²⁷ Fremstillingen av DF- og ADF-tester er i hovedsak basert på Brooks (2000).

begynnelsen av 1980-årene og fram til i dag, kan det være grunnlag for å sjekke stasjonaritetsegenskapene også med trend. Av figur 6 som viser utviklingen i norsk 3-måneders pengemarkedsrente fra 1981, ser vi klart en fallende tendens i rentenivået gjennom perioden.



Figur 6: Norsk 3-måneders pengemarkedsrente.

Testen forutsetter at feilleddet, ε_t , er hvit støy. Det vil si at forventningen til feilleddet er null, variansen er konstant og feilleddene er ukorrelerte. Det er imidlertid en fare for at dette ikke er tilfelle, men at feilleddene er autokorrelerte. Vi kan da tro at serier er stasjonære siden vi ser bort fra DF-autokorrelasjon. For å ta hensyn til dette innfører vi lag i testen, og tester ved hjelp av ”augmentet” Dickey-Fuller-test (ADF) følgende sammenheng:

$$\Delta y_t = \mu + \delta t + (\gamma - 1)y_{t+1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (26)$$

der p er antall lag. Ved å innføre lag til Δy_t fanger en opp de mulige dynamiske strukturene som kjennetegner den avhengige variabelen, og sikrer seg dermed at ε_t ikke er autokorrelert.

En vanlig måte å utføre denne testen på er å starte med mange lag, for så å gå nedover til siste signifikante lag (5-10%-signifikansnivå). Et felles problem for DF- og ADF-tester er at de har lav teststyrke. For ADF-tester opplever man en tendens til at få (mange) lag gir for mye (lite)

stasjonaritet. Den trinnvise måten å teste for stasjonaritet på innebærer imidlertid muligheten for å akkumulere Type I-feil ved hvert trinn i prosessen. På den annen side innebærer metoden en viss form for kompensasjon for den relativt lave styrken til en standard ADF-test (King, 1986).

4.4 Test for kointegrasjon

Ikke-stasjonære variabler kan imidlertid brukes i en OLS-regresjon dersom de er kointegrerte (King, 1996). Hvis x_t og y_t begge er ikke-stasjonære, I(1) (integrert av første orden), serier, men har en felles stokastisk trend, vil denne kansellere når vi ser på den lineære kombinasjonen $y_t = \beta x_t + \varepsilon_t$. Feilledet ε_t vil dermed ha en lavere integrasjonsorden, nemlig I(0), og altså være stasjonært. Vi sier da at y_t og x_t er kointegrert med kointegrasjonsvektoren $[1, -\beta]$, som da blir å forstå som en langtidssammenheng. Kointegrasjon er altså en langsiktig korrelasjon mellom to eller flere serier. Selv om serier er fullstendig ukorrelerte på kort sikt, kan de være kointegrerte.

Standardtesten for kointegrasjon er Johansen-testen. Denne testen bygger på forholdet mellom en matrises rang og dens unit root-egenskaper. Den tester restriksjonene kointegrasjon legger på en vektor autoregresjon (VAR) modell²⁸:

$$y_t = \mu + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (27)$$

hvor y_t er en vektor av variabler i k dimensjoner som antas å være I(1) serier, A_i , $i=1, \dots, p$ er koeffisientmatrisen, og ε_t er en vektor av residual i k dimensjoner. Ved å trekke fra y_{t-1} fra begge sider av (27) får vi:

$$\Delta y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (28)$$

hvor

²⁸ Gjennomgangen er basert på Wang (2003).

- $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$
- $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$, og
- $I =$ identitetsmatrisen

Fra ligning (28) ser vi at det bare er ett ledd, Πy_{t-1} , som er på nivåform. De andre leddene er på differanseform og er $I(0)$. Disse leddene representerer korttidssammenhengen, mens leddet Πy_{t-1} representerer langtidssammenhengen. Kointegrasjon avhenger fullt og helt av egenskapen til matrisen Π . Bortsett fra dersom y_t er stasjonær, må leddet Πy_{t-1} være enten $I(0)$ eller null. Det er tre mulige situasjoner:

- (1) $\Pi = \alpha\beta'$ har mindre enn full rang, $0 < r < k$, r vil da være antall kointegrasjonsvektorer;
- (2) $\Pi = \alpha\beta'$ har en rang på null; og
- (3) $\Pi = \alpha\beta'$ har full rang.

Situasjon (1) innebærer at både α og β er $k \times r$ matriser med rang r . Det er da r kointegrasjonsvektorer $\beta' y_t$ som er stasjonære $I(0)$ serier. Det er det samme som at det er r felles trender i y_t og dermed en langsiktig sammenheng i y_t eller en del av y_t : variablene i kointegrasjonsvektoren vil ikke avvike fra hverandre over tid. $\beta' y_t$ er også feilkorreksjonsledd som innebærer at individuelle avvik fra likevekt blant variablene i kointegrasjonsvektoren etter hvert vil komme tilbake til likevekt. Dette er en dynamisk justeringsprosess som kalles feilkorreksjons-mekanisme (ECM). Ligning (28) kalles derfor VAR med ECM. Situasjon (2) innebærer at det ikke er noen kointegrasjon i y_t , og leddet Πy_{t-1} forsvinner fra (28). Vi har da en modell på førstedifferanseform uten noen langtidssammenheng. I situasjon (3) vil alle elementene i y_t være stasjonære.

Johansen-testen kalkulerer egenverdier²⁹ for Π gjennom maksimering. Deretter tester en disse egenverdiene ved hjelp av en Trace-test. Denne testen har som H_0 at det ikke er mer enn r

²⁹ Egenverdi (eigen value) er et korrelasjonsmål.

kointegrasjonsvektorer mot H_{alt} at det er mer enn r kointegrasjonsvektorer. Vi forkaster hypotesen om r eller færre kointegrasjons-vektorer dersom testverdien er høyere enn kritisk verdi (Greene, 2000).

4.5 Beregning av meravkastning

For å finne ut av hvilke perioder det har vært lønnsomt å foreta plasseringer eller ta opp lån i utenlandsk valuta, ser vi meravkastningen.

$$\text{Meravkastning} = \left(\frac{X}{S_t} \times (1 + i_u) \times S_{t+1} - X \right) \times \left(\frac{100\%}{X} \right) - i_t^h \quad (29)$$

Ligning (29) viser hvordan meravkastningen er beregnet for en plassering i utenlandsk valuta. X er investert beløp i norske kroner. (X/S_t) er investert beløp i utenlandsk valuta. Ved å multiplisere dette med $(1 + i_u)$ får vi beløpet ved periodens slutt i utenlandsk valuta. Når vi så multipliserer dette med neste periodes valutakurs, S_{t+1} , finner vi hvor mye vi sitter igjen med i norske kroner etter å ha plassert beløpet i utenlandsk valuta. Vi trekker så fra det investerte beløpet for å finne avkastningen i norske kroner. For å finne avkastningen i prosent multipliserer vi dette beløpet med $(100\%/X)$. Dette gir oss altså den prosentvise avkastningen av å foreta en plassering i utenlandsk valuta i periode t . For å finne meravkastningen ved denne plasseringen trekker vi fra avkastningen vi ville oppnådd ved en tilsvarende plassering i Norge (i_h). Positiv (negativ) meravkastning innebærer altså at det har vært lønnsomt å foreta en plassering (ta opp lån) i utenlandsk valuta. Vi ser da bort fra differansen mellom innskudds- og utlånsrenter (spreaden). I praksis vil meravkastning omkring null bli spist opp av denne differansen, slik at lønnsomheten av plassering (lån) i utenlandsk valuta forsvinner, jfr. innaktivitetsbåndet i figur 3.

Vi beregner også den akkumulerte avkastningen gjennom hele perioden. Dette gjøres ved å summere de kvartalsvise meravkastningene som oppnås ved å foreta en plassering ved inngangen til hvert kvartal som gjøres opp ved kvartalets slutt, for så å gjenta dette med samme inngangsbeløp hvert kvartal. Denne ikke-veldig-sannsynlige investeringsstrategien er valgt for på best mulig måte å få fram tendensene i meravkastningen, altså om det er en retning i

meravkastningen over flere observasjoner selv om de kvartalsvise meravkastningene kan variere mellom å være positive og negative. Ved å bruke et aritmetisk gjennomsnitt på denne måten går vi imidlertid glipp av rentesrenteeffekten som et geometrisk gjennomsnitt ville gitt oss.

4.6 Data

For å holde datamengden på et håndterlig nivå har vi valgt å bruke kvartalsvise observasjoner av valutakurser og renter. Utvalget er tatt fra siste handledag i månedene februar, mai, august og november i årene 1981-2003, og løper altså fra og med februar 1981 til og med mai 2003. For Danmark og Sverige løper utvalget fra henholdsvis august 1985 og februar 1987 siden det ikke har vært mulig å få tak i rentedata fra før disse tidspunktene.

Valutakursene er hentet fra Norges Banks hjemmeside, og er spotkurs for norske kroner mot de andre valutaene. Disse seriene starter i desember 1980, og det er grunnen til at analysen starter i 1981.

Rentene vi bruker er middelnivået av tre-månedersrenter fra eurovalutamarkedet for å sikre at vi bruker sammenlignbare renter. Rentene er i hovedsak hentet fra Thomson Datastream. Men for norske og svenske renter starter ikke disse seriene før 1. april 1997. Norges Bank oppgir imidlertid NIBOR-renter tilbake til 2. januar 1986 på sine hjemmesider, og for årene 1981-1985 har Jan Tore Klovland stilt eurokronerenter til disposisjon. Fra Sveriges Riksbank har vi fått 3-måneders STIBOR-renter fra 1987 og framover. Siden NIBOR- og STIBOR-rentene er utlånsrenter har disse blitt korrigert med halvparten av differansen mellom innskudds- og utlånsrenter (spreaden) for at de skal være sammenlignbare med eurovalutarentene. Rentene i eurovalutamarkedet og pengemarkedsrentene NIBOR og STIBOR er i prinsippet samme typer renter. Nivåforskjeller kan imidlertid oppstå mellom dem på grunn av differansene mellom inn- og utlånsrentene i de forskjellige seriene.

For perioden 1. april 1997 til 16. mai 2003 er gjennomsnittlig avvik mellom korrigert NIBOR- og eurokronerentene for NOK 0,012 prosentpoeng, mens det gjennomsnittlige avviket mellom korrigert STIBOR og eurokronerente for SEK er 0,0096 prosentpoeng. En regresjon for denne

perioden med korrigert NIBOR-rente som avhengig variabel og eurokronerente som forklaringsvariabel gir en β -koeffisient på 1,00430 med et standardavvik på 0,00113. For svenske renter er tilsvarende tall 0,99396 og 0,00227 for samme periode. Begge de korrigerede renteseriene gir altså svært nær en én til én sammenheng med eurokronerentene for den overlappende observasjonsperioden. Det gir oss grunn til å anta at de korrigerede renteseriene er gode erstatninger for eurokronerentene.

5 Test og analyse

5.1 Utviklingen i valutakurs og rentedifferanse

Teorien om udekket renteparitet innebærer altså at den norske kronen skal svekke (styrke) seg i verdi overfor valutaer i perioder hvor rentedifferansen er positiv (negativ). Før vi går nærmere inn på de ulike tidsseriene for endring i valutakurs, rentedifferanser³⁰ og renter, og foretar selve testen av udekket renteparitet, ser vi nærmere på utviklingen i valutakursen og rentedifferansen. Figurene 7 til 13 viser i tillegg til rentedifferanse og valutakursutvikling for de ulike landene, utviklingen i en teoretisk valutakurs: den valutakursen vi ville opplevd dersom udekket renteparitet hadde holdt kvartal for kvartal gjennom hele perioden. Rentedifferansen vises på venstre akse og valutakursutviklingen (faktisk og teoretisk) på høyre akse. Den teoretiske kursen i periode $t+1$, T_{t+1} er beregnet på følgende måte:

$$T_{t+1} = \left(\frac{T_t \times (1 + i_t^h)}{1 + i_t^u} \right), \quad (30)$$

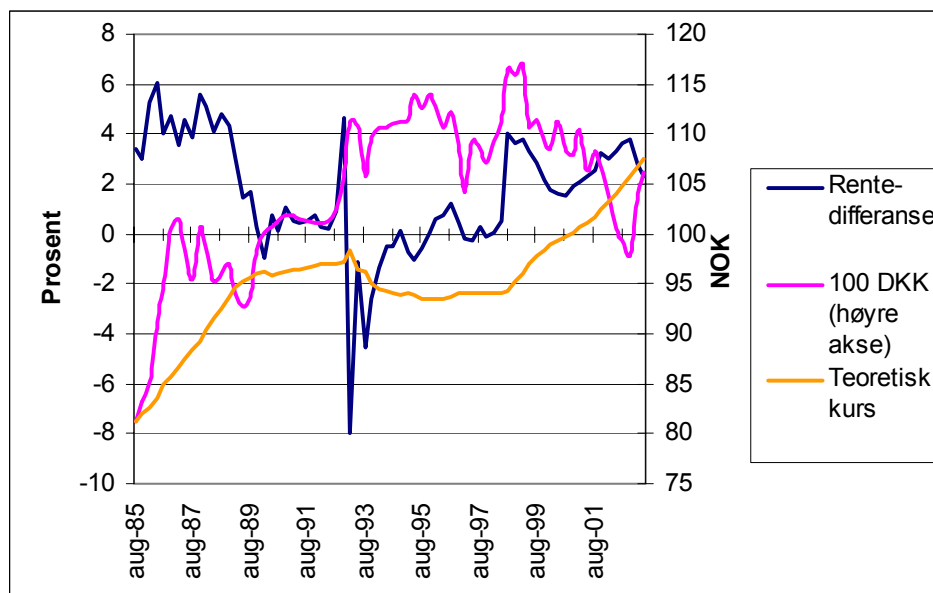
der T_1 er lik valutakursen for de forskjellige landene siste handledag i februar 1981. I forhold til udekket renteparitet er det stigningen for de to valutakursseriene i figurene som må være (tilnærmet) lik for at teorien skal holde. Det innebærer at selv om det er et avvik mellom seriene, vil udekket renteparitet holde i perioder hvor avviket er stabilt.

Vi ser at rentedifferansen (jevnt over) er positiv overfor Danmark, Japan, Sveits, Tyskland/eurolandene og USA, mens den i lengre perioder er negativ overfor Storbritannia og Sverige. Trenden til valutakursutviklingen for Japan, Sveits, Tyskland/eurolandene³¹ og tildels for Danmark, peker i den retning som udekket renteparitet tilsier; positiv rentedifferanse innebærer svekkelse av den norske kronen. For Storbritannia, Sverige og USA er det ikke mulig å se noen særlig sammenheng mellom rentedifferanse og valutakursutvikling.

³⁰ Rentedifferansene er på annualisert form.

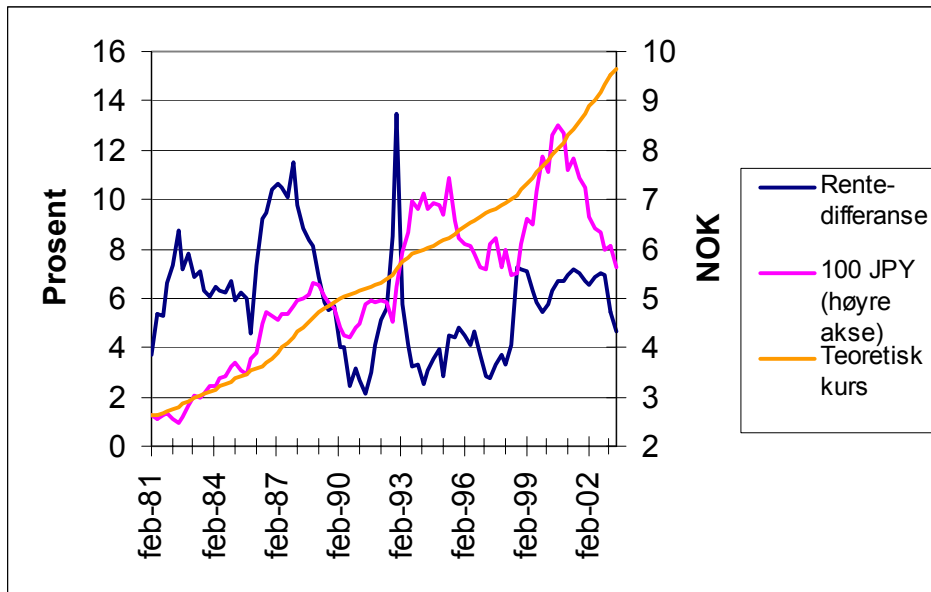
³¹ Verdien av tyske mark etter innføringen av euro viser kursutviklingen for euro, omregnet til tyske mark slik kursen mellom dem var på innlåsingstidspunktet

Seriene for den teoretiske kursen viser altså hvilket nivå valutakursen ville vært på dersom udekket renteparitet holdt i hvert kvartal i perioden, for eksempel for Japan innebærer det at kursen ved perioden slutt ville vært på omlag 9,40 kroner, mot den faktiske kursen på omlag 5,60 kroner. Det er imidlertid viktig å være oppmerksom på at utviklingen i den teoretiske kursen kan bli svært påvirket av utgangsverdien på valutakursen. Dersom vi hadde begynt serien i 1985 ville den teoretiske verdien for amerikanske dollar ved periodens slutt vært på over 16 kroner, mens den nå viser i underkant av 10 kroner.



Figur 7: Rentedifferanse og valutakursutvikling - Danmark.

Vi ser at det nominelle kursnivået for alle land ved periodens slutt er lavere enn den teoretiske. For Danmarks del er differansen riktignok minimal (omlag 75 øre), og dette er også det eneste tilfellet hvor den nominelle kursen ligger over den teoretiske kursen gjennom tilnærmet hele perioden, jfr. figur 7. Dette kan forklares ved at starttidspunktet for Danmark inntreffer kort tid før devalueringen i 1986. En får dermed ikke med seg en mulig positiv rentedifferanse før denne tid som til en viss grad kunne ha nøytralisert virkningen av devalueringen, i form av at spriket mellom faktisk og teoretisk kurs ville vært mindre etter devalueringen enn det nå er.



Figur 8: Renteforhold og valutakursutvikling - Japan.

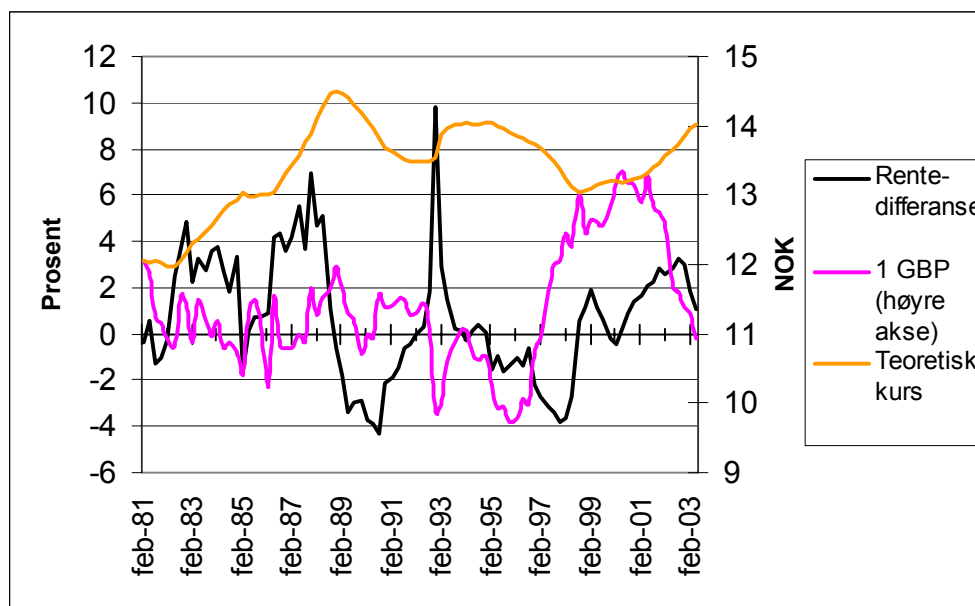
Valutakursene for japanske yen, britiske pund og amerikanske dollar er i 2000 alle omtrent på nivå med den teoretiske kursen, men veien mot at de to seriene for disse tre landene møtes, har vært svært ulik, jfr. figur 8, 9 og 13.

Danske kroner har hatt en stigende trend i verdi mot norske kroner fra 1985 og fram til 1999, jfr. figur 7. Dette skyldes særlig devalueringen i 1986, framkøblingen fra ECU i 1992 og depresieringen i 1998. Den ”flate” perioden på begynnelsen av 1990-årene er fra kronens ECU-tilknytning. Vi ser at renteforholdene her er svært lave, i motsetning til i perioden før tilknytningen, noe som tilsier en tro på at valutakursene vil være stabile. Høsten 1992 økte renteforholdet kraftig på grunn av kraftig press på den norske kronen, mens den ble negativ vinteren og våren 1993 da den danske kronen kom under press. Etter den tid har valutakursen vært relativt stabil og fluktuert rundt 110, men med svakt stigende tendens fram til 1999 og noe kraftigere fallende tendens deretter. De siste årene har altså den norske kronen styrket seg ganske kraftig, samtidig som renteforholdet har vært positivt, stikk i strid med teorien om udekket renteparitet.

Verdien på japanske yen har økt kraftig mot norske kroner siden begynnelsen av 1980-årene. Mens man da måtte betale om lag 2 kroner for 100 yen, må vi nå betale nærmere 6 kroner i dag, etter at kursen var over 8 kroner i 2000, jfr. figur 8. I løpet av 1980-årene økte yen-kursen jevnt og trutt. Rundt 1990 begynte kursen å bli mer volatil, og utover i perioden har denne volatiliteten bare økt. Utviklingen domineres av to bratte stigninger i forbindelse med den norske ECU-fracoblingen i 1992 og fra valuta-uroen i 1998, og to nesten tilsvarende kraftige fall fra 1995 til 1997 og fra 2000 til ut perioden. Samtidig som japanske yen stort sett har styrket seg, har rentedifferansen vært positiv over hele tidshorisonen. Den har variert fra ned mot 2 til nærmere 14 prosentpoeng, men har stort sett variert mellom 4 og 8 prosentpoeng.

Vi ser av figuren at de to valutakursseriene har fulgt hverandre rimelig bra for Japan, med små avvik i forhold til for de andre landene, før de brått skiller lag i 2001 og gapet mellom dem blir stort ved utgangen av perioden. Dette innebærer at udekket renteparitet har holdt rimelig bra på sikt, og rentedifferansen har dermed gitt en rimelig god pekepinn på kursutviklingen mellom kroner og yen, i hvert fall fram til 2001. Jevnt over har det altså over lengre perioder verken gitt noe særlig tap eller gevinst å ta opp lån eller foreta plasseringer i japanske yen.

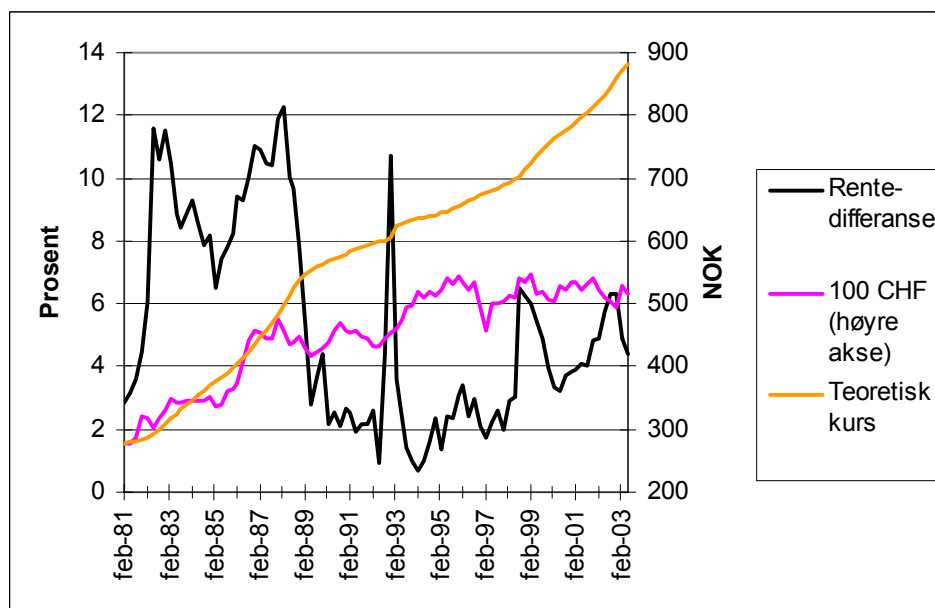
Kursen på britiske pund har vært relativt stabil over perioden, særlig var dette gjeldene fram til begynnelsen av 1990-årene da kursen beveget seg omkring 11 kroner, jfr. figur 9. Etter den tid har kursen svingt til både høyere og lavere nivå. Etter en svekkelse i midten av 1990-årene var den under 10 kroner, mens en kraftig styrking av pundet fra 1997 til 2000 brakte den over 13 kroner. Deretter har pundet igjen svekket seg, og ved siste observasjon er kursen noe lavere enn ved første observasjon, og er igjen på omlag 11 kroner.



Figur 9: Rentefor forskjell og valutakursutvikling - Storbritannia.

Rentefor forskjellen mot britiske pund varierer mellom positiv og negativ over ulike delperioder. Bortsett fra et fåtalls observasjoner, er den positiv gjennom nesten hele 1980-årene, fra 1992 til og med 1994 og fra midten av 1998 til i dag. Rentefor forskjellen er negativ i forkant av og under den norske ECU-tilknytningen (som også britiske pund da tok del i) fra slutten av 1980-årene til og med 1991 og fra 1995 til våren 1998. I årene etter innføringen av et de facto inflasjonsmål i Norge i 1999 har rentefor forskjellen vært relativt liten sett i forhold til årene før, da renten ble brukt som et virkemiddel for å styre kronkursen.

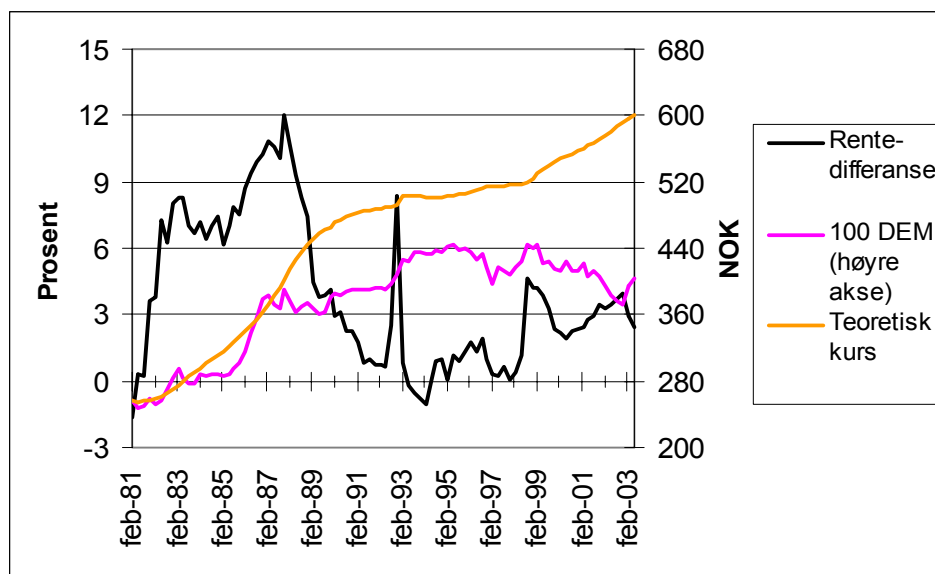
Vi ser at verdien av britiske pund var markert lavere enn den teoretiske verdien helt fram til pundet brått begynte å stige i verdi i 1996. I løpet av 1999 hadde pundet tilnærmet ”tatt igjen” den teoretiske verdien. Så fulgte de hverandre rimelig tett før kronen startet sin appresiering i 2001, og perioden ender med et stort gap mellom seriene.



Figur 10: Rentedifferanse og valutakursutvikling - Sveits.

Kursen for sveitsiske franc har økt jevnt og trutt i perioden. Devalueringen i 1986 og frakoblingen fra ECU i 1992 har ikke uventet bidratt særlig til dette, jfr. figur 10. Fra midten av 1990-årene har utviklingen vært relativt stabil, også i 2001-2002 da kronen styrket seg kraftig mot andre valutaer, jfr. tabell 1. Rentedifferansen har vært positiv i hele perioden. Den var særlig høy i 1980-årene, mens den var lav før og under ECU-tilknytningen og i 1993-98.

Figurene 10 og 11 viser at verdiutviklingen for sveitsiske franc og tyske mark fulgte hverandre ekstremt tett mot norske kroner gjennom 1980-årene, og gjenspeiler Sveits' mål om å holde kursen mellom sveitsiske franc og tyske mark stabil. De teoretiske og faktiske kursene for de to landene følger også hverandre tett fram til 1987. Differansen mellom dem er relativt stabile for begge landene fram til midten av 1990-årene. For Sveits begynner differansen å øke fra 1997, mens den for alvor begynner å øke for Tyskland etter innføringen av euro i 1999. Fram mot 2000 er variasjonene mellom valutakursene for de to landene mot norske kroner litt større, før utviklingen da skiller lag. Sveitsiske franc holder seg relativt stabilt i verdi mot kronen, mens euroen faller til begynnelsen av 2003.

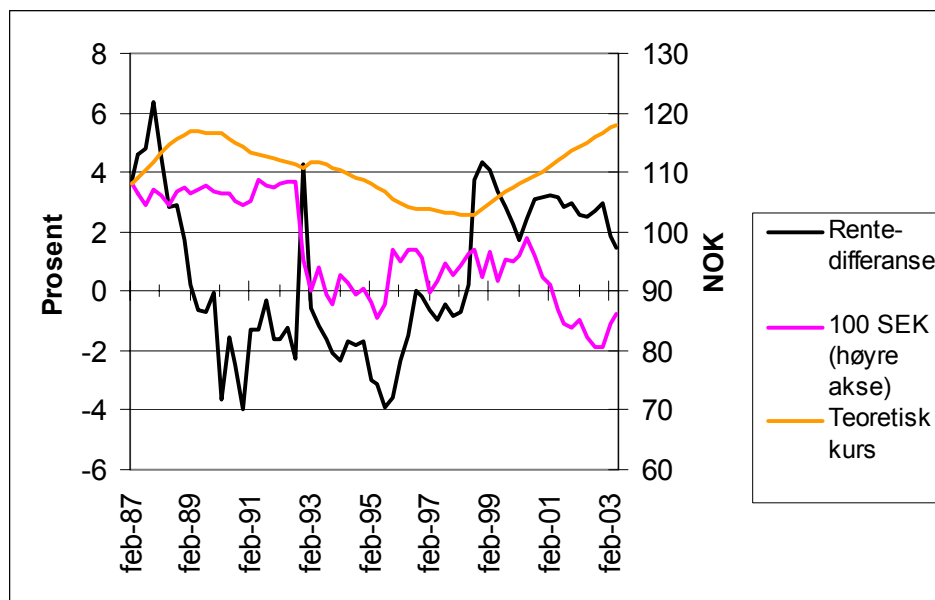


Figur 11: Rentedifferanse og valutakursutvikling - Tyskland/eurolandene.

Utviklingen i verdien for tyske mark/euro er spesielt interessant siden Tyskland har hatt en dominerende plass i de ulike fastkurssystemene og kursmålene den norske kroner har vært styrt mot i perioden. Av figur 11 ser vi at tyske mark jevnt over økte i verdi mot norske kroner til midten av 1990-årene. Etter den tid svingte verdien en del før den svekket seg noe, særlig etter innføringen av euro. Etter perioder med sterk uro omkring den norske kronen, som devalueringen i 1986 og frikoblingen fra ECU i 1992, har verdien av tyske mark etablert seg på nye, høyere nivåer mot norske kroner. Differansen mellom norske og tyske renter har stort sett vært positiv i hele perioden. Gjennom store deler av 1980-årene var rentedifferansen svært høy. Mot slutten av tiåret falt den kraftig, og dette fallet fortsatte etter den norske bindingen til ECU fra 1990. Bortsett fra en kraftig økning i forkant av frakoblingen fra ECU i desember 1992, var rentedifferansen relativt lav gjennom 1990-årene fram til valuta-uroen sommeren 1998. Etter den tid har den ligget relativt stabilt mellom 2 og 4 prosentpoeng.

Renteserien for Sverige begynner først i 1987, og rentedifferansen var positiv de to første årene, jfr. figur 12. Deretter var den, med få unntak, negativ helt fram til 1998. Etter den tid har den vært positiv. Verdien av svenske kroner var svært stabil fram til angrepene på ECU-systemet i 1992, da svenske kroner falt kraftig i verdi, også mot norske kroner som også ble svekket i samme dragsuget. Bortsett fra et fåtalls større endringer, var kursutviklingen relativt stabil fram

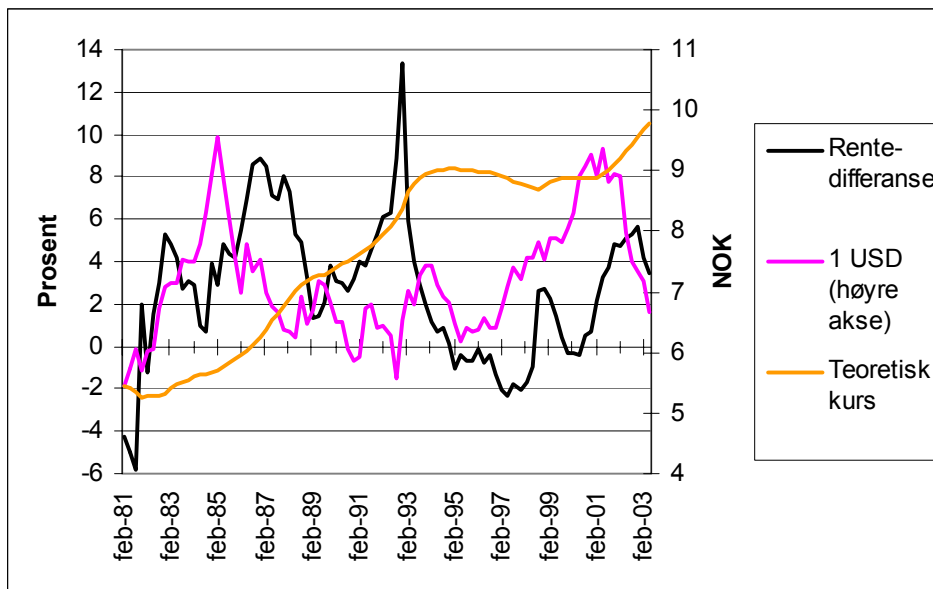
til 2000, men med en svakt stigende trend. Høsten 1995 styrket den svenske kronen seg kraftig, mens den svekket seg nesten tilsvarende vinteren 1997. Etter 2000 har også den svenske kronen falt kraftig i verdi mot den norske, men styrket seg noe igjen i inneværende år.



Figur 12: Rentedifferanse og valutakursutvikling - Sverige.

Den faktiske utviklingen i verdien for svenske kroner ligger under den teoretiske verdien for hele perioden. Bortsett fra det kraftige fallet i 1992 følger de to seriene hverandre rimelig bra til 2000, da de også for Sverige for alvor skiller lag.

Rentedifferansen overfor USA har stort sett vært positiv hele perioden. Bare i 1981 og en periode fra 1995 til våren 1998 var den negativ. Over perioden har dollaren gått gjennom to delperioder med kursstigninger på omlag 50 prosent, fra omkring 6 kroner til over 9 kroner (1981-1985 og 1997-2000) påfulgt av kursfall omtrent til nivået før stigningene startet (1986-1988 og 2001 til i dag). Mellom 1988 og 1997 beveget dollarkursen seg innenfor et mye smalere bånd, selv om kurssvingningene også da var relativt store. Bare i en delperiode på omlag halvannet år i forkant av kursstigningen som startet i 1997 var dollarkursen stabil over et lengre tidsrom.



Figur 13: Rentedifferanse og valutakursutvikling - USA.

Utviklingen for USA, jfr. figur 13, er atypisk i den forstand at verdien på amerikanske dollar er tildels mye høyere enn den teoretiske verdien en lengre delperiode, fram til 1987, før forholdet så snur til 2000. I 2002 skiller de på ny for alvor lag, og ender også opp med et stort gap mellom dem ved periodens slutt.

Noe av differansene mellom utviklingen i faktisk og teoretisk valutakurs for de forskjellige landene kan nok forklares ved risiko- og likviditetspremier, særlig i forhold til de største landene. Disse premiene har trolig variert mellom land og over tid, men differansene i seriene er så vidt store og ikke minst varierende at det også må være andre faktorer som spiller inn. Særlig gjelder dette for fri flyt-perioden fra 1999 da gapet mellom seriene vokser kraftig for alle landene. Tilstedeværelsen av slike premier harmonerer imidlertid dårlig med utviklingen for japanske yen, sveitsiske franc og tyske mark på begynnelsen av 1980-årene da faktisk og teoretisk kurs følger hverandre tildels veldig tett.

5.2 Test av stasjonaritet og kointegrasjon

Før vi foretar selve testen av udekket renteparitet tester vi stasjonaritetsegenskapene til seriene i tråd med gjennomgangen i forrige kapittel³². Resultatene for seriene med valutakursendringer er vist i tabell 2 og viser testverdiene for (augmented) Dickey-Fuller-tester for unit root. For testverdi $>$ kritisk verdi forkaster vi H_0 om ikke-stasjonaritet.

Antall lag	5	4	3	2	1	0
Danmark	-4,670***	-4,995***	-4,418***	-4,606***	-5,906***	-7,775***
Japan	-3,574**	-4,259***	-4,310***	-4,366***	-5,651***	-8,289***
Storbritannia	-3,303*	-4,076***	-4,248***	-5,182***	-6,899***	-11,036***
Sveits	-4,276***	-3,657**	-4,772***	-5,477***	-7,682***	-9,230***
Sverige	-3,838**	-4,319***	-3,586**	-4,070**	-6,424***	-8,107***
Tyskland/ eurolandene	-4,369***	-4,370***	-4,800***	-4,837***	-6,712***	-8,312***
USA	-3,755**	-4,067**	-4,311***	-4,678***	-6,012***	-8,821***

Tabell 2: Valutakursendringer: T-verdier, (augmented) Dickey-Fuller-test for unit root.

***, ** og * i tabellene 2, 3 og 4 innebærer at vi kan forkaste H_0 om ikke-stasjonaritet på henholdsvis 1-, 5- og 10-prosents signifikansnivå.

Tabell 2 viser at alle seriene for valutakursendringer er stasjonære, uavhengig av antall lag. Det er ikke uventet siden disse seriene er på differanseform. Siden stasjonaritet er så entydig fastslått i testen med konstant og trend, tester vi ikke med konstant og uten konstant og trend ("plain").

Tabell 3 viser testverdiene for (augmented) Dickey-Fuller-tester for unit root for seriene med

³² Seriene som testes er de vi bruker i regresjonsanalysene, altså av kvartalsvise observasjoner.

rentedifferanser³³. Som vi ser av tabellen spriker resultatene for rentedifferansene, både med hensyn til testmetode og mellom land. For testen med konstant og trend ser vi at ADF-testen med få unntak ikke påviser stasjonaritet for noen av seriene, bortsett fra for USA, mens DF-testen indikerer stasjonaritet for flere land. Disse seriene er dermed sensitive for inkluderingen av lag i testen, og er dermed trolig preget av autokorrelasjon. Ved å teste med konstant finner vi at også seriene for Japan og Storbritannia er stasjonære, mens utelatelse av både konstant og trend indikerer at den svenske serien også er stasjonær.

	Konstant og trend	Konstant	”Plain”
Rentedifferanse DKK (5)	-1,749	-1,912	-1,673*
(4)	-2,048	-2,198	-1,920*
(3)	-2,188	-2,360	-2,115**
(2)	-1,973	-2,094	-1,811*
(1)	-2,047	-2,113	-1,745*
(0)	-3,833**	-3,862***	-3,163***
Rentedifferanse JPY (5)	-2,830	-2,727	-1,028
(4)	-3,270*	-3,097**	-1,089
(3)	-3,015	-2,846**	-0,987
(2)	-3,046	-2,845**	-0,918
(1)	-3,098	-2,929**	-0,995
(0)	-3,198*	-2,997**	-0,939
Rentedifferanse GBP (5)	-2,794	-2,729*	-2,617***
(4)	-3,167*	-3,001*	-2,835***
(3)	-3,117	-2,964**	-2,794***
(2)	-3,130	-3,017**	-2,864***
(1)	-2,742	-2,704*	-2,597**
(0)	-3,238*	-3,183**	-3,059***
Rentedifferanse CHF (5)	-2,111	-2,031	-1,398

³³ Rentedifferanse = $\ln(1+\text{norsk rente}) - \ln(1+\text{utenlandsk rente})$.

(4)	-2,743	-2,063	-1,060
(3)	-2,964	-2,192	-1,049
(2)	-2,837	-2,114	-0,970
(1)	-2,993	-2,306	-1,077
(0)	-2,965	-2,342	-1,104
Rentedifferanse SEK (5)	-2,824	-1,894	-1,924*
(4)	-3,134	-2,204	-2,259**
(3)	-3,371*	-2,629*	-2,703***
(2)	-2,622	-2,187	-2,236**
(1)	-2,414	-2,089	-2,130**
(0)	-2,655	-2,462	-2,468**
Rentedifferanse DEM/EUR (5)	-1,975	-1,572	-1,247
(4)	-2,681	-1,926	-1,304
(3)	-2,535	-1,777	-1,158
(2)	-3,061	-2,016	-1,127
(1)	-2,864	-1,941	-1,075
(0)	-3,293*	-2,340	-1,278
Rentedifferanse USD (5)	-2,831	-2,582	-1,629*
(4)	-3,426*	-3,083**	-1,915*
(3)	-2,633	-2,505	-1,696*
(2)	-3,795**	-3,430**	-2,022**
(1)	-3,234*	-3,022**	-1,851*
(0)	-3,078	-2,955**	-1,932*

Tabell 3: Rentedifferanser (antall lag i parentes): T-verdier, (augmented) Dickey-Fuller-test for unit root.

For alle landene, bortsett fra Sveits og Tyskland/Euro, er altså rentedifferansene trolig stasjonære på minimum 10-prosent signifikansnivå for minst en av testmetodene med lag. For landene hvor rentedifferansen er ikke-stasjonær må vi være ekstra forsiktig med tolkningen av resultatene for testen av udekket renteparitet siden vi da foretar en regresjon mellom en I(0) (stasjonær) serie og en I(1) (ikke-stasjonær) serie.

	Trend og konstant	Konstant	”Plain”
Rente NOK (5)	-2, 066	-1, 231	-1, 591
(4)	-2, 505	-1, 166	-1, 285
(3)	-2, 481	-1, 176	-1, 286
(2)	-2, 765	-1, 195	-1, 150
(1)	-2, 872	-1, 318	-1, 175
(0)	-3, 153	-1, 446	-1, 112
Rente DKK (5)	-2, 174	-0, 804	-1, 344
(4)	-2, 791	-1, 112	-1, 210
(3)	-3, 157	-1, 068	-0, 974
(2)	-2, 804	-1, 004	-1, 018
(1)	-2, 455	-0, 988	-1, 143
(0)	-3, 329*	-1, 626	-1, 174
Rente JPY (5)	-2, 930	-1, 310	-1, 589
(4)	-2, 751	-0, 955	-1, 305
(3)	-2, 588	-1, 157	-1, 538
(2)	-2, 138	-1, 032	-1, 653*
(1)	-1, 981	-1, 007	-1, 740*
(0)	-1, 701	-1, 239	-2, 285**
Rente GBP (5)	-2, 546	-1, 361	-1, 408
(4)	-2, 979	-1, 785	-1, 517
(3)	-2, 609	-1, 688	-1, 684*
(2)	-2, 429	-1, 410	-1, 502
(1)	-2, 334	-1, 139	-1, 300
(0)	-2, 525	-1, 312	-1, 306
Rente CHF (5)	-1, 751	-0, 918	-0, 964
(4)	-2, 227	-1, 756	-1, 529
(3)	-2, 927	-2, 547	-2, 004**

(2)	-2, 413	-2, 068	-1, 847*
(1)	-2, 370	-2, 131	-2, 045**
(0)	-1, 972	-1, 757	-1, 968**
Rente SEK (5)	-2, 690	-0, 661	-1, 189
(4)	-2, 921	-0, 722	-1, 078
(3)	-3, 289*	-0, 926	-1, 007
(2)	-2, 591	-0, 700	-1, 069
(1)	-2, 720	-0, 908	-1, 091
(0)	-2, 371	-1, 017	-1, 304
Rente DEM/ EURO (5)	-2, 250	-1, 688	-1, 165
(4)	-2, 779	-2, 217	-1, 338
(3)	-2, 419	-1, 945	-1, 329
(2)	-2, 912	-2, 770*	-2, 032**
(1)	-2, 482	-2, 547	-2, 290**
(0)	-2, 832	-3, 211**	-3, 208***
Rente USD (5)	-3, 876**	-2, 468	-2, 013**
(4)	-3, 982**	-2, 763*	-2, 262*
(3)	-2, 509	-1, 441	-1, 644*
(2)	-4, 346***	-3, 669***	-3, 389***
(1)	-3, 613**	-3, 036**	-2, 994***
(0)	-3, 136	-2, 438**	-2, 433**

Tabell 4: Renter (antall lag i parentes): T-verdier, (augmented) Dickey-Fuller-test for unit root.

Siden teststyrken til ADF-testene er svak, vil vi også teste om det er kointegrasjon mellom den norske og de utenlandske rentene. Kointegrasjon mellom renteseriene vil da indikere en langsiktig sammenheng mellom rentene. Det gir i så fall grunnlag for å tro at rentedifferansen ikke varierer mye sett over tid. For å kunne teste for kointegrasjon mellom renteseriene må vi først teste om de er ikke-stasjonære.

Tabell 4 viser resultatene fra ADF-tester av unit root for renteseriene. Jevnt over er det mindre tegn til stasjonaritet her enn i rentedifferanseseriene. Amerikanske renter er de eneste som testen med konstant og trend indikerer er stasjonære, mens testen uten konstant og trend indikerer at japanske, sveitsiske og tyske/euro renter er stasjonære. Testene gir liten eller ingen indikasjon på at norske, danske, svenske og britiske renter er stasjonære.

Vi tester så for å finne ut om de utenlandske renteseriene er kointegrerte med den norske ved bruk av Johansen-testen. Dersom de er det, er det en langsiktig sammenheng mellom utviklingen i disse rentene. I tabell 5 er resultatene fra kointegrasjonstesten oppsummert. Tabellen viser Trace-verdiene fra testen³⁴.

Land	Testverdi
Danmark	14,61
Japan	11,33
Storbritannia	8,66
Sveits	11,99
Sverige	7,27
Tyskland/eurolandene	15,74
USA	14,48
Kritisk verdi	15,41

Tabell 5: Trace-verdier fra Johansen-test for kointegrasjon.

Resultatene fra Johansen-testen er nedslående med hensyn til kointegrasjon. Testen finner at det bare er for tyske/euro-renter vi kan forkaste H_0 om ingen kointegrasjon, og dermed anta kointegrasjon mellom disse rentene og norske renter. Vi finner altså kointegrasjon selv om norske renter trolig er I(1) og tyske/eurorenter trolig er I(0). Dette skyldes trolig svakheter i ADF-testen

³⁴ ³³Kritisk verdi er for 95% intervall for H_0 : 0 eller færre kointegrasjonsvektorer med "intercept in VAR".

eller Johansen-testen. For alle de andre renteseriene må vi beholde H_0 om ingen kointegrasjon mellom de utenlandske og de norske rentene³⁵.

Testresultatene innebærer altså at vi må være ekstra varsomme i tolkningen av resultatene fra testen av udekket renteparitet, både på grunnlag av ADF-testens svake teststyrke angående rentedifferansene, og på grunnlag av mangelen på kointegrasjon mellom de utenlandske renteseriene og den norske.

5.3 Test av udekket renteparitet

Etter å ha testet renteseriens stasjonaritetsegenskaper og kointegrasjon mellom norske og utenlandske renter, skal vi nå teste om teorien om udekket renteparitet holder for disse seriene. Vi gjennomfører testene i tråd med modellene som er vist over. Resultatene er gjengitt i tabell 6. Den viser de estimerte verdiene av koeffisientene α og β , samt standardavviket og 95 prosenters konfidensintervall for de ulike landene og for landene sett under ett (panel).

Av tabell 6 ser vi at β -estimatene varierer mye, fra ned mot -1 til nærmere 2, mens α -estimatene ligger tett samlet rundt null, og varierer fra omlag -0,02 til 0,01. De store standardavvikene til β -koeffisientene viser at disse estimatene er meget usikre, og gir oss store konfidensintervall. Dette (kan) skyldes at hver av regresjonsanalysene for enkelt landene er foretatt med relativt få observasjoner. Denne antakelsen styrkes av at standardavviket fra paneldataregresjonen er markert lavere enn for landene hver for seg.

³⁵ Vi har også kjørt kointegrasjonstester for seriene med endring i valutakurs og rentedifferansene for de ulike landene. Disse testene viser kointegrasjon for alle landene. Men siden ADF-testene klart indikerer at seriene med endring i valutakursene er stasjonære, $I(0)$, legger vi ikke vekt på dette resultatet.

Land		Regr.parameter	St.avvik	Konfidensintervall
Danmark	β	0,0291	0,5550	[-1,0784 1,1366]
	α	0,0034	0,0039	[-0,0044 0,0111]
Japan	β	1,8099	1,0862	[-0,3491 3,9688]
	α	-0,0179	0,0170	[-0,0518 0,0159]
Storbritannia	β	-0,8306	0,6051	[-2,0333 0,3722]
	α	0,0003	0,0041	[-0,0078 0,0084]
Sveits	β	0,1441	0,4789	[-0,8078 1,0959]
	α	0,0051	0,0073	[-0,0094 0,0196]
Sverige	β	-0,6926	0,6465	[-1,9845 0,5994]
	α	-0,0026	0,0042	[-0,0110 0,0058]
Tyskland/ eurolandene	β	0,4750	0,3470	[-0,2147 1,1646]
	α	0,0005	0,0044	[-0,0082 0,0093]
USA	β	-0,8640	0,7075	[-2,2701 0,5421]
	α	0,0079	0,0074	[-0,0067 0,0226]
Panel	β	-0,0430	0,2406	[-0,5156 0,4297]
	α	0,0037	0,0025	[-0,0012 0,0086]

Tabell 6: Resultater regresjonsanalysen av udekket renteparitet.

I tabell 7 oppgis p-verdiene, altså sannsynlighetene, for at hypotesen om at $\beta = 1$ er sann og for at hypotesene om at $\beta = 0$ og $\alpha = 0$ er sanne (hypotesene er testet hver for seg). $P(\beta = 1)$ er fra en F-test av hypotesen, mens $P(\beta = 0)$ og $P(\alpha = 0)$ er fra t-tester av disse hypotesene.

Nullhypotesene (H_0) forkastes vanligvis for p-verdier lavere enn 0,05 (5 prosents signifikansnivå), men grensene for forkasting (signifikansnivået) kan være større eller mindre. Valg av signifikansnivå har betydning for sannsynlighetene for å begå Type I (forkaster sann H_0) og Type II feil (beholder H_0 feilaktig, når den skulle vært forkastet). Et lavt signifikansnivå, for eksempel 0,01, innebærer at vi lave p-verdier) for å forkaste H_0 , men det øker på sin side sannsynligheten for at vi beholder H_0 feilaktig (Type II feil).

Et høyt signifikansnivå, for eksempel 0,10, innebærer at vi lettere forkaster H_0 (godtar høyere p-verdier). Dermed øker sannsynligheten for å forkaste H_0 når den er sann (Type I feil). P-verdiene for α -ene viser at vi for vanlige signifikansnivå ikke kan forkaste hypotesen om at $\alpha = 0$ for noen av landene, jfr. tabell 7. I denne oppgaven vil vi imidlertid ikke gå nærmere inn på denne parameteren siden vi fokuserer på β -estimatene og de økonomiske implikasjonene av funnene omkring dem.

Land	$P(\beta = 1)$	$P(\alpha = 0)$	$P(\beta = 0)$
Danmark	0,085	0,391	0,958
Japan	0,458	0,294	0,099
Storbritannia	0,003	0,933	0,173
Sveits	0,077	0,488	0,764
Sverige	0,011	0,906	0,288
Tyskland/eurolandene	0,134	0,905	0,175
USA	0,010	0,285	0,225
Panel	0,000	0,136	0,858

Tabell 7: P-verdier for hypotesetester av regresjonskoeffisienter.

Vi ser at den teoretiske verdien av β ($\beta = 1$) inngår i konfidensintervallet på 95 prosents nivå for de fire landene med positiv β -verdi: Danmark, Japan, Sveits og Tyskland/eurolandene. For Sveits og i særlig grad for Danmark er den estimerte positive β -verdien lav, slik at den estimerte sammenhengen mellom positiv rentedifferanse og depresierende valutakurs er liten.

Samtidig er det slik at verdien 0 inngår i konfidensintervallene for β for alle landene. Av p-verdiene for nullhypotesen om at $\beta = 0$ ser vi at vi må beholde denne for alle landene, med et unntak for Japan på 10 prosents signifikansnivå. Japan er også det eneste landet hvor p-verdien for $\beta = 1$ er høyere enn p-verdien for $\beta = 0$.

Dersom vi ser tilbake på figurene med rentedifferanser og utvikling i valutakurs (figur 7 til 13), og sammenligner de med resultatene fra testen av udekket renteparitet, finner vi at de positive β -verdiene kommer fra land som har hatt en stigende trend i verdien av sin valuta (valutaen deres

har appresiert) målt mot norske kroner over perioden. I og med at det i hele perioden, kun med noen få unntak for Tyskland og litt flere for Danmark, har vært en positiv rentedifferanse mellom rentene i Norge og disse landene, er ikke denne sammenhengen overraskende. Særlig for Japan, Sveits og Tyskland er den stigende trenden i landenes valutakurs mot norske kroner tydelig. Dette gjelder spesielt i perioden fram til midten av 1990-årene, da ser vi også at dette er tilfellet for Danmark. I årene etter har valutakursen vært mer stabil. Dette gjelder dog ikke for utviklingen i japanske yen som har vært veldig volatil også i årene etter 1995, selv om den nominelle verdien på yen i dag altså er omtrent på samme nivå som da.

5.4 Meravkastning

Generelt gjelder det at en plassering i utenlandsk valuta vil være spesielt gunstig i perioder hvor den norske kronen svekker seg, mens det tilsvarende vil være gunstig å ha lån i utenlandsk valuta i perioder hvor den norske kronen styrker seg, gitt at ikke rentedifferansen er av en størrelse og fortegn som oppveier for kursendringen. Tabell 8 viser kvartalsvis gjennomsnittlig avkastning for en plassering i ulike valutaer, også norske kroner³⁶, denne kvartalsvise avkastningen omgjort til årlig rate, samt kvartalsvis gjennomsnittlig meravkastning og akkumulert meravkastning. Standardavvikene til gjennomsnittlig avkastning og meravkastning er gitt i parentes. Disse verdiene sier noe om volatiliteten i (mer)avkastningen, altså noe om risikoen ved de ulike plasseringsalternativene.

³⁶ Det oppgis tre perioder for Norge for å kunne sammenligne med de kortere seriene for Danmark og Sverige.

Land	Gjennomsn. avkastning (p.a.)	Gjennomsn. avkastning (3 mnd)	Gjennomsn. meravkastning (3 mnd)	Akkumulert meravkastning
Norge	9,65 (3,79)	2,41 (0,95)		
Norge 1985->	8,70 (3,65)	2,18 (0,91)		
Norge 1987->	8,20 (3,48)	2,05 (0,87)		
Danmark	8,79 (12,03)	2,20 (3,01)	0,02 (2,81)	1,46
Japan	7,85 (23,98)	1,96 (6,00)	-0,45 (5,76)	-40,11
Storbritannia	8,80 (15,85)	2,20 (3,81)	-0,21 (4,00)	-19,00
Sveits	7,45 (15,24)	1,86 (3,81)	0,55 (3,73)	-49,02
Sverige	6,50 (13,73)	1,62 (3,43)	-0,44 (3,53)	-28,62
Tyskland/eurolandene	7,96 (11,72)	1,99 (2,93)	-0,42 (2,78)	-37,69
USA	8,51 (23,20)	2,13 (5,80)	-0,29 (5,72)	-25,38

Tabell 8: Gjennomsnittlig avkastning og meravkastning (standardavvik i parentes), og akkumulert meravkastning.

Vi ser av tabellen at den kvartalsvise gjennomsnittlige avkastningen ved en plassering har vært høyest i Norge perioden fra 1981 sett under ett. Differansen i denne avkastningen tilsvarer nærmere ett prosentpoeng på annualisert form til Storbritannia som har nest høyest avkastning. Differansen er noe høyere i forhold til USA, mens den er på omlag to prosentpoeng i forhold til

Japan, Sveits og Tyskland/eurolandene. Avkastningen har vært omtrent lik i Norge og Danmark fra 1985, mens den i perioden fra 1987 har vært vesentlig høyere i Norge enn i enn i Sverige. Den fallende avkastningen i Norge når periodelengden blir kortere gjenspeiler det faktum at 1980-årene var kjennetegnet med et vesentlig høyere rentenivå en resten av perioden, jfr. figur 6.

Standardavviket ved en plassering i Norge er ikke uventet mye lavere enn for de andre landene siden det bare gjenspeiler variasjoner i renten, og ikke har valutakursvolatilitet i tillegg slik det har for de andre alternativene. Størrelsen på standardavviket for Norge er opp mot halvparten av avkastningen. For alle de andre landene overstiger standardavviket avkastningen med god margin. Fra omlag ett prosentpoeng for Danmark og Tyskland til opp mot to prosentpoeng for Storbritannia, Sverige og Sveits, og omkring hele fire prosentpoeng for Japan og USA.

Den gjennomsnittlige kvartalsvise meravkastningen ved en plassering har altså vært negativ for alle landene, bortsett fra for Danmark som så vidt viser en positiv meravkastning. Det innebærer at det jevnt over har vært lønnsomt å ta opp lån i disse landenes valuta, men standardavvikene viser at risikoen ved dette har vært høy.

Figurene 15, 17, 19, 21, 23, 25 og 27 viser kvartalsvis meravkastning og akkumulert meravkastning³⁷. Observasjoner med positiv (negativ) meravkastning innebærer at en plassering (et lån) var lønnsom(t) i det kvartalet. Av figurene ser vi at meravkastningen varierer tildels kraftig fra kvartal til kvartal. Det er bare unntaksvis at den er stabilt positiv eller negativ over lengre perioder. Av den akkumulerte meravkastningen ser vi at selv om også den svinger en del, følger den i kortere og lengre perioder oppad- eller nedadgående tendenser. I perioder med oppadgående tendens gir en plassering i utenlandsk valuta en meravkastning i forhold til en plassering i norske kroner. Det vil si at for en positiv rentedifferanse depresierer den norske kronen mer enn størrelsen på rentedifferansen. Tilsvarende innebærer en nedadgående tendens at summen av rentedifferansen og valutakursgevinsten(-tapet) er negativ. Det vil si at kronen svekker seg mindre enn størrelsen på rentedifferansen, eventuelt at kronens verdi er uendret eller

³⁷ Figurene har ulik skala.

har appresiert. En (tilnærmet) flat utvikling i figuren for meravkastning innebærer at udekket renteparitet (tilnærmet) holder i perioden.

Land	Testverdi
Danmark	2,01
Japan	1,99
Storbritannia	1,96
Sveits	1,97
Sverige	1,89
Tyskland/eurolandene	1,95
USA	2,02
DW - nedre grense	1,61
DW _ øvre grense	1,70

Tabell 9: Durbin-Watson-statistikk for test av autokorrelasjon i meravkastningen.

Dersom vi ser bort fra differansen mellom innskudds- og utlånsrenter (spreaden), er meravkastningen ved å ta opp lån i utenlandsk valuta speilvendt av meravkastningen ved en tilsvarende plassering. Det vil si at i perioder hvor figurene viser negativ meravkastning eller fallende tendens i den akkumulerte meravkastningen, vil det være gunstig å låne i utenlandsk valuta. Ved å ta hensyn til spreaden vil vi få et bånd mellom meravkastningen for plassering og for lån. Fra en innskyters ståsted vil meravkastningen (av en plassering) bli noe lavere for hver observasjon, mens den fra en låntakers ståsted i figuren vil framkomme som noe høyere for hver observasjon (fra låntakers ståsted vil det være ønskelig at meravkastningen slik den framkommer i figuren, er negativ). Vi ser av figurene at meravkastningen jevnt over har store avvik fra null, i hvert fall i forhold til en spread på 25 basispunkter (0,25 prosentpoeng) for norske renter og tilsvarende eller lavere størrelse for de utenlandske, slik at figurene gir et realistisk bilde meravkastningen for ulike observasjoner og over ulike perioder. Denne meravkastningen er basert på interbankrenter. For bankenes kunder er spreaden vesentlig høyere, slik at de vil måtte kreve en kraftigere positiv (negativ) meravkastning ved plassering (lån) for å oppnå en gevinst.

For å sjekke om det er noen form for autokorrelasjon i meravkastningen for de ulike landene, det vil si om positiv meravkastning i en periode følges av positiv (positiv autokorrelasjon) eller negativ (negativ autokorrelasjon) meravkastning i den neste perioden, foretar vi en Durbin-Watson-test. Resultatene fra testen er gjengitt i tabell 9³⁸. De viser at vi ikke har noen systematikk i form av autokorrelasjon i meravkastningen for noen av landene.

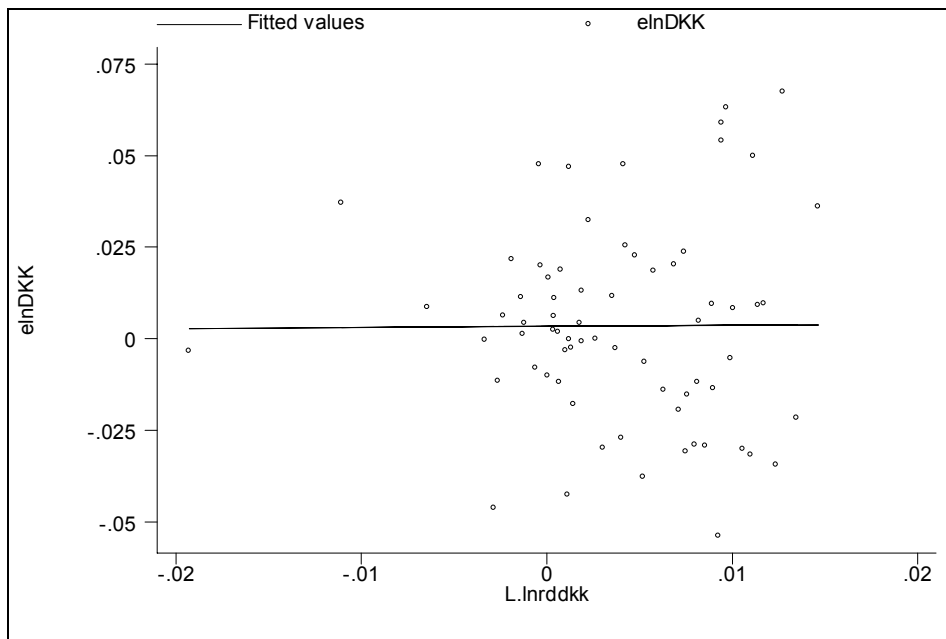
5.5 Analyse av resultatene

5.5.1 Danmark

Tabell 6 viser at regresjonskoeffisienten for Danmark er svært nær null, men altså svakt positiv. Gitt utviklingen i figur 7 er ikke dette uventet. Sannsynligheten for at $H_0: \beta = 0$ er sann, er nesten 1, jfr. tabell 7. Resultatene fra testen tyder derfor på at differansen mellom norske og danske renter ikke har påvirket utviklingen i valutakursen mellom landene. Størrelsen på standardavviket medfører imidlertid at $\beta = 1$ inngår i konfidensintervallet. Vi kan heller ikke forkaste $H_0: \beta = 1$ på 10 prosents signifikansnivå. Først på 5 prosents signifikansnivå vil vi forkaste denne hypotesen. Dette er med på å understreke den store usikkerheten i estimatene. I figur 14 har vi plottet (log-verdiene) av uavhengig ("lag" av rentedifferanse) og avhengig variabel (endring i valutakurs) i modellen, samt regresjonslinjen. Figuren illustrerer spredningen i observasjonene og viser med all tydelighet at det ikke er noen entydig sammenheng mellom variablene³⁹.

³⁸ Kritiske verdier er for $k = 2$ og $n = 90$. Vi har i hovedsak $n = 88$. Siden antallet observasjoner er noe lavere for Danmark og Sverige, er kritisk verdi noe lavere for disse landene.

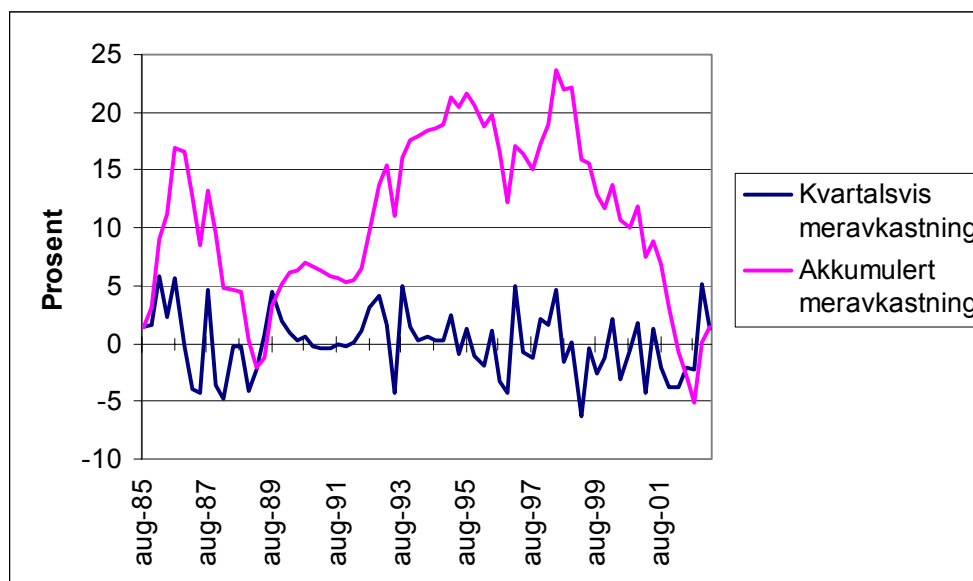
³⁹ Figurene med "plott" er i ulik skala.



Figur 14: Plott av "lagget" rentedifferanse og valutakursendring(log-verdier) - Danmark.

Gjennomsnittlig har meravkastningen av en plassering i danske kroner gått omtrent i null, men er det eneste alternativet som ville gitt positiv meravkastning over perioden på 0,02 prosentpoeng, jfr. tabell 8. Det kvartalsvise standardavviket har vært på 2,8 prosentpoeng. Dette gir den laveste volatiliteten i studien, sammen med den for Tyskland/eurolandene. Figur 15 viser meravkastningen for hvert kvartal av en plassering i danske kroner, samt den akkumulerte avkastningen gjennom hele perioden ved gå ut av plasseringen ved kvartalets slutt for så å foreta en ny plassering av samme størrelse hvert kvartal⁴⁰. Den viser at avkastningen har vært stabilt positiv eller negativ i kortere perioder, men at svingningene i meravkastningen fra periode til periode jevnt over har vært store.

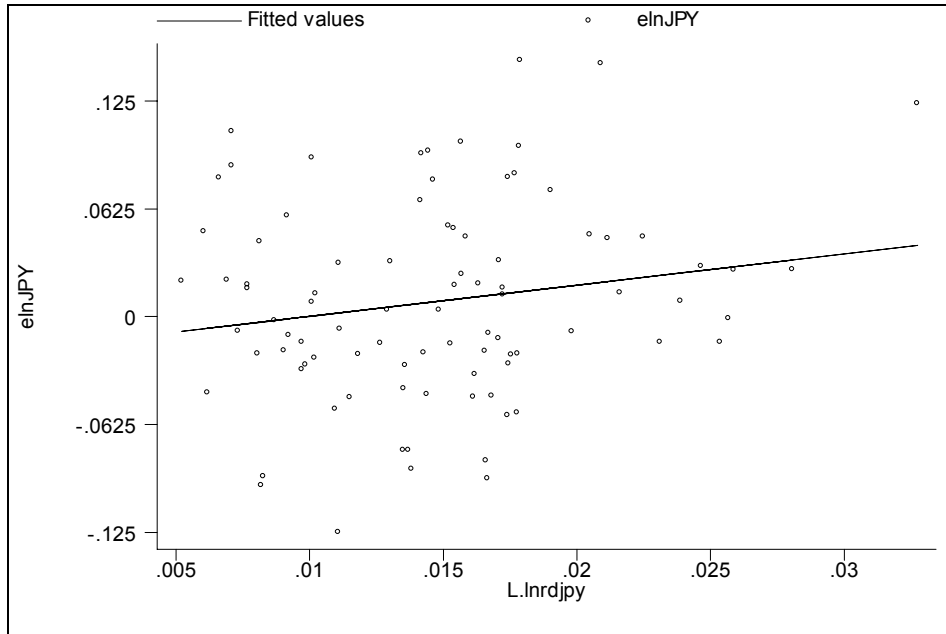
⁴⁰ Det er viktig å være oppmerksom på at skalaen er ulik for de forskjellige figurene som viser meravkastningen. Utviklingen i noen figurer (for eksempel for Danmark) vil av den grunn framstå som noe mer "dramatisk" enn den virkelig er sammenlignet med andre land.



Figur 15: Meravkastning - Danmark.

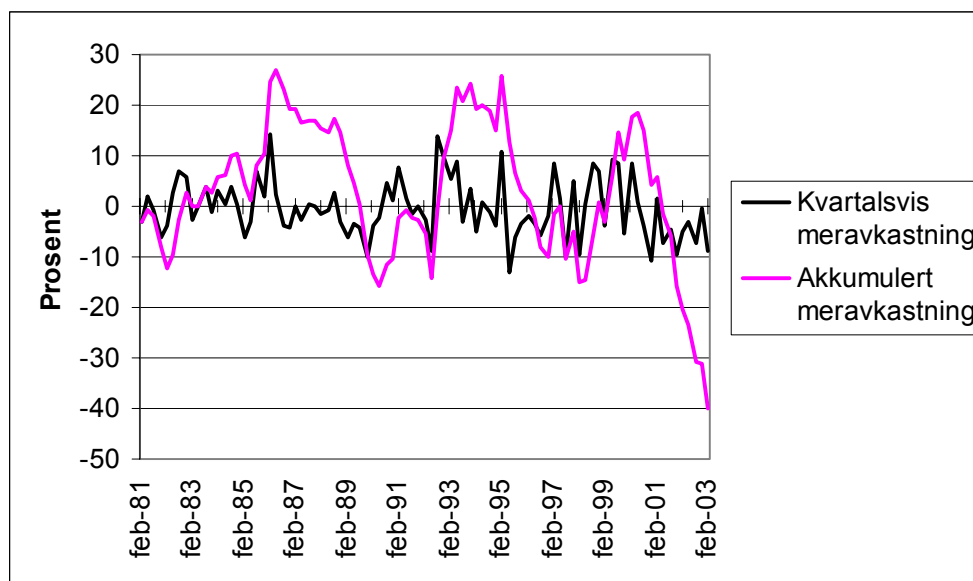
Den akkumulerte meravkastningen er jevnt over positiv, og selv om den altså så vidt ender i pluss, så har svingningen vært store. Dersom vi sammenligner serien for akkumulert meravkastning med valutakursutviklingen (figur 15 og 7) ser vi at utviklingen i de to seriene er veldig lik, de går opp og ned i takt så og si observasjon for observasjon. Det innebærer at det i veldig stor grad er endringen i valutakursen som styrer meravkastningen, og at rentedifferansen er av mindre betydning. I begynnelsen av perioden innebar blant annet den norske devalueringen i 1986 at plassering i danske kroner var svært lønnsomt, før dette snur de neste årene på grunn av høye norske renter og stabil kursutvikling. Lav rentedifferanse og stabil kursutvikling i forkant av og under ECU-tilknytningen gir omtrent null i meravkastning, mens turbulensen i 1992 og 1993 gir store utslag. Fram til den norske kronen begynte å styrke seg i 1999 var meravkastningen, med noen få unntak relativt stabil. Inntil begynnelsen av 2003 faller den akkumulerte meravkastningen kraftig som følge av appresierende norsk krone og positiv rentedifferanse, for så å stige litt i inneværende år.

5.5.2 Japan



Figur 16: Plott av "lagget" rentedifferanse og valutakursendring (log-verdier) - Japan.

Positiv rentedifferanse og stigende yen-kurs gir seg også utslag i regresjonsanalysen. For Japan er $\beta = 1,8$, altså vesentlig høyere enn den teoretiske β -verdien. P-verdien for $H_0: \beta = 1$ er også høy, i hvert fall sammenlignet med de andre landene, jfr. tabell 7. Men siden standardavviket er også meget høyt, inngår 0 i konfidensintervallet for koeffisienten. Vi kan imidlertid forkaste $H_0: \beta = 0$ på 10 prosents signifikansnivå. For Japan har vi altså at regresjonskoeffisienten tilsier en sterkere sammenheng mellom positiv (negativ) rentedifferansen og fallende (stigende) verdi for den norske kronen enn udekket renteparitet tilsier. Den positive β -verdien viser tydelig i figur 16. Vi ser også av spredningen i observasjonene er stor i forhold til de fleste andre landene, noe som er med på å gi oss det store standardavviket.

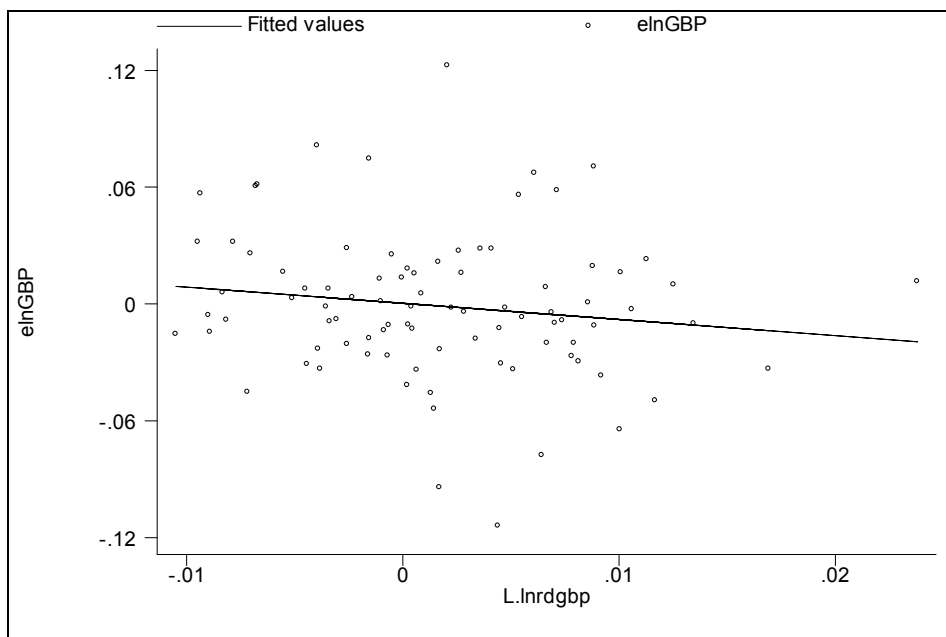


Figur 17: Meravkastning - Japan.

Figur 17 viser kvartalsvis meravkastning i norske kroner for plassering i yen, og vi ser at variasjonene er veldig store. Selv om positiv avkastning i en periode ofte følges av negativ avkastning i de(n) neste, framkommer det tydelig av figuren at plassering eller lån i japanske yen er meget risikofullt, særlig dersom en plutselig trenger midlene eller må innfri lånet. Perioden fra midten av 2000 og fram til i dag framstår i så måte som et særlig unntak hvor lån i japanske yen har vist seg svært gunstig over en lengre periode. I så måte har de vært meget gode (eller heldige) med timingen de som tok opp slike lån tidlig i perioden. For en hver annen periode av samme lengde tidligere ville avkastningen fra kvartal til kvartal svingt mye mer mellom positiv og negativ meravkastning, og dermed redusert gevinsten. I gjennomsnitt har den kvartalsvise meravkastning fra 1981 og fram til i dag for en plassering i japanske yen vært på -0,45 prosentpoeng, med et standardavvik på hele 5,8 prosentpoeng. Vi ser at det er tre perioder, 1982-1986, 1992-1993 og 1998-2000, altså i forbindelse med devalueringen i 1986, ECU-fracoblingen i 1992 og den internasjonale valuta-uroen i 1998, at en plassering i yen ville vært gunstig. Lån i yen ville vært gunstig i periodene 1986-1990 og 1995-96, i tillegg til perioden fra 2000 til i dag.

5.5.3 Storbritannia

Den relativt stabile utviklingen i kursen på britiske pund sammen med en rentedifferanse som varierer mellom positiv og negativ skulle kunne gi oss en positiv β -verdi dersom kurssvingningene går i motsatt retning av rentedifferansen. Regresjonsanalysen viser imidlertid at dette slett ikke er tilfelle. Vi får en β -verdi på $-0,83$, altså ”feil” fortegn og langt fra den teoretiske verdien på én, med et standardavvik på $0,6$, jfr. tabell 6. Sannsynligheten for at den sanne β -verdien er én, gitt ved p-verdien i tabell 7, er tilnærmet null, og sannsynligheten for at $H_0: \beta = 0$, er også relativt liten.



Figur 18: Plott av ”lagget” rentedifferanse og valutakursendring (log-verdier) - Storbritannia.

I motsetning til hva teorien sier, finner vi altså en negativ sammenheng mellom rentedifferansen og valutakursendringen. Det tilsier at når rentedifferansen er positiv styrker kronen seg mot pundet, mens den jevnt over svekker seg når rentedifferansen er negativ. Det innebærer at det ifølge regresjonsanalysen lønner seg å låne i pund i perioder med positiv rentedifferanse, mens det i perioder med negativ rentedifferanse lønner seg å ha innskudd i pund. Uansett skal en da få i pose og sekk: både rente- og valutakursgevinst samtidig. Figur 18 viser imidlertid at

sammenhengene ikke er mye å stole på: det er store variasjoner mellom observasjonene.

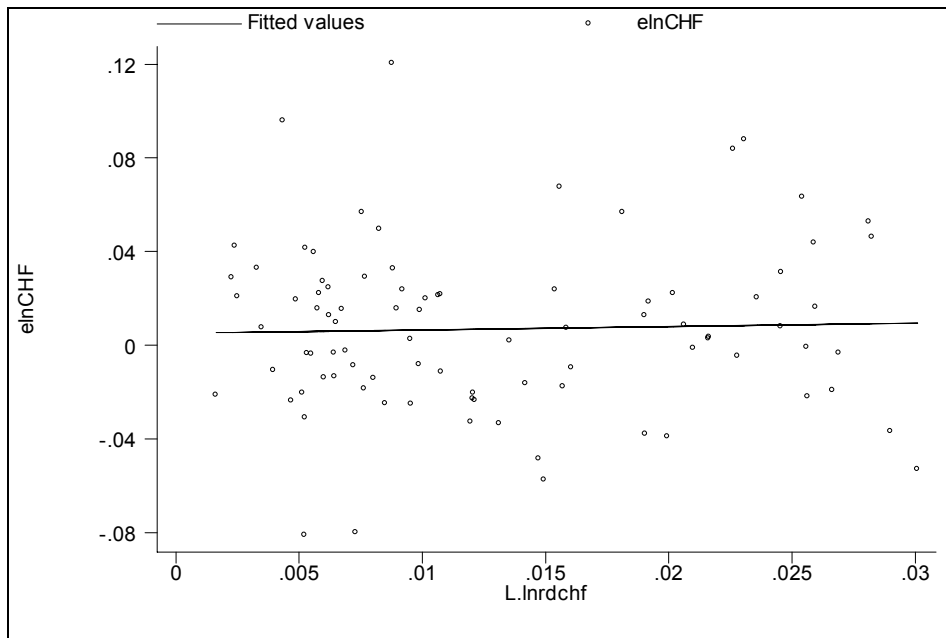


Figur 19: Meravkastning - Storbritannia.

Av figur 19, som viser meravkastningen av plassering i pund over perioden, ser vi at en til en viss grad har fått i ”pose og sekk”. Selv om meravkastningen ofte varierer mellom positiv og negativ fra observasjon til observasjon, ser vi at den akkumulerte meravkastningen over delperiodene som beskrevet over med positive og negative rentedifferanser, er henholdsvis synkende og stigende, men med tildels kraftige korreksjoner i motsatt retning i løpet av delperiodene. Den akkumulerte meravkastningen viser en fallende trend helt til 1995, da den er på omlag -30 prosentpoeng. Bortsett fra et par kraftige hopp på midten av 1980-årene, blant annet i forbindelse med devalueringen i 1986, sammenfaller den eneste langvarige stigningen i den akkumulerte meravkastningen med delperioden hvor rentedifferansen er negativ rundt begynnelsen av 1990-årene. Pundet var en av de første valutaene som kom under press i 1992, og det medførte ett kraftig fall i pundverdien da britene måtte gi opp ECU-tilknytningen, noe som gir seg utslag i det kraftige fallet i den akkumulerte meravkastningen. Den norske frikoblingen fra ECU reverserte noe av denne virkningen. Siste halvdel av 1990-årene var det svært lukrativt å foreta plasseringer i pund. Negativ rentedifferanse, altså høyere britisk enn norsk rente, sammen med at pundet steg i verdi med omlag 30 prosent mot norske kroner, innebar at den akkumulerte meravkastningen gikk rett til vær. En relativt stabil utvikling rundt 2000, ble avløst av et kraftig fall i den

akkumulerte meravkastningen fra 2001 og ut perioden. Dette kraftige fallet sammenfaller med positiv rentedifferanse og stigende kroneverdi. En plassering i britiske pund har gitt en gjennomsnittlig kvartalsvis meravkastning på -0,21 prosentpoeng, med et standardavvik på 4 prosentpoeng. Over perioden sett under ett har den akkumulerte meravkastningen vært på nesten -20 prosent.

5.5.4 Sveits

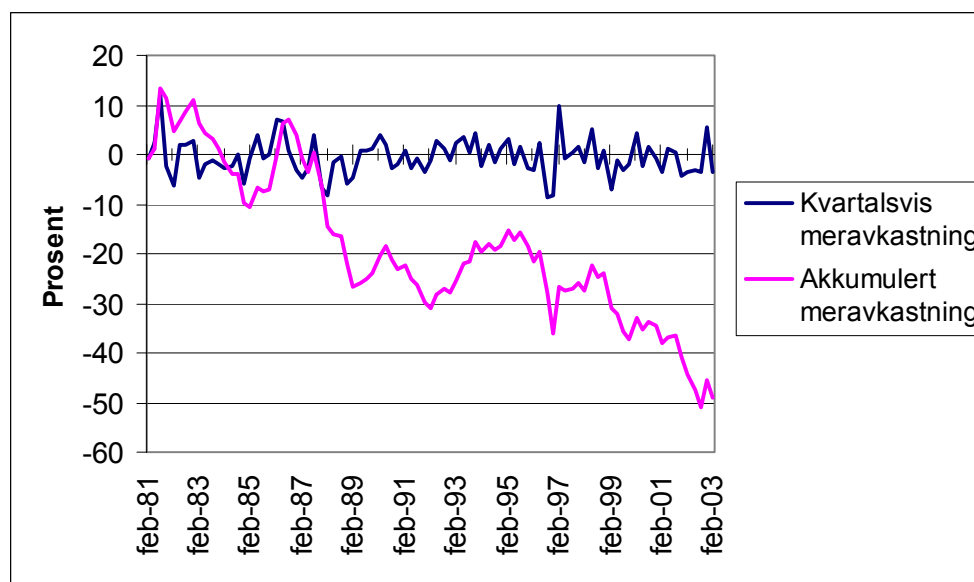


Figur 20: Plott av "lagget" rentedifferanse og valutakursendring - Sveits.

På bakgrunn av utviklingen i verdien av sveitsiske franc og rentedifferansen skulle en kanskje tro at β -verdien for Sveits var noe høyere. At dette ikke er tilfelle kan komme av stasjonaritetsegenskapene til rentedifferansen og mangelen på kointegrasjon mellom norske og sveitsiske renter.

Til tross for positiv β -koeffisient ($\beta = 0,14$), er sannsynligheten for at $\beta = 1$ lav. Dette kommer av at den estimerte verdien er ganske nær null og at standardavviket er relativt lite, jfr. tabell 6. Vi ser av tabell 7 at sannsynligheten for at $H_0: \beta = 0$ er sann, er omlag ti ganger så høy som for at $H_0:$

$\beta = 1$ er sann. Tallene for Sveits bør imidlertid, som tidligere nevnt, tolkes med varsomhet på bakgrunn av resultatene fra stasjonaritets- og kointegrasjonstestene. Figur 20 viser den svake sammenhengen mellom rentedifferanse og valutakursutvikling.



Figur 21: Meravkastning - Sveits.

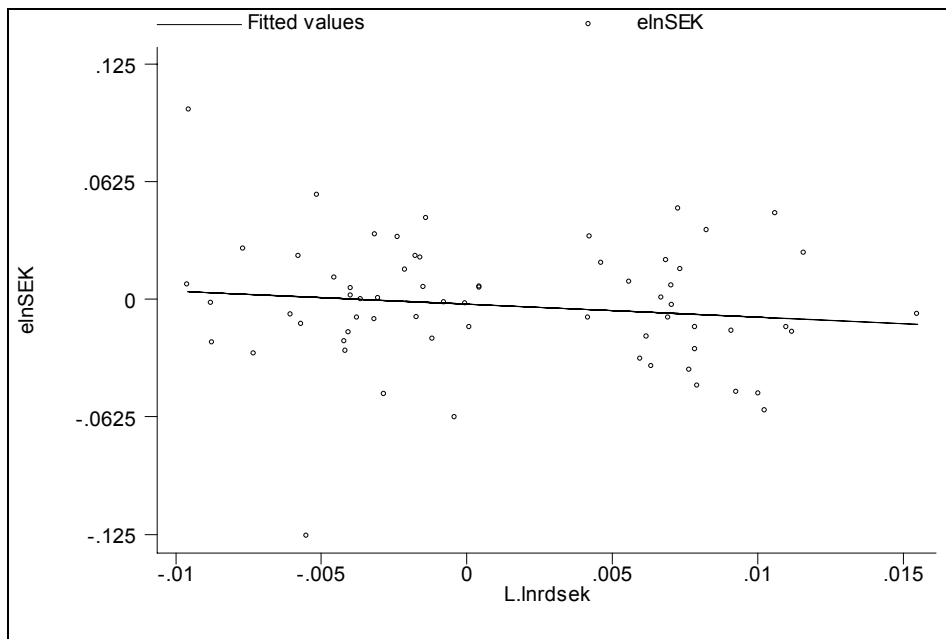
En plassering i sveitsiske franc har i gjennomsnitt gitt en kvartalsvis meravkastning på -0,55 prosentpoeng, med et standardavvik på 3,81 prosentpoeng. Av figur 21 ser vi at meravkastningen svinger fra positiv til negativ nesten fra observasjon til observasjon, bare unntaksvis er det noen lengre observasjonsperioder hvor meravkastningen er mer stabil.

Selv om meravkastningen stort sett varierer mellom positiv og negativ fra periode til periode, viser den akkumulerte meravkastningen en klart nedadgående trend over hele perioden sett under ett, og ender på nærmere -50 prosentpoeng. Det innebærer at det jevnt over har vært lønnsomt med lån i sveitsiske franc. Den positive rentedifferansen vi observerer for hele perioden har altså vist seg lønnsom å utnytte for norske låntakere. Ved å ta opp lån i sveitsiske franc har en spart seg for store renteutgifter, samtidig som den norske kronen altså ikke har svekket seg så sterkt som teorien om udekket renteparitet tilsier gjennom perioden.

Periodene hvor det har vært lønnsomt med plasseringer i sveisiske franc samsvarer ikke uventet med de kraftige svekkelsene av kronen som i forbindelse med devalueringen i 1986 og frakobling fra ECU i 1992. Figuren viser at det er flere delperioder hvor meravkastningen jevnt over har vært svært negativ over flere observasjoner og dermed gir sterkt fallende akkumulert meravkastning. Dette gjelder særlig to delperioder i første halvdel av og slutten av 1980-årene, og delperioden fra og med 1999 til slutten av vår observasjonsperiode. I tillegg kommer to kortere perioder; under ECU-tilknytningen og i 1995-1996 hvor dette var tilfelle. Etter omleggingen av norsk pengepolitikk fra 1999 har det altså vært svært lønnsomt å utnytte den positive rentedifferansen mot sveitsiske franc siden valutakursutviklingen har vært relativt stabil i denne delperioden. Kun over noen svært korte delperioder fra midten av 1990-årene og utover, er meravkastningen tilnærmet null, og dermed den akkumulerte meravkastningen nesten _at, noe som innebærer at udekket renteparitet tilnærmet holder. Dersom vi ser på utviklingen over lengre delperioder, som fra februar 1991 til mai 1998, finner vi at den akkumulerte meravkastningen er omtrent på samme nivå, altså at teorien tilnærmet holder over delperioden sett under ett selv om avvikene er store underveis.

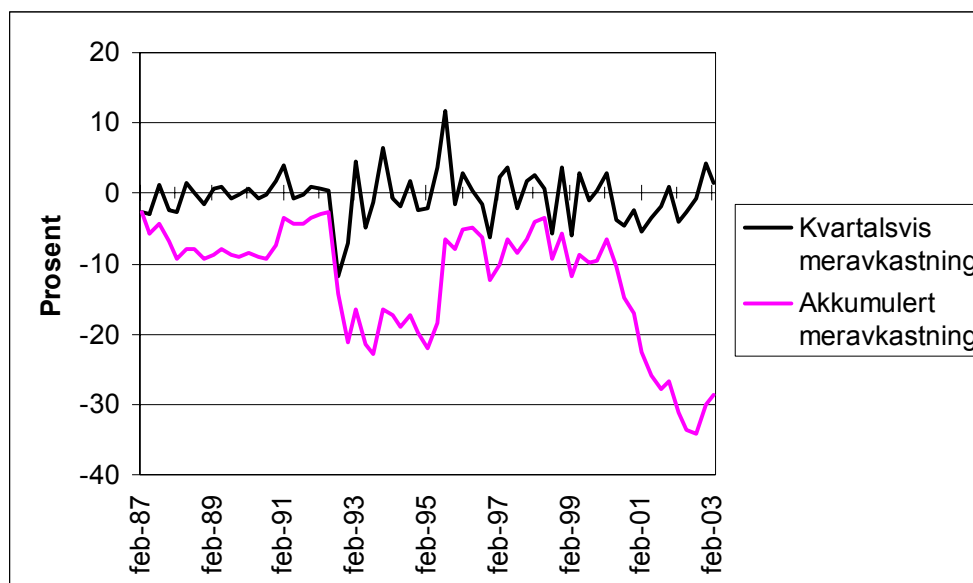
5.5.5 Sverige

Ut fra utviklingen i figur 12 er det ikke lett å se noen sammenheng mellom rentedifferansen og valutakursen for Sverige. Regresjonsanalysen gir oss $\beta = -0,69$ for Sverige, med et standardavvik på 0,65, jfr. tabell 6. Det innebærer at det også i forhold til Sverige er en negativ sammenheng mellom rentedifferansen og valutakursutviklingen, og med stor usikkerhet knyttet til estimatet, jfr. figur 22. Sannsynligheten for at den sanne β -verdien er én, gitt ved p-verdien i tabell 7, er også for Sverige tilnærmet null.



Figur 22: Plott av "lagget" rentedifferanse og valutakursendring - Sverige.

Meravkastningen for Sverige er, som valutakursutviklingen, svært stabil fram til ECU-kollapsen i 1992, jamfør figur 23. Deretter har svingningene økt kraftig. Gjennomsnittlig har den kvartalsvise meravkastningen for en plassering i svenske kroner vært på -0,44 prosentpoeng, med et standardavvik på 3,5 prosentpoeng. Den akkumulerte meravkastningen over perioden har vært på nærmere -30 prosent. Bortsett fra et kraftig fall i 1992, et kraftig hopp i 1995 og det kraftige, langvarige fallet fra 2000-2002, har den akkumulerte meravkastningen vært bemerkelsesverdig stabil i de tre delperiodene (1987-1992, 1993-1995 og 1995-1999). Det innebærer at lån eller plassering i svenske kroner i disse delperiodene ikke har gitt noe særlig tap eller gevinst, men også her gjelder at volatiliteten har økt etter 1992. Tidspunktet for når lån eller plassering foretas og reverseres har selvfølgelig betydning, men så lenge en ikke var "inne" høsten 1992, vinteren/våren 1995 eller i 2000-2002, har meravkastningen vært relativt lav. Lån (plassering) i svenske kroner løpende høsten 1992 eller i 2000-2002 og en plassering (lån) over vinteren/våren 1995, ville imidlertid gitt stor(t) gevinst (tap).



Figur 23: Meravkastning - Sverige.

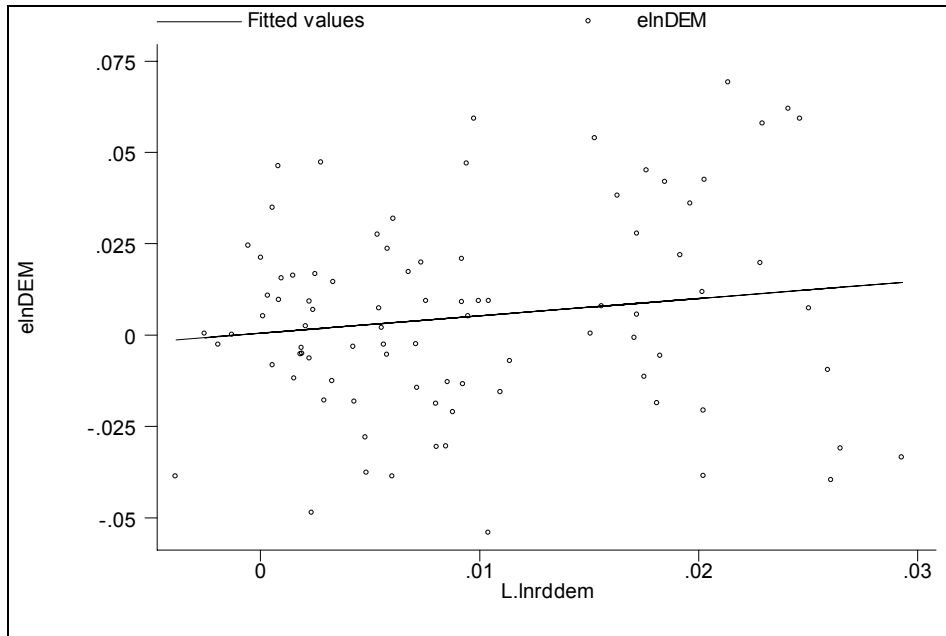
5.5.6 Tyskland/eurolandene

Positiv rentedifferanse og appresierende tyske mark over tid innebærer en sammenheng i tråd med udekket renteparitet. For Tyskland/eurolandene er $\beta = 0,48$ for hele perioden sett under ett, med et relativt lavt standardavvik (0,35), altså et ”bra” resultat sett i forhold til teorien. Selv om variasjonene er relativt små i forhold til andre land, viser figur 24 at observasjonene også her har ”god” spredning. Både 0 og 1 inngår i konfidensintervallet for β , og P-verdiene for hypotesetestene for β er nokså like. Den er litt høyere for $H_0: \beta = 0$, enn for $H_0: \beta = 1$, men vi kan ikke forkaste noen av dem for vanlige signifikansnivå. Siden Tyskland er et spesielt land i forhold til betydningen i ulike fastkursregimer, har vi delt perioden opp i tre underperioder:

- 1) 1981:1-1990:3 - Kurvpegg.
- 2) 1990:4-1998:4 - ECU-tilknytning, fri og styrt flyt.
- 3) 1999:1-2003:2 - Fri flyt.

Periode 1) dekker altså kurvpeggperioden fram til ECU-tilknytningen i 1990, mens periode 2) dekker denne tilknytningen og bruddet med den i tillegg til perioden hvor en forsøkte å holde en stabil kurs mot europeiske valutaer fra 1994 til 1998. Periode 3) dekker tiden fra 1999 og ut

observasjonsperioden. For hver av underperiodene har vi testet om udekket renteparitet holder. Resultatene for testen og for hypotesen $H_0: \beta = 1$ er gjengitt i tabell 10.



Figur 24: Plott av "lagget" rentedifferanse og valutakursendring (log-verdier) - Tyskland/eurolandene.

Periode	β	$P(\beta = 1)$
1) 1981:1-1990:3	0,1704 (0,6639)	0,2195
2) 1990:4-1998:4	0,8276 (0,9095)	0,8509
3) 1999:1-2003:2	-0,6151 (3,8562)	0,6809

Tabell 10: Resultater fra regresjonsanalyse av udekket renteparitet for Tyskland/eurolandene i ulike delperioder (standardavvik i parentes).

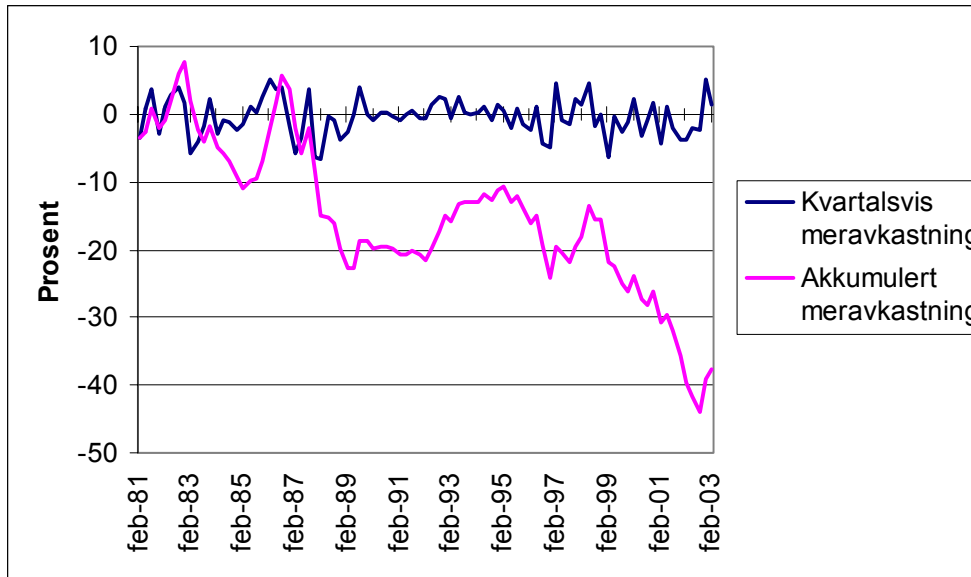
Regresjonskoeffisientene viser veldig store variasjoner mellom de ulike periodene, samtidig er standardavvikene store. Dette kommer av at antallet observasjoner i hver periode blir relativt lite, særlig gjelder dette for periode 3) hvor det bare er 19 observasjoner.

Resultatene fra periode 2) er mest oppløftende med tanke på udekket renteparitet, hvor vi får en β opp i mot den teoretiske verdien på 1. P-verdien er også svært høy for denne perioden. Men samtidig er standardavviket stort, slik at estimatet er usikkert. Vi ser at også p-verdien for periode 3) er høy, til tross for negativ β . Det er med på å understreke at vi må være enda mer forsiktig med tolkningen av resultatet når antallet observasjoner minker.

Gjennomsnittlig meravkastning per kvartal for en plassering i tyske mark/euro har vært på -0,42 prosentpoeng, med et standardavvik på 2,78 prosentpoeng. Figur 25 viser meravkastningen for hvert kvartal av en plassering i tyske mark/euro, samt den akkumulerte meravkastningen gjennom hele perioden ved gå ut av plasseringen ved kvartalets slutt for så å foreta en ny plassering av samme størrelse hvert kvartal. Denne investeringsstrategien gir en meravkastning for perioden sett under ett på omlag -38 prosentpoeng.

Ser vi på meravkastningen observasjon for observasjon svinger den veldig. Den akkumulerte meravkastningen viser at det, med unntak av en periode i første halvdel av 1990-årene, kun har vært kortere perioder hvor en plassering i tyske mark har gitt en positiv meravkastning. Disse periodene sammenfaller, ikke uventet, med perioder hvor det har vært kraftige svekkelser i verdien av den norske kronen, som devalueringen i 1986, frikoblingen fra ECU i 1992 og spekulasjonen/uroen omkring kronen høsten 1998 i forbindelse med den internasjonale valutauroen da. Den store positive meravkastningen i disse periodene innebærer at svekkelsene av kroneverdien som inntraff da ikke var forutsett av aktørene i valutamarkedet, i hvert fall ikke med stor nok sikkerhet og størrelsesorden slik den skulle framkommet i form av økt rentedifferanse. Nå kan dette i noen grad skyldes våre spredte observasjoner, men disse observasjonene tyder i hvert fall på at innenfor en 3-måneders horisont var disse svekkelsene ikke forutsett av markedsaktørene. Siden rentedifferansen i det store og hele har vært positiv mot Tyskland gjennom perioden, gir en krone-appresiering store negative utslag i meravkastningen. Med positiv rentedifferanse og appresierende krone, eller i det minste liten depresiering, blir lån i tyske mark dermed svært gunstig. Vi ser av figuren at det er fire perioder hvor tendensen i akkumulert meravkastning er sterkt fallende, to perioder i 1980-årene, en periode i midten av 1990-årene og særlig i perioden fra slutten av 1990-årene og fram til sommeren 2002. Kun i to

kortere perioder kan vi se at meravkastningen er tilnærmet null og dermed at udekket renteparitet ”holder”. Den ene perioden er fra i forkant av Norges tilknytning til ECU og nesten gjennom hele tilknytningsperioden, og den andre i en periode fra våren 1993 til sommeren 1995.



Figur 25: Meravkastning - Tyskland/eurolandene.

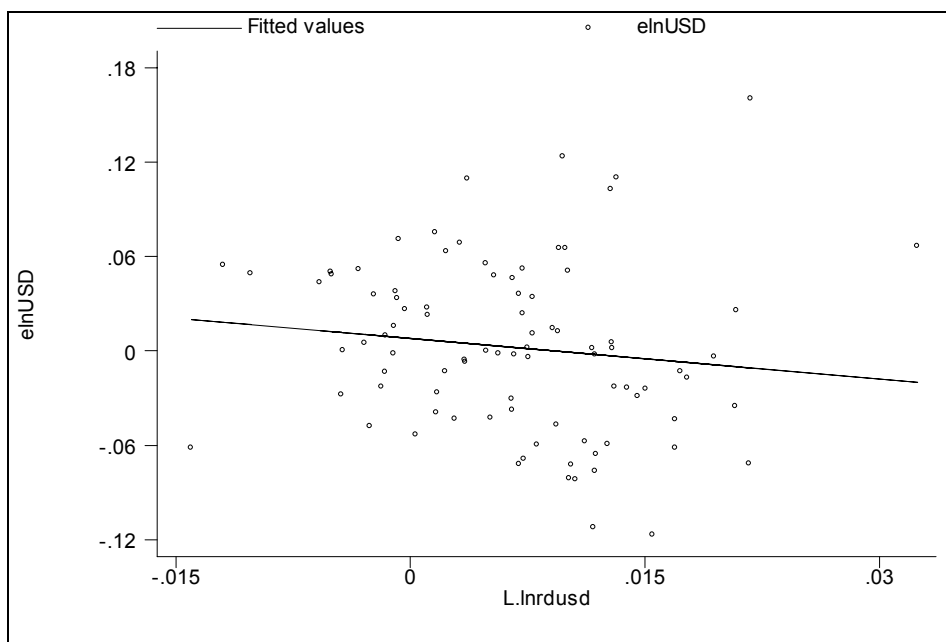
Til tross for store avvik fra udekket renteparitet i største delene av perioden, i form av positiv eller negativ meravkastning, gir altså analysene for tyske mark/euroen β -verdi på nær 0,5 for hele perioden, og over 0,8 for delperioden fra 1990-årene. På bakgrunn av stasjonaritetstestene må vi som tidligere nevnt være varsomme med tolkningen av resultatene for Tyskland/eurolandene, selv om Johansen-testen indikerer at det kan være kointegrasjon mellom norske og tyske/euro renter.

5.5.7 USA

Regresjonsanalysen gir oss en β -verdi på -0,86, med et standardavvik på 0,71, jfr. tabell 6. Det innbærer at det også i forhold til USA jevnt over er en negativ sammenheng mellom rentedifferansen og valutakursutviklingen, og med stor usikkerhet knyttet til estimatet. Siden rentedifferansen stort sett har vært positiv, mens valutakursen har vært veldig volatil skulle en

kanskje tro at sammenhengen ikke var så sterk som regresjonsanalysen indikerer, men at β lå nærmere null.

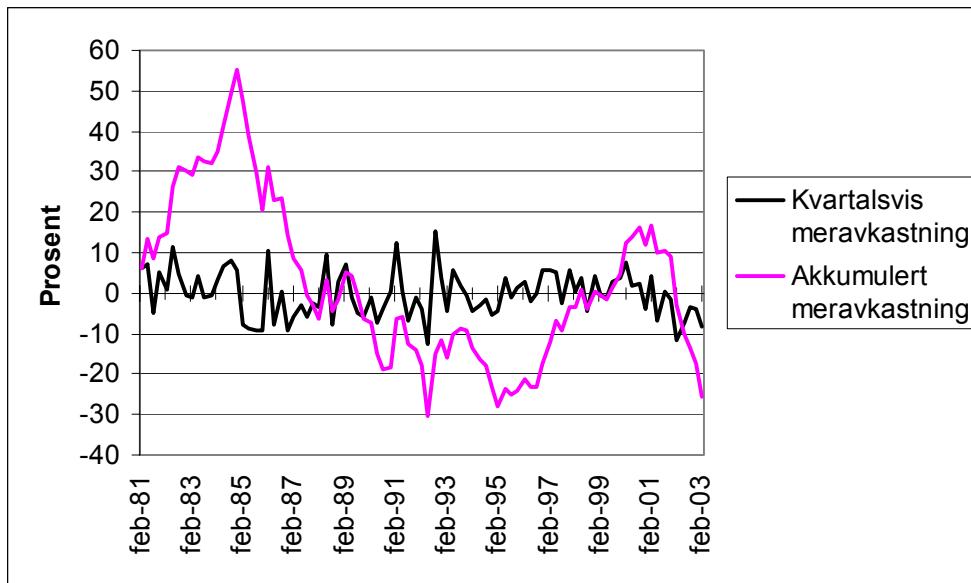
Av figur 26 ser vi at observasjonene for USA også er spredte. Tabell 7 viser at p-verdien for hypotesen om at $\beta = 0$ er sann er 0,23. Vi kan altså ikke forkaste denne hypotesen for vanlige signifikansnivå. Sannsynligheten for at den sanne β -verdien er én, gitt ved p-verdien i tabell 7, er også for USA tilnærmet null.



Figur 26: Plott av "lagget" rentedifferanse og valutakursendring (log-verdier) - USA.

Den kvartalsvise meravkastningen av en plassering i dollar følger i det store og hele dollarens verdiutvikling i perioden, og er i så måte mer stabilt positiv eller negativ over lengre delperioder enn for meravkastningen av plasseringer i andre valutaer. Ved å se på den akkumulerte meravkastningen kommer dette klart fram, jfr. figur 27. I første halvdel av 1980-årene stiger denne jevnt og trutt, for så å falle kraftig fram til 1988. Deretter følger en kort turbulent periode før den med ett unntak fortsetter det kraftige fallet fra 1989 til 1992. Den norske frakoblingen fra ECU med påfølgende svekkelse av kroneverdien innebar en kraftig positiv meravkastningen, som deretter holdt seg rimelig stabil i ett års tid for så å falle kraftig igjen fram til 1995. Etter en kortere periode hvor meravkastningen lå rundt null, begynte en langvarig stigning i 1997 som

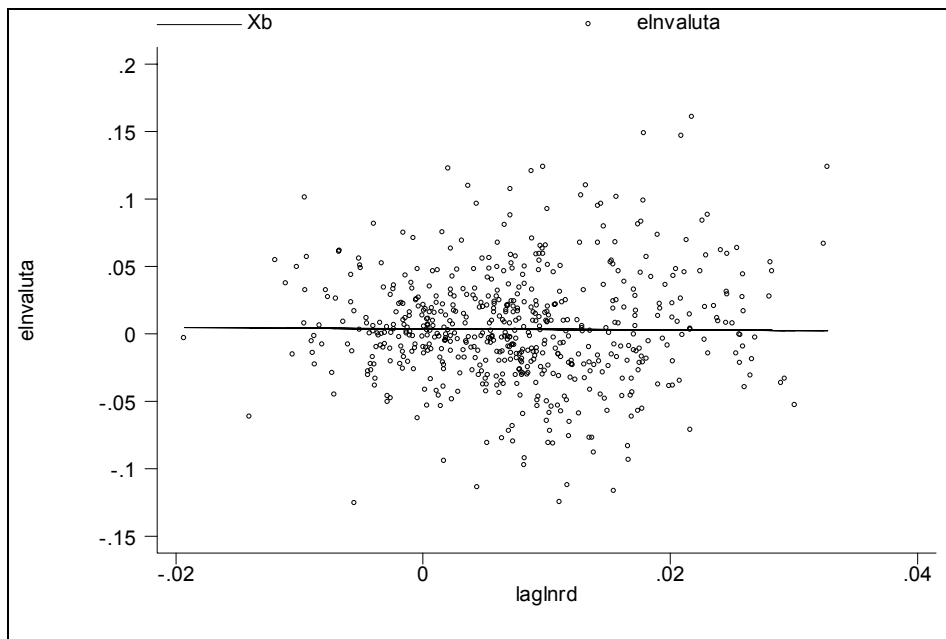
kuliminerte i 2000 da kronen begynte å styrke seg. Den kraftige kronestyrkningen sammen med en høy positiv rentedifferanse innebærer at den akkumulerte meravkastningen igjen er i fritt fall til dags dato. Det er verdt å merke seg at mens fallet i den akkumulerte meravkastningen stoppet på slutten av 2002 for alle andre land, er ikke dette tilfelle for USA. Selv om kronens internasjonale verdi har falt noe inneværende år, fortsatte den altså å styrke seg mot dollaren i første del av 2003.



Figur 27: Meravkastning - USA.

5.5.8 Panel

I paneldatagresjonen utvider vi altså antallet observasjoner kraftig i forhold til for de enkelte landene, og vi får dermed mer robuste estimat. Vi må imidlertid også være varsomme i tolkningen av disse resultatene på grunn av de ulike stasjonaritetsegenskapene til rentedifferanseseriene.



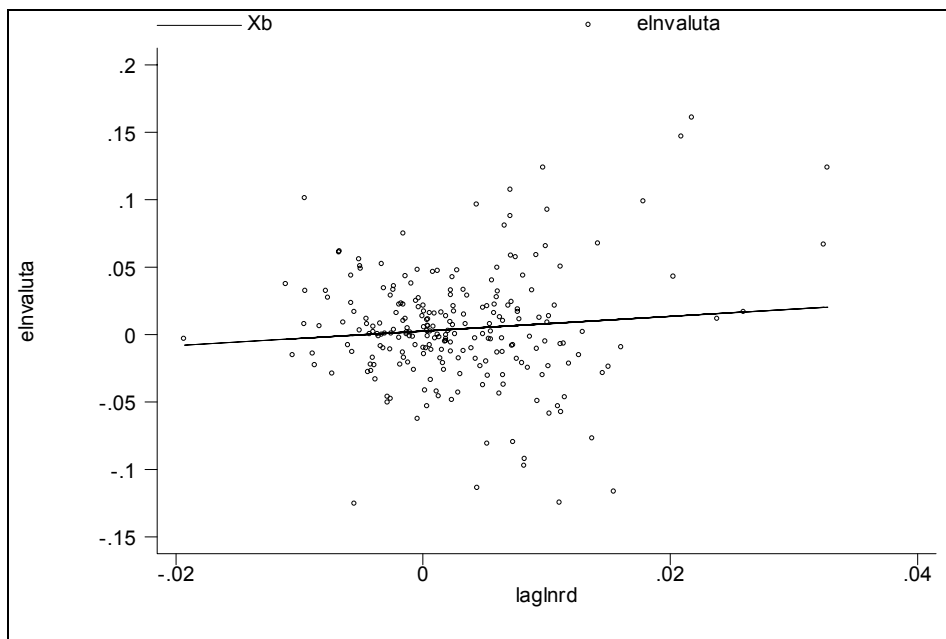
Figur 28: Plott av _lagget_ rentedifferanse og valutakursendring - Panel.

Tabell 6 viser som tidligere nevnt en svak negativ sammenheng mellom rentedifferansene og endringene i valutakursen for landene sett under ett. Standardavviket er lavt i forhold til de andre estimatene, og er med på forklare den høye p-verdien for $H_0: \beta = 0$, jfr. tabell 7. Figur 28 viser en ganske tett samling av observasjonene rundt regresjonslinjen, men også mange observasjoner langt fra den.

På samme måte som for Tyskland/eurolandene, deler vi opp perioden vår i tre delperioder (periodene er de samme). Resultatene fra regresjonsanalysene er gjengitt i tabell 11.

Periode	β	$P(\beta = 1)$
1) 1981:1-1990:3	-0,4736 (0,4045)	0,0003
2) 1990:4-1998:4	0,5467 (0,4981)	0,3637
3) 1999:1-2003:2	-4,1704 (1,2349)	0,0001

Tabell 11: Resultater fra regresjonsanalyse av udekket renteparitet for panelet i ulike delperioder (standardavvik i parentes).



Figur 29: Plott av "lagget" rentedifferanse og valutakursendring for perioden 1990:4-1998:4 - Panel.

Også her finner vi store variasjoner mellom periodene, og at resultatene fra periode 2) er mest oppløftende i forhold til teorien om udekket renteparitet. For denne perioden finner vi at $\beta = 0,55$, med et standardavvik på 0,50, altså at kursutviklingen for den norske kronen da til en viss grad kan forklares med rentedifferansen. For de andre to periodene er β negativ, og da særlig i periode 3), perioden med fri flyt, hvor denne var på hele -4,17. Figur 29 viser som figuren over en konsentrasjon av observasjoner rundt regresjonslinjen, og her særlig for rentedifferanser nær null, mens spredningen fortsatt er stor. Vi ser at de fleste av de mest ekstreme observasjonene fortsatt er med, og altså har inntruffet i denne perioden.

5.6 Oppsummering

Resultatene i analysen over spriker til dels kraftig, både for regresjonsanalysen og for meravkastningen, selv om det er noen ting som er felles for flere av dem. For de ulike landene er altså sammenhengen mellom rentedifferansen og valutakursutviklingen, slik den framkommer i regresjonsanalysen, blandet. For noen land; USA, Storbritannia og Sverige, er sammenhengen negativ. Det innebærer at den norske kronen har styrket (svekket) seg mot disse landenes valutaer i perioder med positiv (negativ) rentedifferanse, altså det motsatte av hva udekket renteparitet tilsier. I følge β -verdien har det vært mulig å oppnå i både ”pose og sekk”, rente- og valutagevinst ved å låne (plassere) i utenlandsk valuta når rentedifferansen er positiv (negativ) i forhold til disse landenes valutaer.

For resten av landene er β -verdien (tildels svakt) positiv. Det innebærer at norske kroner i større eller mindre grad har svekket seg mot disse landenes valuta når rentedifferansen har vært positiv, i tråd med teorien om udekket renteparitet. Det er også som tidligere nevnt mot disse landene, (i tillegg til for USA) rentedifferansen jevnt over har vært positiv, og kronen har vist en klar (svak for Danmark) tendens til svekkelse over perioden. Resultatene fra paneldataregresjonen tyder på at udekket renteparitet i mye større grad holdt i delperioden for 1991-1998 enn for delperiodene før og etter. Særlig gjelder dette for siste delperiode hvor rentedifferansen og valutakursen går hver sin vei. Figurene som viser faktisk og teoretisk valutakursutvikling støtter også opp under at det har skjedd noe med sammenhengen mellom rentedifferansen og valutakursutviklingen etter innføringen av et de facto fri-flyt regime i 1999.

I et system med fast eller styrt valutakurs bruker sentralbanken blant annet renten for å styre kronens internasjonale verdi, altså den nominelle valutakursen. Dersom kursen beveger seg utenfor svingningsmarginene vil rentene bli satt opp eller ned for å motvirke dette, og få kursen tilbake til ”normal”-nivå. Det innebærer at en renteøkning for å motstå devaluerings-/depresieringspress fører til at udekket renteparitet *ikke* holder dersom sentralbanken lykkes i å holde kursen stabil, og vi vil oppleve en meravkastning for en plassering i norske kroner. Dersom sentralbanken ikke

lykkes vil udekket renteparitet (tilnærmet) holde siden positiv rentedifferanse gir svekket valutakurs. En av forsvarsmekanismene som sentralbanken har for å forsvare et fastkursregime hviler altså på at udekket renteparitet ikke holder.

I et system med flytende kurs bruker sentralbanken renten som et instrument for å styre kronens nasjonale verdi (lav inflasjon). Dette skal blant annet også bidra til å holde kronens internasjonale verdi stabil. Valutakursen blir nå bestemt av tilbud og etterspørsel i valutamarkedet, og det er dermed aktørene her som styrer i hvilken grad udekket renteparitet vil holde.

Til tross for at vi ser på valutakursutviklingen over en periode på mer enn 20 år, kan den store volatiliteten i kursene innebære at vi får et "small sample" problem, der β -verdien ikke blir nær en selv om udekket renteparitet tilnærmet holder på sikt fordi residualene til estimatet blir så høye. Problemer knyttet til serienes stasjonaritetsegenskaper og mangelen på kointegrasjon tilsier en viss forsiktighet i tolkningen av regresjonsanalysen.

Da er resultatene fra meravkastningen mer robuste. Meravkastningen varierer mye fra kvartal til kvartal, og også mellom landene i samme kvartal, og understreker den store risikoen som er forbundet med plassering eller lån i utenlandsk valuta. De store standardavvikene til meravkastningen, jfr. tabell 8, illustrere også dette faktum. Når det er sagt, er det også noen felles trekk som går igjen for alle eller flere av landene. Det har vært gunstig å ta opp lån i alle valutaene, bortsett fra for danske kroner, perioden sett under ett. Det innebærer at den norske kronen, perioden sett under ett, ikke har svekket seg så mye i verdi overfor de forskjellige valutaene som rentedifferanse har tilsagt. Som gjennomgangen for de forskjellige landene over viste, har utviklingen i ulike delperioder imidlertid vært svært ulik i landene, slik at "lånestrategien" periodevis ville gitt tildels ekstremt store tap, selv om den altså ville vært lønnsom perioden sett under ett og for mange delperioder. Det er også viktig å være oppmerksom på at meravkastningen er basert på interbankrenter. For bankenes kunder innebærer dette at en vil måtte kreve en kraftigere positiv (negativ) meravkastning ved plassering (lån) for å oppnå en gevinst, i forhold til meravkastningen slik den framkommer i denne analysen.

Land som har vært knyttet sammen i ulike typer fastkurssystem, som Danmark, Tyskland, Storbritannia og Sverige viser mye samme utvikling i meravkastningen, men avviker stort fra hverandre i perioder med valuta-uro når noen valutaer har måttet gi etter for kraftig depresieringspress. Dette var særlig gjeldende i 1992-93. Devalueringen i 1986 og kronens kraftige appresiering fra 2000-2001 har gitt store utslag for alle landene, men selvfølgelig med motsatt fortegn. Ellers er det få store felles trekk mellom meravkastningen i de forskjellige landene.

6 Hvor går kronen?

6.1 Hva kan forklare utviklingen i kronekursen?

I rapporten så langt har vi sett på noen ulike typer teorier for valutakursutvikling, utviklingen i valutakurser og renter fra 1981 til i dag, og i hvilken grad denne utviklingen lar seg forklare ved teorien om udekket renteparitet. Resultatene spriker i ulik retning for de forskjellige landene og for ulike perioder, men mye tyder på at regimeskiftet i pengepolitikken i 1999 har hatt betydning for utviklingen de senere årene. Mens man til en viss grad kan argumentere for at udekket renteparitet har hatt noe for seg fram til 1999, i hvert fall for noen land i noen perioder, er ikke dette mulig for årene etter. Sammen med handlingsregelen har omleggingen av pengepolitikken til et inflasjonsmål trolig bidratt til den sterke nominelle økningen i den norske kronens internasjonale verdi. Denne nominelle styrkingen av kronekursen har bidratt til en klar svekkelse av den kostnadmessige konkurranseevnen. Denne svekkelsen er vesentlig større enn det som anslås å følge av en innfasing av oljeinntektene fram til 2010 i tråd med handlingsregelen for budsjettpolitikken⁴¹. Vi vil i det følgende se litt nærmere på hvilke faktorer i tillegg til rentedifferansen som har betydning for utviklingen i kronekursen, før vi i neste avsnitt forsøker å si noe om hvordan kursutviklingen framover kan tenkes å bli.

Funnene av olje og gass på den norske kontinentalsokkelen representerer en form for valutagave for Norge, jfr. omtalen i avsnitt 3.5. Midlene denne valutagave innebærer kan brukes til, og har i stor grad blitt brukt til, dekning av statens utgifter. I de senere år har imidlertid store deler av dem blitt spart gjennom investeringer i utenlandske verdipapirer via Statens petroleumsfond. Fondets inntekter er statens netto kontantstrøm fra petroleumsvirksomheten, samtidig som fondets avkastning tillegges fondet. Fondets utgifter består av en årlig overføring til statskassen som tilsvarer det oljekorrigerte underskuddet på statsbudsjettet. Denne overføringen illustrerer hvor mye av petroleumsinntektene som brukes i det enkelte år⁴². Handlingsregelen sier at den årlige overføringen til statsbudsjettet over tid skal tilsvare fondets forventede realavkastning, som er satt til 4 pst. Markedsverdien av fondets samlede verdipapirportefølje var 682 milliarder kroner ved

⁴¹ Kilde: St.meld. 2 (2002-2003).

⁴² Kilde: Finansdepartementets hjemmeside - odin.dep.no/fin

utgangen av første kvartal i år. Det siste året har verdien av fondet i norske kroner vært nærmest uendret til tross for at det er tilført store beløp. Det kommer av at tidsprofilen i verdiutviklingen er sterkt påvirket av svingninger i kronekursen. Med uendret kronekurs overfor investeringsvalutaene ville verdistigningen vært mye sterkere det siste året. Over perioden fra 1998 svarer imidlertid verdiutviklingen i norske kroner omtrent til utviklingen i internasjonal kjøpekraft, det vil si verdien målt i fondets valutakurv (Norges Bank, 2003a).

For at landet skal få utnytte den valutagaven oljeformuen innebærer, krever det omstillinger i økonomien. Den kraftige økningen i petroleumsfondet fra andre halvdel av 1990-årene, sammen med framskrivinger om størrelsen på det innebærer en form for synliggjøring av omfanget på denne valutagaven, og sier dermed også noe om omstillingsbehovet i norsk økonomi. For å få til denne omstillingen som innebærer en overføring av ressurser fra konkurranseutsatt til skjermet sektor, kreves det blant annet en svekkelse av konkurranseevnen gjennom en realappresiering av kronen. Fra avsnitt 3.5 husker vi at dette kan skje på to måter: gjennom en høyere pris- og kostnadsvekst i Norge enn i utlandet, eller gjennom en nominell appresiering av kronen.

Gjennom store deler av 1970- og 1980-årene skjedde det en realappresiering gjennom en sterk norsk lønns- og prisvekst i forhold til andre land. Hadde det ikke vært for at den nominelle verdien av kronen falt i perioden, ville svekkelsen av konkurranseevnen vært enda sterkere (Alstadheim, 1995). Noe av denne svekkelsen ble reversert i etterkant av det kraftige oljeprisfallet i 1985. Det medførte en revurdering av verdien av oljeformuen for Norge, og var en av årsakene til devalueringen året etter.

Fra 2000 har vi som tidligere nevnt, opplevd en kraftig nominell appresiering av kronen. Siden prisveksten i Norge disse årene har vært relativt lav, innebærer det at kronen også har hatt en kraftig realappresiering i denne perioden. Innføringen av et inflasjonsmål i Norge som ligger i øvre sjiktet av inflasjonsmålene for andre land, innebærer at noe av den reelle appresieringen som innfasingen av oljeinntekter tilsier vil inntreffe, vil skje gjennom en høyere norsk pris- og kostnadsvekst enn for handelspartnerne. Over tid vil dette redusere behovet for en nominell styrking av kronekursen⁴³.

⁴³ Kilde: St.meld. nr. 1 (2002-2003).

Svensson et al. (2002) viser til at den ekspansive finanspolitikken som følger av handlingsregelen sannsynligvis vil innebære en permanent realappresiering av kronen, en økning i den nøytrale realrenten⁴⁴ og en enda større realappresiering av kronen på kort og mellomlang sikt, altså en overskytingseffekt. Realappresieringen er nødvendig for å sikre at økonomien når en ny likevekt med større produksjon i skjermet sektor og mindre produksjon i konkurranseutsatt sektor. Det innebærer at situasjonen for det konkurranseutsatte næringslivet blir vanskeligere. Dersom Norges Bank over tid klarer å nå inflasjonsmålet innebærer det at en del av realappresieringen av valutakursen må skje gjennom en nominell appresiering. Forsøk på å stabilisere den nominelle valutakursen for å forsinke utviklingen mot den nye likevekten for den reelle valutakursen vil trolig ikke lykkes, men innebære store kostnader i form av mer variabel inflasjon og større produksjonsgap⁴⁵.

Norges Bank legger i sine prognoser for kursutviklingen for den norskekronen til grunn at det er en sammenheng mellom denne utviklingen og rentedifferansen, ikke slik som udekket renteparitet tilsier, men tvert i mot at ”Den sterke kronen har hatt sammenheng med at renten i Norge har vært klart høyere enn i de fleste andre land.⁴⁶ Norges Bank viser også i sin inflasjonsrapport fra juni til at høy og stigende rentedifferanse styrker kronekursen⁴⁷.

I Norges Banks skriftserie nr. 31 tar en i hovedsak for seg hvilke faktorer som kan forklare utviklingen i kronekursen. Naug (2003) prøver her å lage en økonometrisk modell for konkurransekursindeksen som kan forklare kursutviklingen de siste årene, basert på månedstall for perioden januar 1999 til januar 2003. Han finner at kronestyrkingen fra mai 2000 til januar 2003 i stor grad kan forklares med at rentedifferansen (1) økte sterkt fra våren 2000 og (2) var

⁴⁴ Realrente er nominell rente fratrukket inflasjon.

⁴⁵ Produksjonsgap er forskjellen mellom faktisk og potensielt BNP.

⁴⁶ Norges Bank, 2003b.

⁴⁷ Kilde: Norges Banks 2003c.

positiv og høy i hele appresieringsperioden. I tillegg bidro oljeprisøkningen gjennom 2002 og inn i 2003 betydelig til appresieringen denne perioden. Dette er også i tråd med Akram (2000) som finner en ikke-lineær sammenheng mellom oljeprisen og kronekursen avhengig av nivået på oljeprisen. Sammenhengen er svak eller ikke-eksisterende når prisen er mellom 14 og 20 dollar fatet. Naug finner videre at reduserte forventninger om gevinstmuligheter ved andre investeringsmuligheter, som redusert volatilitet mellom hovedvalutaene og dårligere utsikter i aksjemarkedet, sammen med rentedifferansen, har gjort norske kroner mer attraktive som investeringsobjekt. Det har også medvirket til appresieringen.

Utviklingen i den norske kronens verdi de senere årene kan muligens forklares med Dornbusch' overskytingsmodell, jfr. avsnitt 3.4 hvor det gis en kort gjennomgang av modellen. Hovedpoenget her er at et dersom et lands valutakurs skal appresiere, for eksempel på grunn av kontraktiv pengepolitikk og ekspansiv finanspolitikk, vil kursen på kort sikt appresiere mer enn den langsiktige likevekten tilsier. Den ”for” kraftige appresieringen på kort sikt vil så bli fulgt av en gradvis depresiering av kursen til den langsiktige likevektskursen oppnås. I depresieringsperioden vil udekket renteparitet holde. Dersom det faktisk er tilfelle, slik Finansdepartementets beregninger viser, at kronekursen etter den kraftige appresieringen til begynnelsen av 2003 var så høy at den kostnadmessige konkurranseevnen var svekket mer enn innfasingen av oljeinntektene fram til 2010 skulle tilsi, kan dette innebære at vi har hatt en overskyting av kronekursen. I så fall vil kronekursen forventes å falle i tiden framover så lenge rentedifferansen er positiv.

Land	6 mnd.	3 mnd.	Faktisk
Japan	5,95	5,96	6,06
Storbritannia	11,51	11,26	11,72
Sveits	522,00	525,96	533,03
Sverige		86,43	88,37
Tyskland/eurolandene	7,59	7,90	8,16
USA	7,12	7,05	7,30

Tabell 12: Terminkurser for levering 1. august og faktisk valutakurs.

Ved hjelp av spotkursen og rentedifferansen i eurovalutamarkedet beregner en terminkursene. Denne beregningen innebærer at dekket renteparitet holder. Dersom spotkursen blir lik terminkursen på leveringstidspunktet innebærer det at også udekket renteparitet holder (i fravær av eventuelle risiko- og likviditetspremier). Norges Bank oppgir daglige noteringer for 3 og 6 måneders terminkurser for et utvalg valutaer. Tabell 12 viser henholdsvis 6 og 3 måneders terminkurser⁴⁸ for levering 1. august i år, og faktiske valutakurser denne dagen. Siden rentedifferansen for alle disse landene er positiv i disse periodene vet vi at terminkursene innebærer en depresiering av den norske kronen. Vi ser at de faktiske valutakursene er høyere enn alle terminkursene for alle landene. Det innebærer at kronen faktisk har depreciert mer enn det rentedifferansene, og dermed udekket renteparitet, tilsier for akkurat disse periodene. Vi ser også at 3 måneders terminkursene i liten eller ingen grad gir en bedre prediksjon for faktisk kurs enn den for 6 måneder, selv om førstnevnte er hentet 3 måneder senere. Men begge to angir altså riktig retning for den faktiske kursutviklingen. På bakgrunn av så få observasjoner er det selvfølgelig ikke mulig å si noe generelt om sammenhengen mellom rentedifferansene og valutakursene, men de gir i det minste en viss indikasjon på usikkerheten omkring framtidig kursutvikling.

6.2 Hva kan vi si om framtidig utvikling i kronkursen?

Det er etter all sannsynlighet god grunn til å anta at den norske kronens verdi vil holde seg sterk i årene framover. Innfasingen av oljeinntektene som følger av handlingsregelen innebærer ett fortsatt press i retning av realappresiering for kronen. Et høyere norsk rentenivå enn nøytral finanspolitikk ville medført, innebærer at rentedifferansen også i tiden framover trolig vil være positiv. Et relativt høyt norsk rentenivå er enda et moment som underbygger antagelsen om realappresiering. Denne utviklingen vil gjøre det enda vanskeligere for konkurranseutsatt sektor å konkurrere internasjonalt, og vil stille store krav til stadig mer effektiv produksjon for at denne fortsatt skal foregå her i landet. En vellykket oppnåelse av inflasjonsmålet for Norge innebærer at

⁴⁸ Terminkursene er fra 3. februar og 2. mai.

en del av realappresieringen vil måtte skje gjennom en nominell stigning i kronens internasjonale verdi.

Et forvarsel på hvordan dette kan tenkes å arte seg i framtiden fikk vi i fra mai 2000 til januar 2003, da kronens nominelle verdi økte med over 17 pst. Denne verdistigningen har altså medført større svekkelse i konkurranseevnen enn Finansdepartements framskrivinger til 2010 tilsier. En rekke litt spesielle forhold i internasjonal økonomi spilte også inn og var med på å presse verdien på kronen opp i denne perioden, og kommer dermed i tillegg til de innenlandske faktorene som kan forklare denne utviklingen. Så har vi også sett en nominell svekkelse av kronen så langt i inneværende år som kan være en justering i kursen som følger av at den kraftige appresieringen fram til januar i år kan ha vært en overskyting av valutakursen. Men kursendringene hittil i år kan like gjerne være en naturlig konsekvens av valutakursenes volatilitet, som gjør det svært vanskelig å spå noe om utviklingen.

På kort sikt vil imidlertid impulsene fra finanspolitikken være beskjedne. Svakheter i norsk økonomi den senere tid, samt at oppbyggingen av oljefondet ikke skjer i det tempo som forutsatt for handlingsregelen, innebærer at en de siste par årene har benyttet seg av muligheten til å fase inn oljeinntekter i et større tempo enn en mekanisk bruk av handlingsregelen tilsier⁴⁹. Det medfører mindre ekspansiv finanspolitikk de nærmeste årene. Sammen med en fallende rentedifferanse, Norges Bank har per 13. august i seks omganger senket renten med til sammen 4 prosentpoeng siden desember i fjor, innebærer dette at appresieringsimpulsene i forhold til kronekursen vil være svært svake eller fraværende i nær framtid, men at det er mer trolig at dette vil snu seg når konjunktorene igjen peker oppover innenlands og finanspolitikken igjen blir mer ekspansiv.

Konsekvensene av en fortsatt sterk og muligens enda sterkere krone, som trolig følger av handlingsregelen på sikt og et relativt høyt norsk rentenivå, er at det vil være lønnsomt å ta opp lån i utenlandsk valuta også i årene framover. Sannsynligheten for at dette holder på lengre er imidlertid større enn på kort sikt, siden ting kan tyde på en relativt svak utvikling i kronekursen i

⁴⁹ Kilde: St.meld. nr. 1 (2002-2003).

nær framtid. Den store volatiliteten som kjennetegner valutakursene innebærer imidlertid at slik lån vil være forbundet med meget stor risiko. Selv om valutalån i mange tilfeller over tid trolig vil være lønnsomt, er faren for å gå på store tap som følge av ugunstig valutakursutvikling absolutt til stede. Resultatene i analysen vår tilsier at denne risikoen er størst, målt ved standardavviket i meravkastningen, overfor Japan og USA og lavest overfor Tyskland/euro og Danmark, jfr. tabell 8. Bortsett fra Danmark, er USA sammen med Storbritannia imidlertid de landene hvor lån over tid har vært minst lønnsomt. Mest lønnsomt har det i perioden 1981-2003 vært å låne i sveitsiske franc.

7 Konklusjon

Vi har i denne oppgaven tatt utgangspunkt i teorien om udekket renteparitet for å undersøke om den kan forklare utviklingen i den norske kronens verdi overfor andre valutaer. I den grad dette ikke er tilfelle har vi også sett på mulighetene til å oppnå en meravkastning ved plassering eller lån i utenlandsk valuta.

Kronens verdi har som verdien for andre valutaer, vist seg å fluktuere tildels kraftig opp gjennom historien. Dette til tross for at verdien det aller meste av tiden har vært forsøkt holdt stabil ved hjelp av ulike typer fastkursregimer og en periode med styrt flyt. Selv etter innføringen av et fri flyt-regime er et av delmålene som Norges Bank er satt til å styre etter, å sikre en stabil utvikling i kronens verdi. Inntil nylig har den langsiktige utviklingen i kronekursen innebåret en fallende verdi. Dette har delvis skjedd på bakgrunn av en høyere norsk pris- og kostnadsvekst enn internasjonalt.

Vi har sett på ulike teorier for valutakursutvikling, og undersøkelser, jfr. Akram (2002), tyder på at utviklingen i kronekursen og den kraftige kostnadsveksten til sammen har medført at teorien om kjøpekraftsparitet har holdt rimelig bra for Norge fra begynnelsen av 1970-årene til slutten 1990-årene. Tidligere studier av udekket renteparitet for Norge gir, som for andre land, sprikende resultat, selv om flere av studiene vi har sett på har funnet en positiv β -verdi for Norge.

Funnene våre er tildels oppløftende på udekket renteparitets vegne. For flertallet av landene (Danmark, Japan, Sveits og Tyskland/eurolandene) er β -verdien, riktignok tildels svakt, positiv. Det innebærer at bevegelsene i den norske kronens verdi i større eller mindre grad har vært i tråd med teorien om udekket renteparitetsvekket, og har svekket seg mot disse landenes valuta når rentedifferansen har vært positiv. Det er mot disse landene, (i tillegg til for USA) rentedifferansen jevnt over har vært positiv, og kronen har vist en klar (svak for Danmark) tendens til svekkelse over perioden. For resten av landene (Storbritannia, Sverige og USA) finner vi en negativ β -verdi. Det innebærer at den norske kronen har styrket (svekket) seg mot disse landenes valutaer i perioder med positiv (negativ) rentedifferanse, altså det motsatte av hva udekket renteparitet tilsier. I følge β -verdien har det vært mulig å oppnå i både ”pose og sekk”, rente- og valutagevinst

ved å låne (plassere) i utenlandsk valuta når rentedifferansen er positiv (negativ) i forhold til disse landenes valutaer. Resultatene fra paneldataregresjonen spriker veldig, men tyder på at udekket renteparitet i mye større grad holdt i delperioden for 1991-1998 enn for delperiodene før og etter og hele perioden sett under ett. Særlig gjelder dette for siste delperiode fra 1999, hvor rentedifferansen og valutakursen går hver sin vei for alle landene, i større eller mindre grad.

Den visuelle betraktningen som viser faktisk og teoretisk valutakursutvikling i figur 7 til 13, støtter også opp under at det har skjedd noe med sammenhengen mellom rentedifferansen og valutakursutviklingen etter at Norges Bank i 1999 begynte å tolke valutaforordningen fra 1994 mer i tråd med å innebære et inflasjonsmål enn ett mål om å holde kronkursen stabil.

Avvikene fra udekket renteparitet som vi har funnet i analysen innebærer at det har vært muligheter til å oppnå en meravkastning ved plassering eller lån i utenlandsk valuta i forhold til å gjøre det i norske kroner. Risikoen ved en denne typen beslutninger er imidlertid stor. Meravkastningen varierer mye fra kvartal til kvartal, og også mellom landene i samme kvartal, og kan derfor like gjerne bli negativ som positiv, selv om det viser seg at det har vært gunstig å ta opp lån i alle valutaene, bortsett fra for danske kroner, perioden sett under ett. Når valutalån har vært gunstig, innebærer det at når vi ser perioden under ett har den norske kronen ikke svekket seg så mye i verdi overfor de forskjellige valutaene som rentedifferansen har tilsagt. Utviklingen i ulike delperioder har imidlertid vært svært ulik i landene, slik at "låne-strategien" periodevis ville gitt tildels ekstremt store tap. Beregningen i oppgaven er basert på interbankrenter. For bankenes kunder innebærer det at de vil måtte kreve en kraftigere positiv (negativ) meravkastning ved plassering (lån) for å oppnå en gevinst. Bankenes differanse mellom innskudds- og utlånsrenter for utenlandsk valuta vil altså redusere gevinstmulighetene, og dermed gjøre lån og innskudd i utenlandsk valuta mindre attraktivt.

Mens utviklingen i kronens verdi overfor noen valutaer til en viss grad følger rentedifferansen fram til slutten av 1990-årene, skjer det et skift etter årtusenskiftet. Den norske kronen stiger kraftig i verdi, mens rentedifferansen er positiv. Denne utviklingen er i imidlertid i tråd med det faktum at innfasingen av oljeinntektene som følger av handlingsregelen, krever en overflytting av ressurser fra konkurranseutsatt til skjermet sektor. Dette skjer ved at en realappresiering av

kronen reduserer lønnsomheten i konkurranseutsatt sektor og dermed initierer en slik overflytting. Realappresiering kan komme gjennom høyere pris- og kostnadsvekst i Norge, eller en nominell appresiering av kronen. Målet for prisveksten som Norges Bank styrer etter, innebærer en svak årlig realappresiering for kronen gjennom pris- og kostnadsveksten. Teorier om innfasing av oljeinntekter tilsier imidlertid at en skal få en kraftig realappresiering av valutakursen ved starten av innfasingen, for så å oppleve en realdepresiering til den nye likevektskursen nås. Gitt at pris- og kostnadsveksten er under kontroll, innebærer dette en kraftig nominell appresiering fulgt av en nominell depresiering, altså en form for overskyting av valutakursen. Dersom dette er tilfelle, og appresieringen fra 2000 til begynnelsen av 2003 er overskytingen her, vil vi kunne oppleve en svak verdiutviklingen for kronen framover.

Det er flere faktorer utover dem vi har sett på, både nasjonale og internasjonale, som har betydning for utviklingen i valutakursen. Når vi i tillegg vet denne utviklingen er kjennetegnet av en meget stor volatilitet, er fallhøyden stor ved å uttale seg sikkert om den. Ting taler likevel for at utviklingen framover, i hvert fall på lengre sikt, kan innebære en nominell og reell appresiering av kronen.

8 Referanser

- Akram, Qaisar Farooq: PPP in the medium run despite oil shocks: The case of Norway, Arbeidsnotat nr. 4/2002, Norges Bank, Oslo, 2000.
- Akram, Qaisar Farooq: When does the oil price affect the Norwegian exchange rate?, Arbeidsnotat nr. 8/2000, Norges Bank, Oslo, 2000.
- Alexius, Annika: Uncovered Interest Parity Revisited, Review of International Economics, Vol. 9, No. 3, s. 505-517, 2001.
- Alstadheim, Ragna: Valutamarked og valutapolitikk, kap. 2 i Norske finansmarkeder, norsk penge- og valutapolitikk. Norges Banks skriftserie nr. 23, 1995.
- Ayuso, Juan og Fernando Restoy: Interest parity and foreign exchange risk premia in the ERM, Journal of International Money and Finance, Vol. 15, No. 3, s. 369-382, 1996.
- Bernhardsen, Tom: A Test of Uncovered Interest Rate Parity for Ten European Countries Based on Bootstrapping and Panel Data Models, Arbeidsnotat nr. 9/1997, Norges Bank 1997.
- Bernhardsen, Tom og Øistein Røisland: Hvilke faktorer påvirker kronekursen?, Penger og Kreditt 2000/3, s. 187-194, Norges Bank, 2000.
- Brooks, Chris: Introductory econometrics for finance, Cambridge University Press, 2002.
- Burda, Michael og Charles Wyplosz: Macroeconomics - A European Text, Oxford University Press, 2001.

- Chinn, Menzi D. og Guy Meredith: Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons during the Post-Bretton Woods Era, Working Paper #02-14, Santa Cruz Centre for International Economics, University of California, 2002.
- Committeri, Marco, Salvatore Rossi og Andrea Santorelli: Tests of covered interest parity on the Euromarket with high-quality data, Applied Financial Economics, Vol. 3, s. 89-93, 1993.
- Flood, Robert P. og Andrew K. Rose: Uncovered Interest Parity in Crisis, IMF Staff Papers, Vol. 49, No. 2, 2002.
- Flood, Robert P. og Andrew K. Rose: Fixes: Of the Forward Discount Puzzle, The Review of Economics and Statistics, Vol. 78 (november), s. 748-752, 1996.
- Frankel, Jeffrey A.: No Single Currency Regime is Right for all Countries or at All Times, NBER Working Paper No. 7338, 1999.
- Frankel, Jeffrey A. og Alan T. MacArthur: Political vs. Currency Premia in International Real Interest Differentials: A Study of Forward Rates for 24 Countries, European Economic Review, Vol. 32 (juni), s. 1083-1121, 1988.
- Frankel, Jeffrey A. og Andrew K. Rose: Empirical Research on Nominal Exchange Rates, kap. 33 i Handbook of International Economics, vol. III, av G. Grossman og K. Rogoff (red.), Elsevier Science B.V., 1995.
- Froot, Kenneth A.: Short Rates and Expected Asset Returns, NBER Working Paper No. 3247, 1990.
- Greene, William H.: Econometric Analysis, 4. utgave, Prentice Hall, 2000.

- Huisman, Ronald, Kees Koedijk, Clemens Kool og François Nissen: Extreme support for uncovered interest parity, *Journal of International Money and Finance*, Vol 17, s. 211-228, 1998.
- Isard, Peter: Uncovered Interest Parity, IMF Working Paper No. 91/51, 1991.
- King, Alan: Uncovered interest parity: New Zealand's post-deregulation experience, *Applied Financial Economics*, Vol. 8, No. 5, s. 495-503, 1998.
- Klein, Michael W. og Nancy P. Marion: Explaining the Duration of Exchange-rate Pegs, NBER Working Paper No. 4651, 1994.
- Lewis, Karen K.: Puzzles in International Financial Markets, NBER Working Paper No. 4951, 1994.
- Maddala, Kameswari: *Introduction to Econometrics*, 3. utgave, John Wiley & Sons LTD, 2001.
- Meese, Richard A. og Kenneth Rogoff: Empirical Exchange Rate Models of the Seventies - Do they fit out of sample?, *Journal of International Economics*, Vol. 14, No. 1, s. 3-24, 1983.
- Mestad, Viking: Frå fot til feste - Norsk valutarett og valutapolitikk 1873-2001, Norges Banks Skriftserie, nr. 30, 2002.
- Mishkin, Frederic S.: *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*, 4. utgave, Harper Collins, 1995.
- Mundaca, Gabriel og Jon Strand: Norsk økonomisk politikk og økt åpenhet i internasjonale kapitalmarkeder, kap. 9 i *Mot et globalisert Norge?* av Bent Sofus Tranøy og Øyvind Østerud (red.), Gyldendal Norsk Forlag AS, 2001.

- Naug, Bjørn E.: Faktorer bak utviklingen i kronekursen - en empirisk analyse, kap. 7 i Hvilke faktorer kan forklare utviklingen i valutakursen?, Norges Banks skriftserie nr. 31, 2003.
- Norman, Victor D.: Næringsstruktur og utenrikshandel i en liten åpen økonomi, Universitetsforlaget, Oslo, 1993.
- Phillips, P.C.B: Understanding Spurious Regressions in Econometrics, Journal of Econometrics 33, s. 311-340, 1987.
- Rogoff, Kenneth: The Purchasing Power Parity Puzzle, Journal of Economic literature, Vol. 34, No. 2, s. 647-668, 1996.
- Sachs, Jeffrey D. og Felipe Larrain B.: Macroeconomics In The Global Economy, Harvester Wheatsheaf, 1993.
- Solnik, Bruno: International investments, 4. utgave, Addison-Wesley, 2000.
- Stahr, Karsten og Pål Winje: Valutakursregime, kapitalrestriksjoner og finanskriser i fremvoksende økonomier, Penger og Kreditt nr. 3/01, Norges Bank, 2001.
- Svensson, Lars E.O., Kjetil Houg, Haakon O.Aa. Solheim og Erling Steigum: An Independent Review of Monetary Policy and Institutions in Norway, Norges Bank Watch 2002, Centre for Monetary Economics, BI, 2002.
- Taylor, Mark P.: Covered Interest Parity: A High-frequency, High-quality Data Study, Economica, 54, s 429-438, 1987.
- Taylor, Mark P.: Covered Interest Arbitrage and Market Turbulence, The Economic Journal, Vol. 99 (Juni), s. 376-391, 1989.

- Torvik, Ragnar: Realvalutakurs og innfasing av oljeinntekter, kap. 2 i Hvilke faktorer kan forklare utviklingen i valutakursen?, Norges Banks skriftserie nr. 31, 2003.
- Vale, Bent: Finansmarkedenes rolle, penge- og valutapolitikken, kap. 1 i Norske finansmarkeder, norsk penge- og valutapolitikk. Norges Banks skriftserie nr. 23, 1995.
- Varian, Hal R.: Microeconomic analysis, tredje utgave, W. W. Norton & Company, 1992.
- Vikøren, Birger: Exchange Rate Expectations and Risk Premium: An Empirical Investigation, Arbeidsnotat 1991/6, Norges Bank, 1991.
- Wang, Peijie: Financial Econometrics - Methods and models, Routledge, 2003.
- Aftenposten: Gjedrem utløste rentefall, 5. januar 1999.
- Finansdepartementet: St.meld. nr. 29 (2000-2001): Retningslinjer for den økonomiske politikken, 2001.
- Finansdepartementet: St.meld. 1 (2001-2002): Nasjonalbudsjettet 2002, 2001.
- Finansdepartementet: St.meld. 1 (2002-2003): Nasjonalbudsjettet 2003, 2002.
- Finansdepartementet: St.meld. 2 (2002-2003): Revidert nasjonalbudsjett, 2003.
- Norges Bank: brev til Finansdepartementet av 21. oktober 1999: Den økonomiske politikken i 2000, 1999.
- Norges Bank: Norges Banks årsberetning 1999, 2000.

- Norges Bank: Forvaltning av Statens petroleumsfond - Rapport for første kvartal 2003, 2003a.
- Norges Bank: Norges Banks Strateginotat 1/03: Gjennomføringen av pengepolitikken fram til juni, 2003b.
- Norges Bank: Norges Banks Inflasjonsrapport 2/2003, 2003c.