



UNIVERSITETET I
NORDLAND

HANDELSHØGSKOLEN I BODØ • HHB

MASTEROPPGAVE

Valutalån i et makroøkonomisk perspektiv

*En studie av valutalånets lønnsomhet i sammenheng med
utviklingen i makroøkonomiske variabler*

BE305E - Finansiering og investering

Maiken Benjaminsen
Håkon Engelund
Våren 2015



Abstract

The purpose of this thesis is to discuss foreign currency lending in a macroeconomic perspective. The main focus has been to investigate whether the profitability of currency lending could be described by developments in different macroeconomic variables.

The analysis has been conducted for the estimation period 2000-2014, by using a regression analysis between the currencies as follows: Swiss Francs (CHF), Euro (EUR), US dollars (USD) and Japanese yen (JPY). The chosen macroeconomic variables were the oil price, international financial risk through the Global Risk Indicator-Index (GRI), the return on the US stock markets through Standards & Poor's 500 stock index (S&P 500), and price differences in the consumer price index (CPI).

The report shows that foreign currency loans tend to be profitable when oil prices are high, the return on US stock exchanges are high, and the price level is high, while the exchange rate is strong and the interest rate differentials are positive. Foreign currency loans tend to be less profitable when the world economy is characterized by a high degree of turmoil, and when the price level in Norway is high while the exchange rate is weak and the interest rate differentials are low or negative.

Forord

Denne utredningen er skrevet som en avsluttende oppgave for siviløkonomstudiet ved Handelshøgskolen i Bodø, våren 2015. Oppgaven står for 30 av totalt 60 studiepoeng det avsluttende året, og er skrevet av to studenter med spesialisering innenfor profileringen finansiering og investering.

Oppgavens tema omhandler valutalån i et makroøkonomisk perspektiv. I undersøkelsen analyserer vi valutalånets lønnsomhet opp mot utviklingen i makroøkonomiske variabler.

Arbeidet med oppgaven har vært svært lærerikt, og arbeidet med valutamarkedet har vært veldig spennende. Da vi først valgte temaet valutalån, fikk vi tilbakemeldinger om at teamet var lite i tiden. Etter hvert som vi innledet arbeidet begynte kronkursen å svekkes, og det ble plutselig rapportert om valutalån i økonominyhetene med høy frekvens. Dette økte interessen for temaet ennå mer.

Til slutt ønsker vi å takke veileder Professor Øystein Gjerde ved Norges Handelshøyskole for gode tilbakemeldinger og kommentarer underveis i prosessen.

Maiken Benjaminsen

Bodø, 18. Mai 2015

Håkon Englund

Sammendrag

Formålet med oppgaven har vært å sette valutalånet i et makroøkonomisk perspektiv. Hovedfokuset var å undersøke om valutalånets lønnsomhet kunne beskrives ved hjelp av utviklingen i noen utvalgte makroøkonomiske variabler. Vi ønsket å se om det var flere faktorer i tillegg til høye rentedifferanser og sterk kronekurs, som var med å avgjorde om valutalån vil være en god investering eller ikke. Vi har analysert både valutakursutviklinger og rentedifferanser opp mot de samme makroøkonomiske variablene for å avsløre eventuelle synergieffekter.

Analysene er gjort i estimeringsperioden 2000-2014. Vi har valgt å gjøre individuelle analyser av fire valutaer, henholdsvis sveitserfranc (CHF), euro (EUR), amerikanske dollar (USD) og japanske yen (JPY). De makroøkonomiske variablene vi valgte å inkludere i analysen var oljeprisen, internasjonal finansuro gjennom den globale risikoindekoren (GRI), avkastningen på det amerikanske aksjemarkedet gjennom Standard & Poors 500 (S&P 500), og forskjeller i prisnivå gjennom konsumprisindeksen (KPI).

Sammenhengene er analysert ved hjelp av regresjonsanalyser basert på minste kvadraters metode (OLS), hvor hensikten var å se hvordan forklaringsvariablene korrelerte med utviklingen i både valutakursen og rentedifferansen mellom Norge og utland, for deretter å sette dem i forbindelse med valutalån. Vi ser at sammenlignet med tidligere kronekursmodeller kan finanskrisen ha gjort det vanskeligere å forklare utviklingen i kronekursen, samt at noen makroøkonomiske variabler har fått endret betydning.

Utredningen viser at valutalån kan være mer lønnsomt når; rentedifferansen er positiv, valutakursen forrige periode var sterk, oljeprisen er høy, avkastningen på S&P 500 er høy, og prisnivået i Norge er høyt samtidig som kronen er sterk. Videre vil valutalån være mindre lønnsomt når; valutakursen var svak forrige periode, verdensøkonomien er preget av mye uro, prisnivået i Norge er høyt samtidig som kronen er svak, og når rentedifferansen er lav eller negativ.

Innholdsfortegnelse

1. Innledning	1
1.1 Oppgavens oppbygging.....	4
2. Valuta	6
2.1 Valutakurser	6
2.2 Valutakursregimer	6
2.3 Valutamarkeder.....	8
2.4 Aktører i valutamarkedet.....	9
2.5 Tilbud og etterspørsel etter valuta.....	9
2.6 Valutalån.....	11
3. Renter	15
3.1 Prisen på penger.....	15
3.2 Pengepolitikk.....	16
3.2.1 Transmisjonsmekanismen.....	16
3.3 Utviklingen i styringsrenten	17
4. Paritetsrelasjoner	19
4.1 Introduksjon til paritetsrelasjonene	19
4.2 Dekket renteparitet	20
4.3 Udekket renteparitet.....	23
4.4 Forventningshypotesen	27
4.5 Kjøpekraftsparitet	28
4.6 Sammenhenger mellom paritetene.....	30
4.7 Forutsetningene for paritetsrelasjonene i virkeligheten	31
5. Risiko	33
5.1 Hva er risiko?	33
5.2 Risikoholdninger.....	33
5.3 Valutarisiko.....	36
6. Utvalgte makroøkonomiske variabler	38
6.1 En liten åpen økonomi.....	40
6.2 Oljepris.....	40
6.3 Prisnivå og inflasjonsforskjeller (KPI).....	44
6.4 Det amerikanske aksjemarkedet (S&P 500)	46
6.5 Internasjonal finansuro (GRI).....	48
6.6 Rentedifferansen	50

6.7 Andre vurderte faktorer	51
6.7.1 BNP	51
6.7.2 Oslo Børs.....	52
6.7.4 Boligprisindeksen.....	52
7. Metode	54
7.1 Forskningsdesign.....	54
7.2 Økonometrisk metode	55
7.2.1 Introduksjon.....	55
7.2.2 Enkel lineær regresjon og minste kvadraters metode.....	57
7.2.3 Klassisk lineær regresjon	60
7.2.4 Multipel regresjon.....	61
7.2.5 Residualleddets forutsetninger	61
7.2.6 Evaluering av modellen	74
7.3 Reliabilitet og validitet.....	75
7.3.1 Reliabilitet.....	75
7.3.2 Validitet	78
7.4 Vårt datamateriale.....	79
7.4.1 Inkluderte dummyvariabler	80
8. Analyse	83
8.1 Test av UDRP	83
8.2 Forklaringsmodell for valutakurs- og renteutvikling.....	85
8.2.1 Sveitserfranc (CHF).....	88
8.2.2 Euro	91
8.2.3 Amerikanske dollar (USD).....	93
8.2.4 Japanske yen (JPY)	95
8.3 Dynamikk i forklaringsvariablene for valutakursen.....	96
8.3.1 Valutakursen perioden før	97
8.3.2 Rentedifferanse.....	98
8.3.3 Oljepris.....	99
8.3.4 GRI	100
8.3.5 S&P 500.....	101
8.3.6 KPI-differansen	102
8.3.7 Kryssvaluta	103
8.3.8 Oppsummering	104
8.4 Dynamikk i forklaringsvariablene for endring rentedifferansen	105

8.5 Prediksjonsmodell for valutakurs og rentedifferanseutvikling.....	108
8.5.1 Prediksjonsmodell for valutakursen	110
8.5.2 Oppsummering valutaprediksjonsmodell.....	112
8.5.3 Prediksjonsmodell rentedifferanse.....	113
8.6 Oppsummering valutakurs- og rentedifferansemodeller.....	115
8.7 Modellen sammenlignet med virkeligheten	117
8.7.1 Grafisk vurdering av valutalån mot makroøkonomiske variabler.....	117
8.7 Talleksempel – når lønner det seg med valutalån?.....	123
8.7.1 Betydningen av timing for et valutalån i CHF	123
8.7.2 Betydningen av ”tvungen innfrielse” i JPY og CHF.....	125
9. Konklusjon	128
10. Veien videre.....	130
Referanseliste	131

Figuroversikt

Figur 1 Uttalelser om valutalån	1
Figur 2 Likevekt i tilbud og etterspørsel etter valuta.....	10
Figur 4 Lånekostnader i hjemland og utland (Sercu & Uppal, 1995).....	12
Figur 5 Valutalån for norske husholdninger, 1988-2014 (i millioner) (SSB,2014b).....	13
Figur 8 Styringsrenten i Norge 1992-2014 (Norges Bank, 2014).....	18
Figur 9 Renteparitetslinjen (Levi, 1990: Levich, 2001)	22
Figur 12 Paritetssammenhenger (Buckley, 1998).....	30
Figur 13 Risikoholdninger gitt lik avkastning hjemlån og valutalån	34
Figur 14 Risikoholdninger gitt ulik avkastning hjemlån og valutalån.....	35
Figur 15 Statens pensjonsfond utland (Regjeringen, 2014a).....	42
Figur 16 Valutakurser og oljeprisen.....	43
Figur 17 Global risikoindeks, (Bernhardsen og Røisland, 2000).....	49
Figur 18 Hypotetisk-deduktiv tilnærming (Befring, 2002)	55
Figur 19 Grafisk fremstilling av minste kvadraters metode.....	58
Figur 20 Grafisk fremstilling av residualledd	60
Figur 21 Homoskedastiske og heteroskedastiske restledd.....	62
Figur 22 Durbin-Watson test for autokorrelasjon.....	65
Figur 23 Normalfordeling, skjevhet og kurtose	67
Figur 24 Grafisk fremstilling av ekstremobservasjon i OLS-regresjon	76
Figur 25 Ekstremobservasjoner i restleddene	77
Figur 26 Grafisk fremstilling makroøkonomiske variabler, valutakurs, rentedifferanser og omfang valutakurs (endringsform).....	118
Figur 27 Makroøkonomiske variabler og NOK/CHF	121
Figur 28 Makroøkonomiske variabler og NOK/JPY	122

Tabelloversikt

Tabell 1 Konsekvenser av rente- og valutakursutviklinger	13
Tabell 2 Tidligere forskning	39
Tabell 3 Test UDRP	84
Tabell 4 Residualleddets forutsetninger med tilhørende botemiddel.....	87
Tabell 5 Forklaringsmodell NOK/CHF	88
Tabell 6 Forklaringsmodell NOK/EUR	91
Tabell 7 Forklaringsmodell NOK/USD	93
Tabell 8 Forklaringsmodell NOK/JPY	95
Tabell 9 Valutakursen perioden før	97
Tabell 10 Rentedifferanse.....	98
Tabell 11 Oljeprisen	99
Tabell 12 GRI	100
Tabell 13 S&P 500.....	101
Tabell 14 KPI-differansen	102
Tabell 15 Kryssvaluta	103
Tabell 16 Oppsummering forklaringsmodeller for valutakursen	105
Tabell 17 Oppsummering forklaringsvariabler for endring i rentedifferansen.....	105
Tabell 18 Oppsummering forklaringsmodeller for rentedifferansen.....	108
Tabell 19 Prediksjonsmodell for endring i valutakursen.....	110
Tabell 20 Oppsummering prediksjonsmodell for endring i valutakursen	113
Tabell 21 Prediksjonsmodell for endring i rentedifferansen.....	113
Tabell 22 Oppsummering prediksjonsmodell for endring i rentedifferansen.....	114
Tabell 23 Oppsummering valutakurs- og rentedifferansemodeller	115
Tabell 24 Lån i CHF versus lån i NOK.....	124
Tabell 25 Lønnsomhet ved lån i CHF versus lån i NOK	124
Tabell 26 Lån i JPY versus lån i NOK.....	125
Tabell 27 Lønnsomhet ved lån i JPY versus lån i NOK.....	126

Oversikt vedlegg:

Vedlegg 1: Stasjonærhetstest.....	136
Vedlegg 2: Regresjonsanalyse.....	176
Vedlegg 3: Heteroskedasitetstest.....	184
Vedlegg 4: JB.....	193
Vedlegg 5: Multikollinearitet.....	197
Vedlegg 6: UDRP test.....	199
Vedlegg 7: Bankenes krav til Valutalån.....	204
Vedlegg 8: Forklaring av informasjonskriteriene.....	205
Vedlegg 9: Test av informasjonskriterier.....	206

Begrepsforklaring:

Aksjekurs	Prisen på en aksje
Arbitrasje	Utnyttelse av prisforskjeller i ulike markeder slik at man oppnår en risikofri fortjeneste
Bytteforholdet	Ovenfor utlandet. Forholdet mellom eksportpriser og importpriser
Deflasjon	Styrking av pengenes kjøpekraft. Også definert som nedgang i det generelle prisnivået. Det motsatte av inflasjon
Depresiering	Svekkelse
Depresieringsrate	Prosentvis forringelse av verdien på realkapital i løpet av en periode
Derivat	Et derivat er et verdipapir der kontantstrømmen er en funksjon av prisen på et underliggende verdipapir/objekt
Eksogen variabel	Variabel som får sin verdi fastsatt utenfor modellen, de kjente variablene.
Ekspansiv	Utvidende
Eksport	Salg av varer og tjenester fra et land til andre land
Etterspørselsfunksjon	En sammenheng mellom etterspørsel og variable som påvirker etterspørselen
Etterspørselskurve	En kurve som viser sammenheng mellom prisen på et gode og etterspørselen etter godet
Etterspørselsoverskudd	En situasjon der etterspørselen overstiger tilbudet
Etterspørselssjokk	Endringer i aggregert etterspørsel pga. Endret privat konsum, endrede realinvesteringer, endret eksportetterspørsel eller endrede offentlige utgifter
Euro	Felles valutaenhet for landene som er medlem av den Europeiske Monetære Union (EMU)
Fisher-effekt	Sier at en økning i inflasjon fir en tilsvarende økning i den nominelle renten sli kat realrenten holdes konstant
Fisher-ligningen	Sier at nominell rente er realrente + inflasjon
Foliorenten	Den renten bankene får på korte plasseringer i Norges Bank, også betegnes som styringsrente. Foliorenten vil representere nedre grense for pengemarkedsrenten.
Gullstandard	Et pengesystem der en gitt pengeenhet kan byttes i en gitt mengde

	gull hos sentralbanken
Handelsbalanse	Differansen mellom verdien av et lands eksport og import
Import	Et lands kjøp av varer og tjenester fra andre land
Inflasjon	Svekkelse av pengenes kjøpekraft. Også definert som økning i det generelle prisnivået
Inflasjonsgap	Differansen mellom faktisk inflasjon og inflasjonsmålet
Inflasjonsmål	Et mål for pengepolitikken om lav og stabil prisstigning
Interbankmarkedet	Markedet for korte lån mellom banker
Investor	En person, et selskap eller en institusjon som plasserer penger i verdipapirer, eiendom, råvarer eller andre aktive med det formål om å oppnå gevinst.
Kjøpekraft	Uttrykker hvor mye varer/tjenester man kan få kjøpt for en gitt pengemengde
Kjøpekraftsparitet	Det at prisen på en vare er lik i ulike land når man regner om til samme valutaenhet
Konkurranssevne	Norske bedrifters evne til å konkurrere med utenlandske tilbydere enten på hjemmemarkedet eller på markeder utenfor Norge
Konsum	Mengde av konsumgoder som forbrukes i løpet av en periode. Splittes gjerne i offentlig og privat konsum,.
Konsumprisindeks	En indeks som består av et vektet gjennomsnitt av prisene på et utvalg konsumgoder. Endringer i denne brukes som mål på inflasjon/deflasjon.
Kontraktiv	Tilstrammende
Kontraktiv finanspolitikk	Tilpasning av offentlige utgifter og/eller skatter som tar sikte på å dempe aktivitetsnivået
Kontraktiv pengepolitikk	Tilpasning av pengemengde/rente som tar sikte på å dempe aktivitetsnivået
Kort sikt	En tidsperiode hvor en eller flere innsatsfaktormengder ikke kan endres innenfor denne perioden. I makroøkonomi gjerne assosiert med et perspektiv på inntil 3 år fram i tid.
Kursrisiko	Risikoen for at man får et kursfall på et verdipapir
Kurssikring	Betegnelsen på å sikre en betalingsstrøm, eller et beløp, ved å

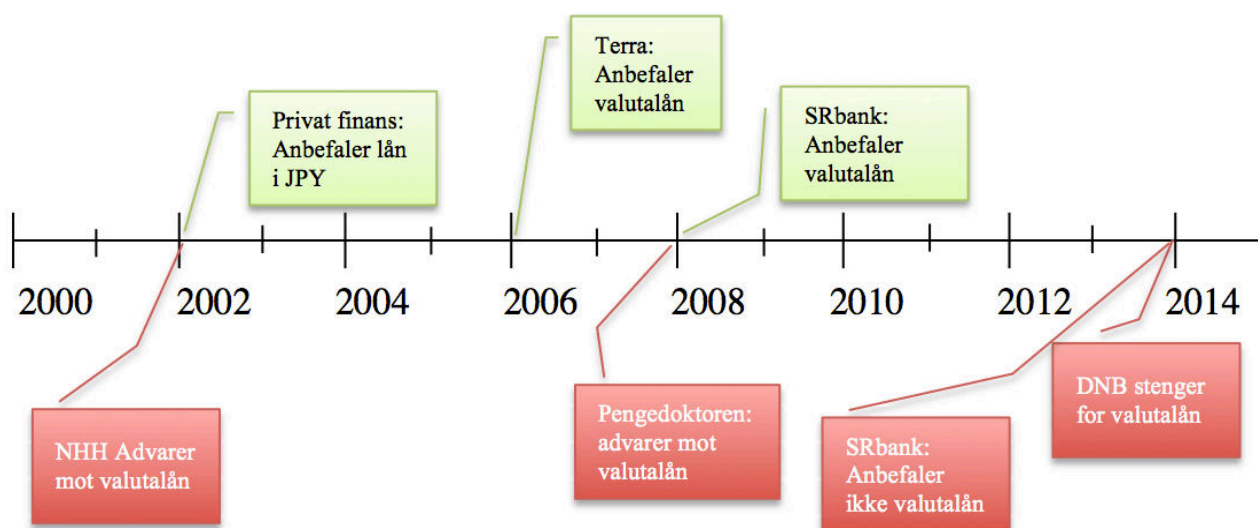
	bruke ulike kurssikringsmomenter
Lang sikt	Den tiden som må til for å gjøre alle innsatsfaktorer variable
Likevekt	Karakterisert ved at tilbud er lik etterspørsel. Verken tilbydere eller etterspørrere har incentiver for å endre sin tilpasning
Likviditet	Benyttes som betalingssevne når man relaterer det til personer og foretak. Kan også benyttes om objekter og henspiller da på hvor raskt og til hvilken pris et objekt kan omgjøres til penger/realgoder.
Likviditetsrisiko	Risikoen for at en finansinstitusjon ikke har tilstrekkelige likvider for å innfri sine forpliktelser
Løpetid	Tiden fram til et lån skal være helt innfridd
Makroøkonomi	Den del av samfunnsøkonomifaget som omhandler aggregerte størrelser i økonomien, slik som samlet produksjon, samlet sysselsetting samlet konsum osv.
Marked	En møteplass for tilbydere og etterspørrere hvor interaksjonen mellom disse bestemmer pris og omsatt kvantum
Markedseffisiens	Prisen på et verdipapir vil til enhver tid gjenspeile all tilgjengelig informasjon om eiendelens fundamentale verdi
Markedsrisiko	Risikoen for tap på aktiva eller negative effekter på inntjening som følge av svingninger markedsprisen på varer, renteendringer, og valutakursendringer
Nominell depresiering	En svekkelse av den nominelle valutakurs
Nominell rente	Pålydende rentesats normalt oppgitt som renten pr. År
Nåverdi	Dagens verdi av fremtidige kontantstrømmer
Obligasjon	Rentebærende verdipapir som utstedes av bedrifter, kommuner og staten
Opsjon	En avtale mellom to parter som gir en rett, men ingen plikt, til å kjøpe eller selge et underliggende verdipapir innen eller på en fremtidig dato til en bestemt pris/innløsningskurs
Pengepolitikk	Tiltak for å påvirke pengemengden og rentenivå for derigjennom å stabilisere den økonomiske utviklingen
Portefølje	En beholdning av verdipapirer
Prisindeks	Et vektet gjennomsnitt av flere priser. Utviklingen i denne vil

	uttrykke den gjennomsnittlige prisstigningen for de objektene som inngår i indeksen.
Pålydende	Verdien som er påført et verdipapir ved utstedelse
Realappresiering	En realappresiering av for eksempel euroen betyr at realvalutakursen øker, som igjen betyr at varer kjøpt i eurosonen blir relativt dyrere
Realdepresiering	En realdepresiering av for eksempel euroen betyr at realvalutakursen synker, som igjen betyr at varer kjøpt i eurosonen blir relativt billigere
Realrente	(tilnærmet) nominell rente minus prisstigning. Den reelle lånekostnad
Realvalutakurs	Forholdet mellom prisen på varer kjøpt i utlandet målt i norske kroner og prisen på de samme varer kjøpt hjemme.
Risikopremie	Meravkastning som investoren krever på en risikofylt investering i forhold til risikofri rente.
Sertifikater	Rentebærende papirer med løpetid på inntil ett år
Spotmarked	Et marked der oppgjør og levering skjer samme eller neste dag
Spuriøs	Sammenheng som framstår som et årsak-virkningforhold, men ikke er det
Systematisk risiko	Betegnes også som markedspriserisiko. Risiko som alle selskaper i større eller mindre grad er utsatt for; konjunktursvingninger hjemme og ute, rentesvingninger, endringer i oljepris etc.
Tilbudsfunksjon	En sammenheng mellom tilbudet av et gode og de variable som påvirker tilbudet
Tilbudskurve	En kruse som viser sammenhengen mellom prisen på et gode og hvor mye produsentene er villige til å produsere det
Tilbudsoverskudd	Når tilbudet er større enn etterspørselen
Toll	En avgift på importerte varer
Transaksjonskostnader	Kostnader i forbindelse med kjøp og salg av varer og tjenester som kommer i tillegg til prisen på produktet. Eksempler her er transportkostnader og meglerhonorarer.

1. Innledning

I August 2002 kunne Dagens Næringsliv rapportere at ”Mange satser på valutalån” (DN, 2002). En kombinasjon av et vedvarende høyt rentenivå, og en sterk kronekurs, gjorde at lån i utenlandsk valuta fristet nordmenn med vesentlige økonomiske besparelser, sammenlignet med lån i norske kroner. 12 år senere, kunne samme avis melde om at ”Svekket krone gir lånesmell” (DN, 2014a). I artikkelen beskriver de hvordan et kjøpesenterselskap i Alta, og en byggmester i Stavanger, satt igjen med store tap som følge av valutalån.

Valutalån begynte sin storhetstid mot slutten av nittitallet. På det tidspunktet kunne rentefordelen ved å ta opp lån, i for eksempel sveitserfranc, være på hele 8%. Valutalån ble da solgt som et attraktivt og alternativt finansieringsmiddel sammenlignet med et ”vanlig” lån i norske kroner. Siden den gang har ekspert uttalelsene i forhold til valutalån variert fra direkte anbefalinger til advarsler.



Figur 1 Uttalelser om valutalån

I etterkant av finanskrisen har oppmerksomheten rundt valutalån vært relativt lav, men ved slutten av 2014 førte kronesvekkelsen til en totalomvending. I januar 2015 gikk Kjetil Søyland, hos meglerselskapet Multi Markets, ut å omtalte valutalån som ”Verdens desidert farligste finansprodukt”. En rekke andre anerkjente økonomer fulgte etter og advarte også mot valutalån. DNB valgte i januar å stenge for valutalån til finansiering av boligkjøp.(E24, 2015).

Valutalån kan gi en økonomisk fordel gjennom to ulike effekter: rentebesparelser og valutakursgevinster. Dersom renten i Norge er høyere enn renten i utlandet, vil et lån i utenlandsk valuta kunne føre til besparelser som følge av lavere rentekostnader. Dersom rentedifferansen mot en utenlandsk valuta for eksempel er 5%, vil man ved et lån på 1 million kunne spare opp til 50.000 kroner i rentekostnader pr. år, gitt at valutakursen holdes stabil. Valutakursgevinster kan oppstå dersom den norske kronen styrker seg mot den utenlandske valutaen i løpet av låneperioden. Det totale lånebeløpet vil da ved innfrielse være mindre enn det opprinnelige lånebeløpet ved opptak. En banksjef i Sparebanken Øst valgte i slutten av 2008 å investere i euro på et tidspunkt hvor eurokursen var svært høy. Tre måneder senere hadde kronen styrket seg mot euro, og låneverdien var redusert med over 300.000 kroner (Nettavisen, 2009). Hvis den norske kronen svekker seg mot den utenlandske valutaen, vil det totale lånebeløpet øke. Effekten av en svekket kronekurs kan i noen tilfeller være større enn effekten av en positiv rentedifferanse, og valutalånet kan bli ulønnsomt. Valutalån medfører risiko da både rente- og valutakursendringer er usikre. Privatpersoner og bedrifter har tidligere opplevd store økonomiske tap som følge av valutalån. For eksempel opplevde et eldre ektepar et tap på 900.000 kroner, på valutalånet de tok opp for å berge sønnens økonomi (E24, 2014). Skigiganten Madshus meldte i 2008 om et tap på rundt 18 millioner kroner som følge av valutalån (E24, 2009).

I dag er den norske økonomien preget av et relativt lavt rentenivå, sammenlignet med tidligere år. I tillegg har den norske kronen siden slutten av 2014 svekket seg, blant annet som følge av den svake oljeprisen. Utenlandsgjelden for husholdninger i Norge har i løpet av de 5 siste årene halvert seg i størrelse, og ligger i dag på 16,446 milliarder kroner (SSB, 2014b).

Det at ett og samme finansieringsmiddel kan gi store økonomiske gevinster i et tilfelle, og store økonomiske tap i et annet, har vekket en sterk interesse for temaet hos oss. Når bankene har gått fra å direkte anbefale valutalån, til å nekte valutalån som finansieringsmiddel, lurar vi på hva mer som ligger bak lønnsomheten, i tillegg til renteutviklingen og valutakursutviklingen.

Det er gjort få undersøkelser direkte på valutalån tidligere, og de fleste var gjort under valutalånets ”storhetstid” (se Ballovarre (1994); Wisth (1990); Aas, Bardo, og Helø (2003)).

Denne oppgaven er skrevet med fokus på valutasikring og risiko knyttet til valutalånet. Vi ønsker å skifte fokus til hva som påvirker valutalånets lønnsomhet. For å avgjøre dette måtte vi finne hva som påvirker kronekursen, og hva som påvirker rentenivået. Basert på en rekke tidligere undersøkelser gjort på valutakursmodeller og renteutviklingsmodeller, har vi derfor valgt oss ut fire makroøkonomiske variabler. Disse variablene ønsker vi å teste for sammenhenger mellom både valutakursutvikling og utvikling i rentedifferansen mellom Norge og utland. Vi formulerer derfor følgende problemstilling:

Kan valutalånets lønnsomhet predikeres ved hjelp av utviklingen i makroøkonomiske variabler?

De utvalgte makroøkonomiske variablene er oljepris, S&P 500, GRI og KPI. Videre har vi valgt å gjennomføre analysen på kronekursen mot fire ulike valutaer, for å avdekke hvilke fenomener som er knyttet til den enkelte valuta, og hvilke som er knyttet til kronen generelt. De valgte valutaene er henholdsvis CHF, EUR, USD og JPY.

Analysen vil bli gjort ved hjelp av regresjonsanalyse i statistikkprogrammet Eviews. Analysen er gjort på en grunnleggende hypotese om at det finnes en sammenheng mellom valutalånets lønnsomhet (gjennom valutakursutvikling og utvikling i rentedifferanser) og makroøkonomiske variabler. Det er utviklet individuelle hypoteser for hver enkelt variabel som er presisert senere i oppgaven.

1.1 Oppgavens oppbygging

Vi vil her gi en kort gjennomgang av oppgavens oppbygging, kapittel for kapittel:

- Kapittel 1** Oppgaven starter med et innledende kapittel hvor oppgavens tema og problemstilling presenteres.
- Kapittel 2** Dette kapitlet redegjør for teori knyttet til valuta. Vi vil gjennomgå ulike valutakurser, valutakursregimer, valutamarkeder, aktører i valutamarkedet, samt tilbud og etterspørsel etter valuta. Avslutningsvis vil vi gi en introduksjon til vårt hovedtema valutalån.
- Kapittel 3** I dette kapitlet vil vi presentere teori knyttet til renter. Her vil vi gi en introduksjon til ulike rentebegreper, beskrive pengepolitikken og transmisjonsmekanismen, før vi avslutter med å beskrive hvordan utviklingen i den norske styringsrenten har vært de siste årene.
- Kapittel 4** Dette kapitlet består av økonomisk teori knyttet til de ulike paritetsrelasjonene. Her vil vi gjennomgå dekket renteparitet, udekket renteparitet, kjøpekraftsparitet og forventningshypotesen. De ulike fenomenene vil defineres og drøftes i forhold til tidligere forskning. Avslutningsvis vil vi beskrive sammenhengene mellom paritetene og gi en kritisk vurdering av forutsetningene de er bygd på.
- Kapittel 5** I dette kapitlet vil vi redegjøre for risiko, risikoholdninger og valutarisiko, og videre knytte de ulike begrepene opp mot valutalån
- Kapittel 6** Dette kapitlet gir en gjennomgang av de ulike makroøkonomiske variablene vi har valgt å inkludere i vår analyse. Først gis en kort beskrivelse av den norske økonomien, før vi beskriver oljeprisen, prisnivå og inflasjonsforskjeller, det amerikanske aksjemarkedet, internasjonal finansuro og rentedifferansen. Hver variabel blir definert med tilhørende hypoteser og tidligere funn gjort på variabelen. Avslutningsvis presenterer vi også andre faktorer som ble vurdert, men som ikke er tatt med i den endelige analysen.
- Kapittel 7** I dette kapitlet gir vi en grundig gjennomgang av metoden brukt i analysen. Vi går her gjennom forskningsdesign, økonometrisk metode, reliabilitet og validitet før vi avslutningsvis beskriver vårt datamateriale.

Kapittel 8 Dette kapitlet består av selve analysedelen. Her vil vi først vise en test om hvorvidt udekket renteparitet holder i vårt datasett. Videre vil vi fremstille både en forklaringsmodell og en prediksjonsmodell for endring i valutakurser og rentedifferansen. Vi vil diskutere dynamikken i forklaringsvariablene og diskutere konsekvensene de ulike variablene kan ha for valutalån. Avslutningsvis vil vi framstille resultatene grafisk i sammenheng med det faktiske omfanget av valutalån, og presentere to talleksempel som viser hvordan lønnsomheten i valutalån har vært, samt viktigheten av timing og ”tvungen innfrielse”.

Kapittel 9 I dette kapitlet oppsummerer vi våre konklusjoner.

Kapittel 10 I dette kapitlet gir vi våre anbefalinger til videre undersøkelser.

2. Valuta

I følgende kapittel vil vi gi en introduksjon av valutakurser, valutakursregimer, samt ulike valutamarkeder og ulike aktører i markedet. Her vil vi definere ulike begreper i forhold til valutakurser og endring i valutakurser. Vi vil også beskrive utviklingen av ulike valutakurssystemer og hvordan de fungerer. Avslutningsvis vil vi presentere valutilån og situasjonen for valutilån i Norge, samt motivasjonen bak valutilån.

2.1 Valutakurser

Valutakurser uttrykker hvor mye én valutaenhet er verdt, målt i en annen valutaenhet. Valutakursen kan oppgis ved direkte eller indirekte notering. Direktenotering oppgir antall NOK det koster for én enhet utenlandsk valuta, for eksempel NOK 6 pr. USD 1. Ved indirekte notering uttrykkes prisen på én norsk krone, oppgitt i en utenlandsk valuta, for eksempel USD 0,16667 pr. NOK 1. Vi skiller mellom nominell og reell valutakurs. Nominell valutakurs uttrykker bytteforholdet mellom to lands pengeenheter, mens realvalutakursen uttrykker bytteforholdet mellom landenes varer og tjenester (Synnestvedt, 2009). Dersom inflasjonen er lik i både hjemland og utland, vil utviklingen i realvalutakursen være lik utviklingen i den nominelle valutakursen. Siden vår interesse hovedsakelig er valutilån, og dermed bytteforholdet mellom pengeenheter, vil vi i vår oppgave forholde oss til nominelle valutakurser.

2.2 Valutakursregimer

Under andre verdenskrig vedtok de vestlige landene et nytt system for verdifastsettelse av det enkelte lands valutaenhet, senere kjent som Bretton Woods-avalen. Avtalen innebar at de ulike valutaenhetene skulle knyttes opp mot prisen på en bestemt mengde gull, oppgitt i amerikanske dollar. Som en konsekvens av denne avtalen ble "The International Monetary Fond" (IMF) stiftet 22. juli 1944. Formålet med IMF var å regulere medlemslandenes valutaordninger. Norge knyttet seg til denne avtalen i 1946. I 1971, da Bretton Woods-avtalen opphørte, lot Japan og de største europeiske landene sin nasjonale valuta flyte fritt mot den amerikanske dollaren. Dette systemet, hvor en rekke store valutaer flyter fritt mot hverandre, er det samme systemet vi opererer med i dag. I 1992 var det et vedvarende sterkt press på den norske kronen, noe som førte til et politisk vedtak om at også Norge skulle innføre en flytende valutakurs. I utgangspunktet var vedtaket bare midlertidig, da planen var å gå tilbake til fastkurspolitikken når presset på kronen hadde roet seg. I 1994 kom derimot

nye retningslinjer for pengepolitikken, hvor det ble presisert at Norge skulle fortsette å holde en flytende valutakurs. Norges Bank fikk oppgaven med å holde kronekursen stabil mot de andre europeiske valutaene, ved hjelp av styringsrenten (Korsvold, 2000).

Et valutakursregime kan forstås som regler og ordninger for hvordan valutakursen skal fastsettes. Valutakursregimer preges av en varierende grad av fleksibilitet, men det er vanlig å gjøre et hovedskille mellom fast og flytende valutakurssystemer. Ved fast valutakurs fastsetter myndighetene valutakursen opp mot en annen valuta, vanligvis den viktigste handelspartneren. Myndighetene, gjennom sentralbanken, må da innrette pengepolitikken slik at valutakursen holder seg nær valutakursmålet. Sentralbanken kan gjøre dette ved hjelp av to virkemidler: kjøpe og selge utenlandsk valuta, eller bruke renten for å styre etterspørselen etter egen valuta. Ved flytende valutakurser lar derimot myndighetene valutakursen bestemmes av markedet (Steigum, 2004). Valutakursen avhenger da av tilbud og etterspørsel i markedet. Ved flytende valutakurs har ikke sentralbanken noen spesifikke målsetninger om hvor valutakursen skal ligge. I tilfeller hvor sentralbanken ikke gjør noe for å påvirke valutakursen snakker vi om en rent flytende valutakurs. Dersom sentralbanken prøver å påvirke kursen, selv om man har flytende kurs, snakker vi om styrt flyt, eller "dirty float" (Synnestvedt, 2009). Når sentralbanken intervenserer i valutamarkedet, kjøper eller selger de kroner for å påvirke kronekursen. Norges Bank har alltid midler tilgjengelig for å kunne intervensere, men vil normalt sett ikke gjøre det. Valutaintervensjoner er ikke egnet til å påvirke kronekursen på lang sikt, og vil bare være aktuelt når kronekursen går utenfor grensene av rimelighet, i forhold til sentralbanken inflasjonsmål og styringskreftene i markedet. Valutaintervensjoner kan også være aktuelt dersom det er store kortsiktige svingninger i kronekursen, samtidig som likviditeten i valutamarkedet er sterkt redusert. Norges Bank har ikke intervensert i valutamarkedet siden 1999 (Norges Bank, 2006).

For å beskrive utviklingen i valutakurser benyttes ulike begreper, avhengig av om landet har flytende eller fast valutakurs. Ved flytende valutakurs vil kursen bestemmes av tilbud og etterspørsel i markedet. Da omtales utviklingen i valutakursen som appresiering og depresiering, eller styrkning og svekking. Dersom den utenlandske valutaen blir dyrere, sies det at den har opplevd en appresiering (styrkning). For eksempel, når prisen pr. enhet euro stiger fra 8 til 9 kroner, vil euroen ha appresiert i forhold til den norske kronen. Dersom euroen i stedet blir billigere, og vi må betale 7 norske kroner pr. enhet, sies det at euroen har depreciert (svekket) i forhold til den norske kronen. At en utenlandske valuta appresierer er

det samme som å si at den norske kronen depresierer, og omvendt. Fast valutakurs innebærer at et land låser sin valuta opp mot en annen valuta. Da er det landets regjering som bestemmer prisen på valutaen. Dersom den utenlandske valutaen er en fast valutakurs, benytter man betegnelsene devaluering og revaluering, avhengig om regjeringen velger å skrive opp eller ned valutaen (Synnestvedt, 2009). I vår oppgave vil vi forholde oss til flytende valutakurser, og vil derfor benytte oss av uttrykkene appresiering (eller styrkning) og depresiering (eller svekkelse).

2.3 Valutamarkeder

Valutamarkedet kan deles inn i to segmenter basert på hvem som handler og hvor det handles; Interbankmarkedet hvor bankene handler seg imellom, og klientmarkedet hvor handelen foregår mellom en valutabank og deres kunder (husholdninger, investorer, bedrifter etc). Interbankmarkedet er det største. Videre kan vi dele valutamarkedet inn i to sektorer, avhengig av omsettingstidspunkt; spotmarkedet og derivatmarkedet. Valuta som leveres umiddelbart (samme eller neste dag) omsettes i det som kalles spotmarkedet. Dette er det markedet de fleste privatpersoner forholder seg til i dagliglivet, for eksempel når vi veksler fra NOK til EUR før en utenlandsreise. I slike tilfeller kjøper vi valuta til spotpris, der spotprisen kan tolkes som ”prisen i dag”. Derivater, eller terminkontrakter, omhandler priser på et senere tidspunkt. En terminkontrakt er en avtale om en fremtidig transaksjon til en gitt pris, som avtales i dag. Verdien av derivater avhenger av den fremtidige prisen på det underliggende aktivum som avtalen gjelder for, for eksempel valuta. Investering i derivater gjør det mulig å redusere risiko ved at man avtaler en fast pris på forhånd, uavhengig om markedet faller, stiger eller står stille. I slike tilfeller bruker man derivater som et sikringsmoment, men derivater kan også brukes til spekulasjon. Spekulasjon er kjøp og salg med hensikt å tjene på en fremtidig pris- eller kursforandring (Store norske leksikon, 2014).

Ved terminkontrakter i valutamarkedet opererer man med opsjoner, forwards og futures. En opsjon er en rett, men ikke en plikt, til å kjøpe/selge valuta til en avtalt pris på et gitt tidspunkt. En forward-kontrakt er en avtale mellom to parter om kjøp og salg av valuta til en bestemt kurs, på et bestemt tidspunkt i fremtiden. Forwardkursen avtales ved inngåelse av kontrakten, og kan settes til det aktørene ønsker. Ved futureskontrakter er det dagens kurs i markedet som fungerer som fremtidig pris. Forskjellen mellom forwards og futures er at futures er standardiserte. Futures handles i kontrakter med faste beløpsstørrelser og med

faste forfallsdatoer. Dersom de handles på et regulert marked påløper det daglige beregninger av tap/gevinst, mens ved forwards har man full fleksibilitet til å velge forfallsdato og beløpsstørrelser som man selv ønsker (Handelsbanken, 2011). Anta at en norsk bedrift skal motta USD 20 millioner om 100 dager. Disse USD 20 millionene skal om 100 dager da veksles fra USD til NOK. Spotkursen i dag er NOK/USD 7. Det betyr at beløpet i dag tilsvarer NOK 140 millioner. Kursen på vekslingstidspunktet er derimot usikker, og bedriften kan da velge å sikre seg mot en nedgang i kursen, slik at de ikke mottar mindre enn NOK 140 millioner. Ved å inngå en forward-kontrakt kan de for eksempel avtale at etter 100 dager skal disse USD 20 millioner veksles om til NOK til en kurs NOK/USD = 7. Da vil bedriften om 100 dager motta NOK 140 millioner uansett hvordan kursutviklingen har vært. Anta videre at samme bedrift tror at kursen på USD kommer til å synke. De kan da oppnå en gevinst ved å kjøpe en salgsoption som gir dem rett til å selge USD til en avtalt pris. Dersom kursen viser seg å faktisk gå ned, kan de utøve retten til å selge til den avtalte prisen, og dermed oppnå en gevinst, dersom den avtalte prisen er høyere enn faktisk kurs ved forfallstidspunkt.

2.4 Aktører i valutamarkedet

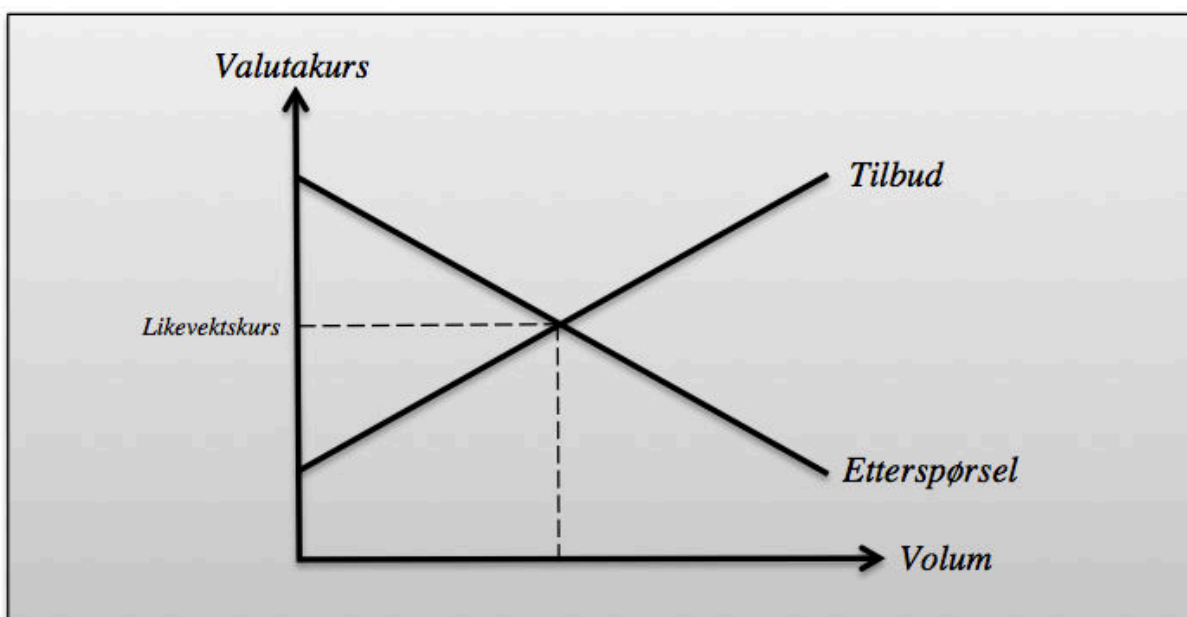
Aktørene i valutamarkedet kan deles inn etter hvilken type transaksjoner de gjennomfører, for eksempel meglere, eksportører, importører, arbitrasjører og spekulanter (Korsvold, 2000). Arbitrasjører kjøper og selger valuta på grunnlag av uoverensstemmelser mellom valutakurser, enten i to eller flere valutamarkeder, eller mellom valutakurser og rentesatser. Arbitrasje går ut på å utnytte prisforskjeller i ulike markeder slik at man oppnår en risikofri ekstraordinær fortjeneste (Synnestvedt, 2009). Spekulanter er aktører som kjøper en valuta de forventer vil appresiere, eller som selger valuta de forventer vil depreciere. Bedrifter og privatpersoner som velger å ta opp lån i fremmede valutaer, er spekulanter. De forventer at avkastningen i utlandet skal være bedre i forhold til avkastningen i hjemland. Som vi skal se på i kapittel 4, vil dette implisere uoverensstemmelser i markedet. Dersom aktørene ikke forventet at valutamarkedet var preget av uoverensstemmelser, ville motivasjonen for valutalån vært borte.

2.5 Tilbud og etterspørsel etter valuta

Ved flytende valutakurser, blir prisen på valutaenheter avgjort av tilbud og etterspørsel i markedet. Valutakursen representerer da hva markedet mener valutaenheten faktisk er verdt.

Hvilke faktorer som påvirker tilbud og etterspørsel i valutamarkedet, vil vi diskutere i kapittel 6. Her vil vi se hvordan tilbud og etterspørsel påvirker utviklingen i valutakurser.

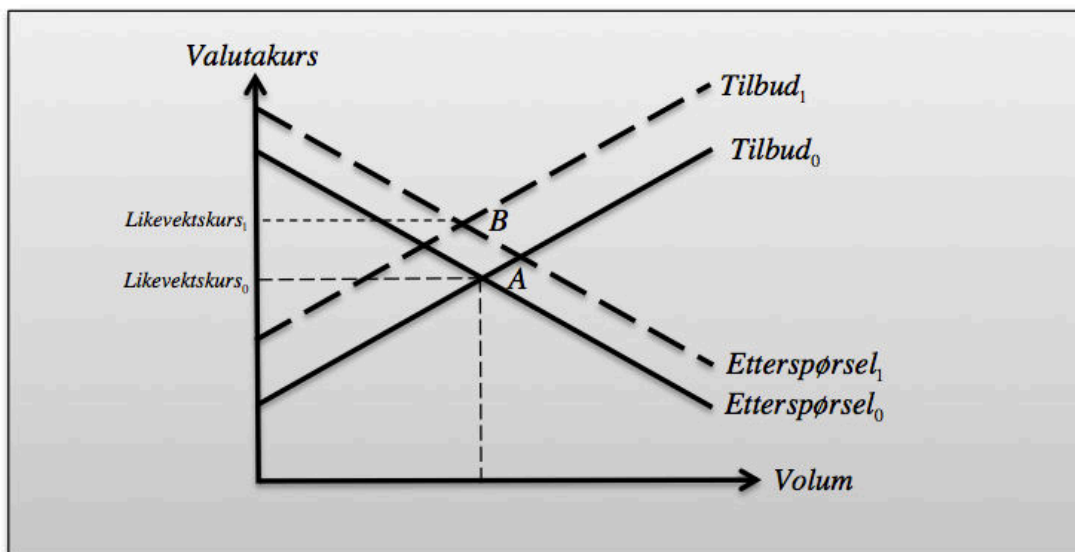
Etterspørselen etter valuta er høyere desto lavere prisen er. Dette gir en synkende etterspørselskurve, gitt at alle andre forhold holdes like. Tilbudet av valuta er på den andre siden høyere desto høyere (dyrere) valutakursen er, og vi får en stigende tilbudskurve. Vi kan forklare dette med et eksempel: Dersom dollarkursen er lav, vil varer i USA være billigere enn tilsvarende varer i Norge. Den rasjonelle forbruker vil da ønske å handle i USA i stedet for i Norge (antar ingen transaksjons- eller fraktkostnader). For å betale for varer i USA trenger vi USD, og etterspørselen etter USD øker. Dersom dollarkursen derimot er relativt høy, vil det være billigere å kjøpe varer hjemme i Norge, kontra i USA. Da ønsker flere å veksle fra USD til NOK. Samtidig på tilbudssiden, vil selgere ønske å selge mer desto høyere prisen er, da det blir mer lønnsomt for dem når prisen går opp. Desto høyere prisen på USD er, desto fler vil tilby USD, noe som gir oss en stigende tilbudskurve. Når tilbud og etterspørsel etter en valuta er lik, sier vi at markedet er i likevekt, og valutaen omsettes til en likevektskurs som vist i figur 2. Da vil mengden valuta som etterspørres være lik mengden som tilbys i markedet.



Figur 2 Likevekt i tilbud og etterspørsel etter valuta

Når tilbud eller etterspørsel endres, endres også likevektskursen. La oss anta at den amerikanske sentralbanken velger å sette opp renten fra 2% til 5%. Avkastningen på rentebærende papirer holdt i USD, vil da forventes å øke. USD blir et mer attraktivt plasseringsobjekt, og investorer vil ønske å veksle om fra NOK til USD. Etterspørselen etter

USD stiger, mens etterspørselen etter NOK synker. Økt etterspørsel etter USD vil medføre et økt tilbud av NOK, mens redusert etterspørsel etter NOK vil medføre redusert tilbud av USD, som følge av en synkende tilbudsfunksjon. Vi kan vise dette i figur 3:



Figur 3 Skift i tilbud og etterspørsel etter valuta

Vi ser at både etterspørselskurven og tilbudskurven får et skift oppover. Likevektskursen flyttes fra A til B, og valutakursen øker fra likevektskurs₀ til likevektskurs₁, dollaren har da appresiert i forhold til den norske kronen.

2.6 Valutalån

Valutalån er en alternativ finansieringsform, hvor man i stedet for å låne i hjemlandets valuta, låner i en utenlandsk valuta. Motivasjonen bak valutalån er ofte spekulasjon om at et lån i utenlandsk, såkalt fremmed valuta, vil kunne gi låntaker økonomiske gevinster eller besparelser, sammenlignet med et lån i hjemland. De potensielle gevinstene eller besparelsene ved et valutalån, kan oppnås på to ulike måter; rentedifferanser og valutakursutviklinger. Et valutalån vil påvirkes både av utviklingen i rentenivået (hjemland og utland), samt valutakursen. Valutalån oppfattes særlig interessant i perioder hvor lånerenten i hjemland er relativt høy sammenlignet med lånerenten i utland. Forskjellen mellom renten i hjemland og renten i utland kalles rentedifferansen. Dersom rentenivået i hjemland er høyere enn rentenivået i utland, har vi en positiv rentedifferanse, og hvis rentenivået i hjemland er lavere enn rentenivået i utland har vi en negativ rentedifferanse. Norge har i tidligere perioder hatt et relativt høyt rentenivå i forhold til andre land. Denne

positive rentedifferansen har åpnet for muligheten til å oppnå en lavere rentekostnad ved å investere i utenlandsk valuta, kontra norske kroner. Dersom valutakursen samtidig holdes stabil, vil de totale utgiftene på lånet da bli lavere. For eksempel har både Japan og Sveits hatt vedvarende lavere rentenivå enn Norge, og japanske yen og sveitsiske franc har derfor vært to av de mest populære valutaene for nordmenn å låne i. Videre vil et valutilåns lønnsomhet også avhenge av valutakursutviklingen, selv om en positiv rentedifferanse er tilstede. Valutakurser er usikre størrelser som er vanskelige å predikere. En endring i valutakursen vil påvirke lånets totale størrelse. Dersom hjemlands valuta styrker seg mot den utenlandske, vil det totale lånebeløpet bli mindre. Dersom hjemlands valuta svekkes i forhold til den utenlandske, vil det totale lånebeløpet bli større. En svekkelse av hjemlands valuta vil kunne ”spise opp” besparelsen av en positiv rentedifferanse. Valutilånets to sider; renteutvikling og valutakursutvikling, vil med andre ord kunne jobbe både sammen og mot hverandre.

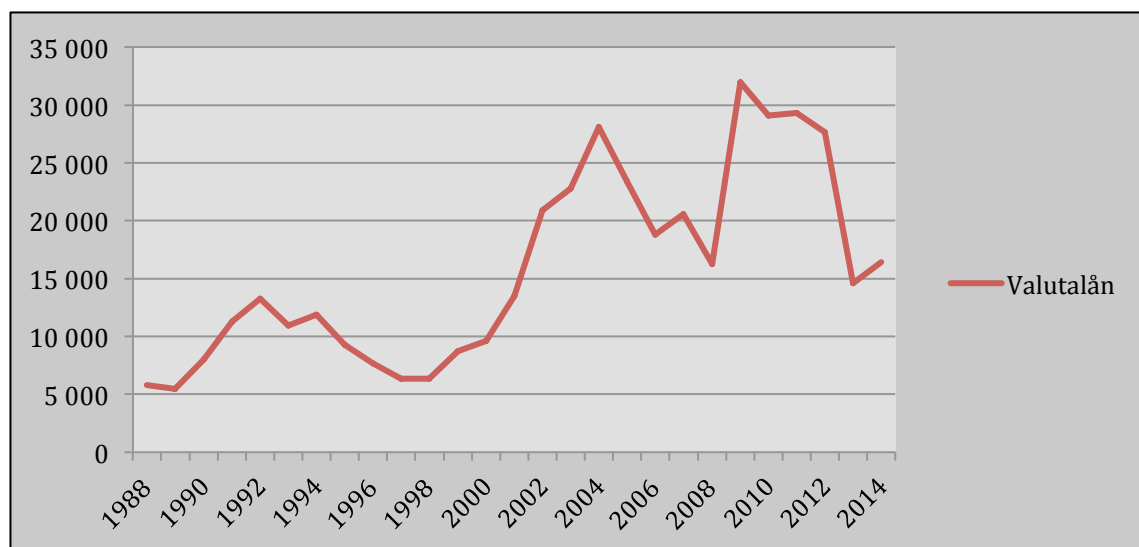
<i>Lån i hjemland</i> : $r_{t,T}^h$	$r_{t,T}^h = \text{Innenlandsk rente i perioden } t, T$
<i>Lån i utland</i> : $\frac{S_T}{S_t} \times (1 + r_{t,T}^u) - 1$	$S_T = \text{Spotkurs på tidspunkt } T$
	$S_t = \text{Spotkurs på tidspunkt } t$
	$r_{t,T}^u = \text{Utenlandsk rente i perioden } t, T$

Figur 4 Lånekostnader i hjemland og utland (Sercu & Uppal, 1995)

Figur 4 viser hvordan lånekostnaden vil beregnes ved henholdsvis lån i hjemland og lån i utland. Ved lån i hjemland, vil lånekostnaden kun avhenge av den innenlandske renten r^h . Dersom man opererer med et fastrentelån, kan denne størrelsen anses som en sikker størrelse. Lånekostnaden i utland avhenger av utenlandsk rente r^u , spotkursen for valuta på tidspunkt t , når lånet inngås (S_t), og spotkursen på tidspunkt T , når lånes innfris (S_T). Det vil si at lånekostnaden avhenger av både renten i utland, r^u , og valutakursutviklingen $(S_T - S_t)/S_t$ i periode $t-T$. Vi kan oppsummere konsekvensene av rente- og valutakursutviklinger i tabell 1 nedenfor.

Tabell 1 Konsekvenser av rente- og valutakursutviklinger

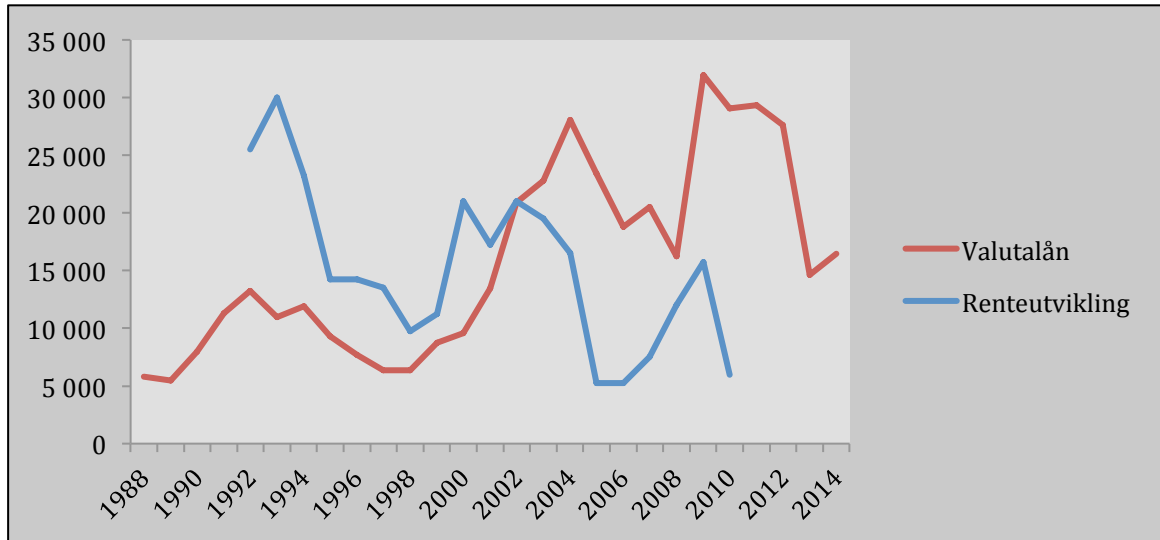
Utvikling	Formel	Konsekvens	Til fordel for
Positiv rentedifferanse	$r^h > r^u$	Lånekostnaden blir lavere	Valutalån
Negativ rentedifferanse	$r^h < r^u$	Lånekostnaden blir høyere	Hjemlån
Hjemlands valuta appresierer	$S_T < S_t$	Lånebeløpet blir mindre	Valutalån
Hjemlands valuta depresierer	$S_T > S_t$	Lånebeløpet blir større	Hjemlån



Figur 5 Valutalån for norske husholdninger, 1988-2014 (i millioner) (SSB,2014b)

Valutalån var spesielt populært på starten av 2000-tallet. Figur 5 viser utviklingen i mengde valutalån blant norske husholder i perioden 1988 til 2014. Vi ser at i perioden 1998-2004 økte mengden valutalån med over 400%. Årsakene til økningen skyldes blant annet oljeprisen, som i 1997 gikk fra 135 kr per fat, til 96 kr i 1998 (Regjeringen, 1999). Dette oljeprisfallet, samt usikkerheten i pengepolitikken, som følge av budsjettavviklingene under Bondevikregjeringen, og et stort lønnsstillegg gitt av arbeidsgiver- og arbeidstakerorganisasjonen, førte til en depresiering av den norske kronen. Norges Bank svarte med å øke styringsrenten, som videre førte til at det ble dyrere å låne penger i Norge. Høye lånekostnader hjemme gjorde det attraktivt å ta opp i lån i utenlandske valutaer, hvor rentenivået var lavere. Styringsrenten ble etterhvert satt ned gjennom flere perioder, fra 7% i 2002, til 1,75% i 2004. Vi ser av figur 6 at samtidig som renten ble satt ned, gikk også omfanget av valutalån ned. Denne tendensen ser vi igjen i 2007 da styringsrenten ble satt

opp, og omfanget av valutalån gikk opp. I 2009 var det totale omfanget av valutalån størst. Da hadde norske husholdninger lån på nærmere 32 milliarder kroner i utenlandsk valuta. I januar 2014 var dette tallet halvert til 16 milliarder.



Figur 6 Valutalån og renteutvikling (Norges Bank, 2014b; SSB, 2014b)

3. Renter

I dette kapittelet vil vi presentere renter og ulike definisjoner av renter, derunder nominell og reell rentesats. Videre vil vi forklare Norges pengepolitikk gjennom inflasjonsmålet og transmisjonsmekanismen, og med et eksempel vise virkningen av et redusert rentenivå. Til slutt avslutter vi med å gjennomgå utviklingen i den norske styringsrenten de siste 20 årene, og bakgrunnen for de store svingningene.

3.1 Prisen på penger

Renter kalles gjerne prisen på penger, og kan forstås som kostnaden ved å låne kapital, eller godtgjørelsen for å låne ut kapital. Renten uttrykker videre forholdet mellom å bruke penger i dag, eller å bruke penger på et fremtidig tidspunkt. I Norge er det sentralbanken som bestemmer det generelle rentenivået gjennom fastsettelse av styringsrenten. Det finnes flere ulike versjoner av begrepet rente, og hva de ulike rentene representerer varierer. Vi skiller først mellom nominell rente i , og realrente r . Nominell rente er renten som ”oppgis på papiret”, mens realrenten tar hensyn til inflasjon. Inflasjon uttrykker prosentvis endring i prisnivået. Anta at du som kunde i banken får oppgitt en rente på 5% for et lån på 1 år, og i den samme perioden er inflasjonen på 2%. Den nominelle renten vil da være 5%, mens realrenten bare er 3%. Sammenhengen mellom nominell- og realrente kan uttrykkes som følger:

$$r = i - \pi \tag{3.1}$$

Hvor r er betegnelsen for realrente, i er nominell rente og π er inflasjon. Høy inflasjon gjør at penger taper verdi, og dermed blir det dyrt å sitte med penger på bok. Videre fører høy inflasjon til at priser må økes, noe som er en kostbar prosess. Når inflasjonen er høy er den som regel også variabel. En variabel inflasjon skaper usikkerhet om fremtidige inntekter og utgifter, og dermed uro i økonomien. Dette er noen av årsakene til at vi i Norge har et inflasjonsmål for pengepolitikken.

3.2 Pengepolitikk

Pengepolitikk kan forstås som hvordan myndighetene, gjennom Norges Bank, styrer renter og likviditet i markedet for norske kroner (Norges Bank, 2004). I 2001 ble inflasjonsmålet for pengepolitikken fastsatt av regjeringen. Inflasjonsmålet er en årlig vekst i konsumprisene på 2,5% over tid. Norges Bank setter styringsrenten slik at fremtidig inflasjon skal bli lik inflasjonsmålet. Styringsrenten settes dermed med et fremtidig perspektiv, gitt forventninger om den økonomiske situasjonen i fremtiden. Konsekvensene av endringer i styringsrenten slår ikke umiddelbart ut i markedet. Pengepolitikken er preget av treghet, og inflasjonen i dag gjenspeiler derfor ikke nødvendigvis hva renten i dag bør være.

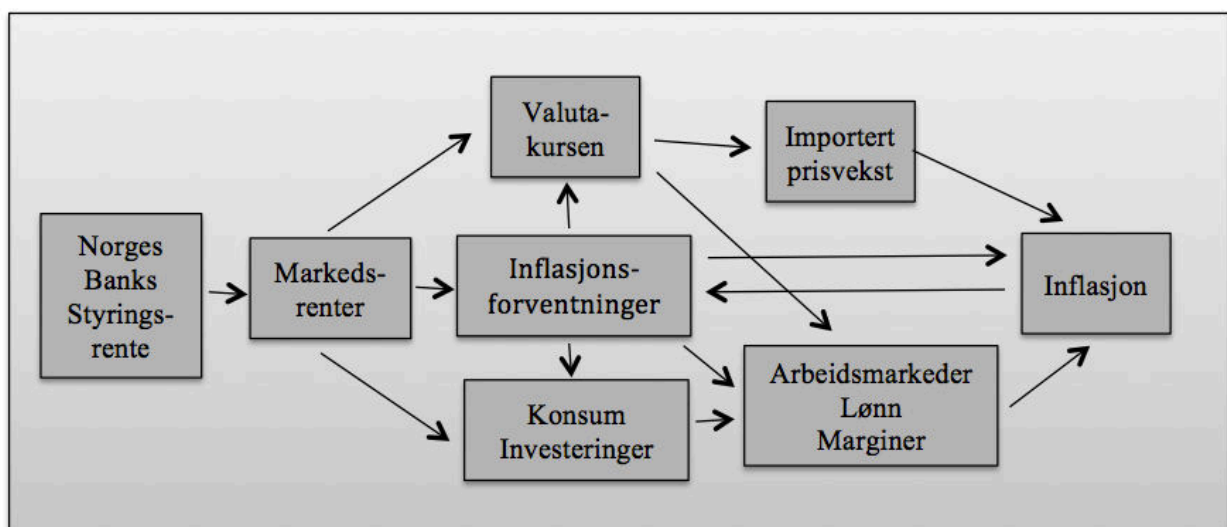
3.2.1 Transmisjonsmekanismen

Styringsrenten, som er renten bankene får på innskudd i Norges Bank, er Norges Banks viktigste virkemiddel for å nå målene i pengepolitikken. Styringsrenten vil reflektere Norges Banks forventninger til økonomien framover. Pengepolitikken påvirker økonomien gjennom det vi kaller transmisjonsmekanismen (Norges Bank, 2004). Når sentralbanken endrer styringsrenten, påvirker den gjennom etterspørselskanalen, valutakurskanalen og forventningskanalen. Norges Bank forklarer at en reduksjon i rentenivået vil føre til følgende virkninger i de ulike kanalene;

Etterspørselskanalen: Når renten går ned, blir kapital billigere. Bedriftenes økonomi styrkes og det gir dem mer midler til investering. Både husholdninger og privatpersoner har mer kapital til overs etter at avdrag på lån er betalt, samtidig er det mindre lønnsomt å holde penger på bok. Samlet øker dette forbruket i økonomien. Økt etterspørsel fører til økt produksjon og sysselsetting, som igjen kan føre til lønnsvekst. Sammen med økte marginer i bedriftene vil det gi en sterkere prisvekst.

Valutakurskanalen: En renteendring påvirker også kronekursen. Med en lavere rente vil flere låne og færre vil plassere i norske kroner, da renten reflekterer avkastningen. Normalt vil derfor en lavere rente føre til en svakere krone. Importerte varer blir dyrere, og inflasjonen tiltar. Videre vil en svakere krone føre til økt eksport og bedre lønnsomhet i norsk næringsliv, i såkalt skjermet sektor. Virkningen av renten på kronekursen vil variere med skiftende temaer og stemninger i valutamarkedet.

Forventningskanalen: Forventninger om fremtiden, spesielt i forhold til prisvekst og stabilitet er avgjørende når priser og lønninger settes. Også valutamarkedet vil påvirkes av forventningene om fremtiden. Inflasjonsmålet kan virke som et holdepunkt for fremtiden, da man vet at sentralbanken vil styre pengepolitikken mot inflasjonsmålet. Dersom det er tillit til pengepolitikken, vil da forventet prisvekst være lik eller tilnærmet lik inflasjonsmålet, noe som igjen bidrar til å faktisk stabilisere inflasjonen rundt målet. Forventningskanalen forklarer også hvordan tidligere verdier kan påvirke forventningene om utviklingen framover, spesielt i forhold til inflasjon, renter og valutakurser. Transmisjonsmekanismen kan oppsummeres i figur 7.

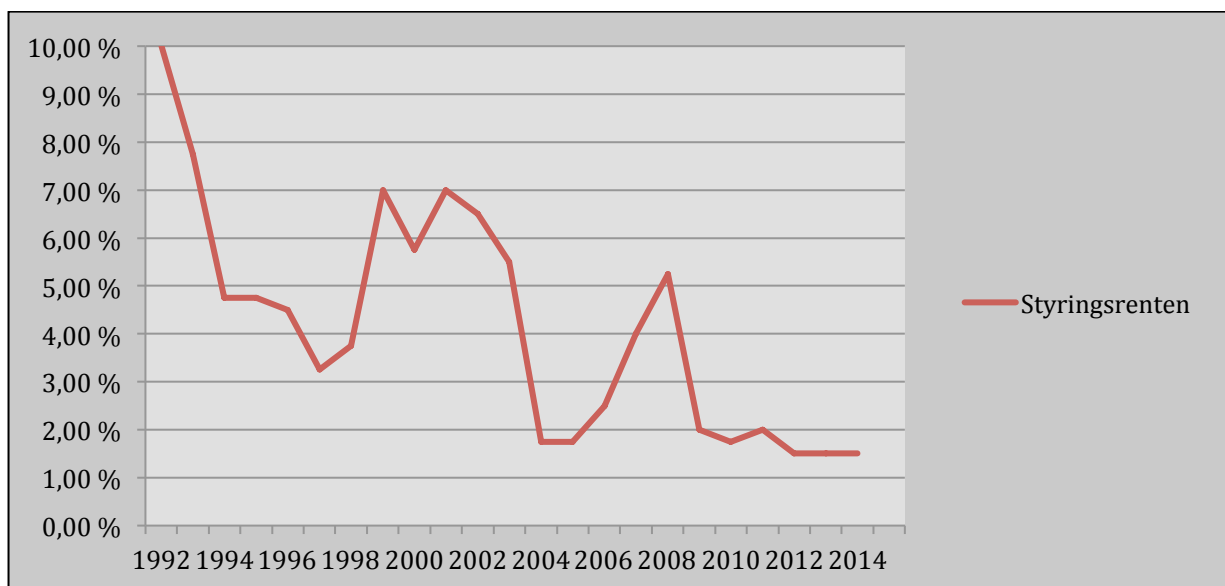


Figur 7 Transmisjonsmekanismen (Norges Bank, 2004)

3.3 Utviklingen i styringsrenten

Norges vedvarende høye rentenivå har gjort det mulig for nordmenn å gjøre store besparelser i forhold til rentekostnader, ved å ta opp lån i utenlandske lavrentevalutaer. Styringsrenten i Norge har det siste tiåret vært preget av store svingninger, fra 1,75% i 2004, til rundt 5% bare tre år senere. Som en reaksjon på finanskrisen valgte sentralbanken å senke styringsrenten fra 5% til 3%, i desember 2008. Bakgrunnen for reduksjonen i rentenivået var at utsiktene for vekst, både ute og hjemme, var blitt betydelig svekket, samtidig som prisstigningen var svakere enn forventet. «Troverdigheten til inflasjonsmålet gjør det nå mulig å bruke pengepolitikken aktivt for å dempe utslagene av finanskrisen på norsk økonomi», sa daværende visesentralbanksjef Jan F. Qvigstad (Norges Bank, 2008). Styringsrenten ble i juni 2009 nedjustert igjen, til 1,25 %, hvor bakgrunnen var at utsiktene for verdensøkonomien hadde forverret seg. Som en konsekvens av finanskrisen gikk

aktivitetsnivået i norsk økonomi ned, og arbeidsledigheten gikk opp. Renten ble da nedjustert for å hindre at aktivitetsnivået ble enda lavere, gjennom å stimulere til økt aktivitet. I oktober 2009 begynte verdensøkonomien sakte å komme tilbake til normalt igjen og aktivitetsnivået økte. Norsk økonomi tok seg raskere opp enn forventet. Fra 23. September til 28. Oktober i 2009, steg oljeprisen med 10%. Sentralbanken valgte da å sette opp styringsrenten igjen til 1,5%. Hovedstyret i sentralbanken uttalte da at styringsrenten burde ligge et sted mellom 1,25% og 2,25% for deretter å øke gradvis i årene framover (Norges Bank, 2009).



Figur 8 Styringsrenten i Norge 1992-2014 (Norges Bank, 2014)

Vi ser av figur 8 at styringsrenten ikke utviklet seg slik hovedstyret forutså i 2009. Figuren illustrerer styringsrenten transformert til årsgjennomsnittet. I mai 2011 ble styringsrenten satt opp til 2,25%, mens den i mars 2012 ble nedjustert til 1,50% igjen. Bakgrunnen for nedjusteringen var i følge Norges Bank, lavkonjunktoren ute og en sterk krone som bidro til å holde inflasjonen lav, noe som dempet den økonomiske veksten i Norge (Norges Bank, 2012). I Pengepolitisk rapport fra september 2014 konkluderte hovedstyret med at styringsrenten ville holde seg på 1,50% ut 2015, og etter 2015 ville den øke gradvis til 2% ved utgangen av 2017 (Norges Bank, 2014a). I desember 2014, ble renten nedjustert med 0,25% til 1,25%. I kapittel 4 vil vi diskutere sammenhengen mellom renter og valutakurser.

4. Paritetsrelasjoner

I dette kapitlet vil vi gjennomgå de ulike paritetsrelasjonene skal beskrive utviklingen mellom valutakurser og rentenivåer. Vi vil først gi en innledende introduksjon til paritetsrelasjonene, hvor vi presenterer forutsetningene bak paritetene. Deretter vil vi gå i dybden på hvert enkelt fenomen; dekket renteparitet (DRP), udekket renteparitet (UDRP), forventningshypotesen og kjøpekraftsteoremet (KKP). Til slutt vil vi oppsummere hvordan paritetene henger sammen, og gi en kritisk vurdering av forutsetningene de bygger på.

4.1 Introduksjon til paritetsrelasjonene

Sammenhengen mellom valutakurser, renter og inflasjon kan beskrives ved hjelp av tre grunnleggende paritetsrelasjoner; dekket renteparitet, udekket renteparitet og kjøpekraftsparitet. Teoriene om renteparitet forsøker å forklare sammenhengen mellom utviklingen i valutakurser og det relative rentenivået mellom ulike land. På lang sikt hevder teorien at ulikheter i rentenivå og valutakurser vil justeres mot en likevekt, slik at rentedifferanser vil motvirkes av valutakursendringer. Motivasjonen for valutalån vil da ikke vært til stede. Hvorvidt disse paritetsrelasjonene holder i virkeligheten har vært et aktuelt tema innenfor økonomisk forskning.

Før vi forklarer de ulike paritetene nærmere, vil vi presisere hvilke forutsetninger teoriene er utledet med hensyn til. Paritetsrelasjonene bygger på fire forenklinger om hvordan valutamarkedene, finansmarkedene og markedene for varer og tjenester fungerer:

1. Finansmarkedene er perfekte uten valutareguleringer, transaksjonskostnader eller skatt.
2. Markedene for varer og tjenester er perfekte, slik at internasjonal handel kan foregå fritt og uten transportkostnader eller toll.
3. Alle individer forbruker en og samme vare eller kurv av varer.
4. Fremtiden inneholder ingen usikkerhet.

(Korsvold, 2000)

Hvorvidt disse forutsetningene holder i virkeligheten vil vi diskutere i delkapitlene nedenfor. De fire forutsetningene fører videre til en viktig konsekvens, som er av betydning for all handel: loven om en enhetlig pris. Dersom loven om en pris skal holde, må eiendeler med tilnærmet lik risiko, gi lik avkastning og fungere som perfekte substitutter. Når dette er

tilfellet, vil en investor være indifferent mellom å investere i Norge eller å investere i utland. Dersom avkastningen i Norge derimot forventes å være høyere enn avkastningen i utland, vil både utenlandske og innenlandske investorer ønske å holde verdier i Norge, og ikke være villige til å holde verdier i utland. Det omvendte ville også vært tilfellet, dersom den forventede avkastningen i utland var høyere enn i Norge. For at eksisterende tilbud av både innenlandske og utenlandske eiendeler skal holde (likevektstilstand i markedet), må det derfor nødvendigvis være tilfellet at det ikke eksisterer forskjeller i forventet avkastning mellom Norge og utland. Dette kan vi uttrykke med ligningen:

$$r^h = r^u - \frac{E_{t+1}^e - E_t}{E_t} \quad (4.1)$$

Hvor r^h står for renten i hjemland (i vårt tilfelle Norge), r^u står for utenlandsk rente, E_{t+1}^e er forventet valutakurs neste periode og E_t er dagens valutakurs. Denne ligningen kalles gjerne paritetsligningen, og sier at innenlandsk rente er lik den utenlandske renten, pluss/minus den forventede endringen i den utenlandske valutaen. Dersom den innenlandske renten for eksempel, er høyere enn den utenlandske renten, forventer man en styrkning av den utenlandske valutaen (eller svekkelse av den innenlandske valutaen), som kompenserer for den lave utenlandske renten. Gitt ved et talleksempel: anta at renten i Norge er 3% mens renten i Sverige er 2%. Renteparitetene vil da si at den svenske kronen forventes å appresiere med 1%. Dersom vi ser på dette fenomenet i sammenheng med valutilån, vil paritetsligningen si at rentebesparelsen av å låne i en lavrentevaluta, vil elimineres av en depresiering av den innenlandske valutaen (eller appresiering av den utenlandske) (Mishkin, Matthews, & Giuliadori, 2013).

4.2 Dekket renteparitet

DRP kalles gjerne internasjonal renteparitet og er en arbitrasjerelasjon. Arbitrasje går ut på å utnytte prisforskjeller i ulike markeder, slik at man oppnår en risikofri fortjeneste (Synnestvedt, 2009). Teorien om DRP hevder at to investeringer med lik risiko og lik likviditet, må ha samme forventede avkastning. Dersom dette ikke er tilfellet, vil det være muligheter for risikofrie arbitrasjegevinster; ”kjøpe billig og selge dyrt” (Korsvold, 2000). DRP forklarer forholdet mellom spotkurs S_0 (i dag), og terminkurs F_t (ved forfallstidspunktet) på valuta.

Anta en norsk investor med et tilgjengelig beløp på NOK 1, som han ønsker å investere. Han står ovenfor to alternativer:

1. Investere i Norge i dag, t_0 , fram til tidspunkt t , til risikofri rente r^h
2. Investere i utland i dag, t_0 , fram til tidspunkt t , til risikofri utenlandsk rente r^u ,

Dersom investor velger alternativ 1, og investerer 1 krone i Norge på tidspunkt t_0 , vil han ved tidspunkt t sitte igjen med et sluttbeløp lik:

$$(1+r^h) \tag{4.2}$$

Dersom investor velger alternativ 2, vil han utsettes for en valutarisiko, siden investeringen vil avhenge av og variere med den utenlandske valutakursen. For å eliminere denne risikoen, kjøper investor samtidig en terminkontrakt tilsvarende investeringsbeløpet. Dette innebærer at han avtaler en terminpris F_t , i norske kroner, som investeringsbeløpet skal selges for ved tidspunkt t . Ved å veksle NOK 1 til utenlandsk valuta i dag, mottar investor umiddelbart $1/S_0$ i utenlandsk valuta. Dette beløpet investeres så til utenlandsk risikofrirente r^u . Når investor samtidig kjøper en terminkontrakt til terminkurs F , vil sluttbeløpet på tidspunkt t være:

$$\left(\frac{F_t}{S_0}\right) \times (1+r^u) \tag{4.3}$$

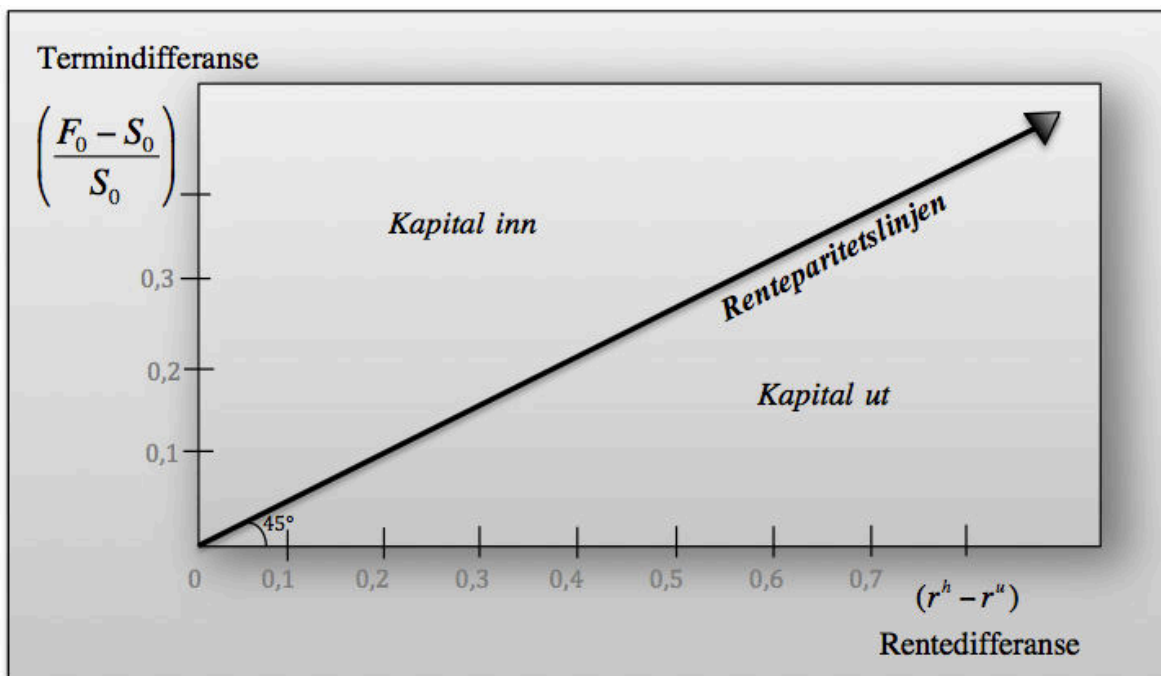
Ligningene (4.2) og (4.3) viser begge resultatet av å investere NOK 1 risikofritt, i henholdsvis hjemland og utland. Dersom markedet er effisient, og det ikke er mulighet for lønnsom arbitrasje, må disse sluttbeløpene nødvendigvis være like store. Vi kan dermed sette ligning (4.2) og (4.3) lik hverandre, tilpasse uttrykket og komme fram til følgende sammenheng:

$$\left(\frac{F_t}{S_0}\right) = \frac{(1+r^h)}{(1+r^u)} \tag{4.4}$$

Ligning (4.4) uttrykker at forholdet mellom terminkursen og spotkursen tilsvarer forholdet mellom 1 pluss rentene i de to landene. Denne sammenhengen kan også uttrykkes ved hjelp av terminavviket ($F - S$), vi trekker da fra en på begge sider og får:

$$\left(\frac{F_t - S_0}{S_0} \right) = (r^h - r^u) \quad (4.5)$$

Dersom denne ligningen holder, vil også teorien om dekket renteparitet holde. Det vil da ikke være mulighet for lønnsom arbitrasje i verken hjemland eller utland. Ligning (4.5) forteller oss videre at når DRP holder, må terminpremien være lik renteforskjellen mellom hjemland og utland. Det innebærer at avkastningen på en investering, eller kostnaden ved å låne, vil være den samme i ulike land når de uttrykkes i samme valutaenhet (Korsvold, 2000). Betingelsene for DRP kan framstilles grafisk i figur 9.



Figur 9 Renteparitetslinjen (Levi, 1990; Levich, 2001)

Vi setter terminpremien langs den vertikale aksene, og rentedifferansen langs den horisontale aksene. Renteparitetsbetingelsen vil da være representert ved en 45° linje fra origo, også kjent som renteparitetslinjen. Alle punktene langs denne linjen viser til en tilstand hvor dekket renteparitet er oppfylt. Det vil si at på denne linjen vil investor være indifferent mellom å låne i hjemland, for deretter å plassere i utland, eller å låne i utland, for deretter å plassere i hjemland. Dersom DRP ikke holder, vil det være ulik fortjeneste i hjemland og utland. Til venstre for renteparitetslinjen, er terminpremien større enn rentedifferansen; det vil da være lønnsomt å låne i hjemland, for så å investere i utland. Da vil kapital gå fra Norge til utland.

Til høyre for linjen er terminpremien mindre enn rentedifferansen, og det vil være lønnsomt å låne i utland for så å plassere i hjemland. Kapital vil da strømme fra utland og inn i Norge.

Eksempel: Holder dekket renteparitet?

Anta gjeldende dagskurs for NOK/USD er 6,9690 og at en 3mnd terminkontrakt NOK/USD kan kjøpes til kurs 6,99. Den nominelle årsrenten for en 3mnd risikofri investering i Norge og USA er henholdsvis 1,5% og 0,25%

Vi beregner først forholdet mellom valutakursene:

Forholdet mellom rentesatsene blir:

$$(1+r^h)/(1+r^u) = [1 + (0,015/4)/(1 + (0,0025/4))]$$

$$(1+r^h)/(1+r^u) = 1,00375/1,00062 = 1,00313$$

→ DRP holder ikke.

Figur 10 Holder dekket renteparitet? (Korsvold, 2000)

Hvorvidt paritetsrelasjonene faktisk holder i virkeligheten, har vært et populært tema innenfor økonomisk forskning. Taylor (1987) studerte data over tre dager med ti minutters intervaller, i det europeiske valutamarkedet. Han undersøkte om det var mulig å oppnå en lønnsom arbitrasjegevinst på kurssikrede plasseringer, med hensyn til transaksjonskostnader. For analyseperioden fant han kun én arbitrasjemulighet, men transaksjonskostnadene forbundet med plasseringen ville eliminert gevinsten. I perioden 1967-1987 gjennomførte Taylor (1989) et nytt studie, hvor han så på data fra "the Bank of England". Han fokuserte på perioder hvor det hadde vært store svingninger i markedet, og kontrollerte opp mot normale perioder. Resultatene viste noen få arbitrasjemuligheter i de turbulente periodene, og ingen i kontrollperioden. Committeri, Rossi, og Santrorelli (1993) gjorde syv daglige observasjoner i perioden 26. januar – 24. februar, i 1989, på eurovalutamarkedet for amerikanske dollar, tyske mark og italienske lire. De fant at DRP holdt, da ingen signifikante arbitrasjemuligheter ble identifisert i undersøkelsen.

4.3 Udekket renteparitet

UDRP skiller seg fra teorien om DRP ved at den inneholder et risikomoment knyttet til valutakursen. Mens DRP ser på rentedifferansen i sammenheng med spot og terminkurs, antar UDRP risikonøytralitet. Dette innebærer at terminkursen er lik markedets forventning

om fremtidig spotkurs. Teorien om UDRP sier at en rentedifferanse mellom to land, alltid vil motsvares av den forventede valutakursendringen mellom dem. Dette innebærer at en positiv (negativ) rentedifferanse mellom to land, vil medføre at høyrentevalutaen depresierer (appresierer) i forhold til lavrentevalutaen. Når UDRP holder, vil gevinsten av å ta opp lån i en lavrentevaluta motsvares av en appresiering av lavrentevalutaen (eller en depresiering av høyrentevalutaen). Investor vil da være likegyldig til å investere i hjemland eller utland, siden avkastningen nødvendigvis må være lik.

Når avkastningen er lik i hjemland og utland, sier vi at markedet er i en likevektstilstand. Dersom likevekten brytes vil det være muligheter for å oppnå lønnsom fortjeneste ved å utnytte uoverensstemmelser i markedet. Etterspørselen etter den aktuelle valutaen vil da øke. Denne ubalansen mellom tilbud og etterspørsel vil etter hvert bli motvirket av endringer i renter og valutakurser, helt til skjevheten forsvinner, og markedet er i likevekt igjen. Dersom teorien om UDRP holder i virkeligheten, skal det derfor ikke være mulig å oppnå økonomiske gevinster ved å påta seg valutalån.

Anta en investor med et tilgjengelig beløp NOK 1, nå står ovenfor følgende to investeringsalternativer:

1. Investere i Norge i dag, t_0 , fram til tidspunkt t , til risikofri rente r^h
2. Investere i utland i dag t_0 , fram til tidspunkt t , til risikofri utenlandsk rente r^u

Dersom vi forutsetter at investor er risikonøytral, kan vi nå i motsetning til ved DRP, vurdere alternativene på grunnlag av forventet avkastning. Når alternativene har lik forventet avkastning vil investor være likegyldig til hvilket alternativ han velger.

Alternativ 1 vil være likt som ved DRP, og avkastningen blir som følger:

$$E(r^h) = (1 + r^h) \quad (4.6)$$

Alternativ 2 vurderes nå med utgangspunkt i forventet valutakurs, i stedet for terminkurs som ved DRP. Investor vil da beregne utfallet av alternativ 2, ved å forutsette at man ved forfall, veksler det investerte beløpet til den forventede dagskursen, $E(S_t)$. Forventet avkastning for alternativ 2 kan da skrives som følger:

$$E(r^u) = \frac{E(S_t)}{S_0} \times (1 + r^u) - 1 \quad (4.7)$$

Hvor $E(r^u)$ uttrykker forventet avkastning på den utenlandske investeringen. $E(S_t)/S_0$ uttrykker forholdet mellom forventet dagskurs på forfallstidspunktet og dagens spotkurs, (for å få beløpet omgjort til NOK) og siste del av uttrykket $(1+r^u) - 1$ uttrykker rentegevinsten i utland.

Dersom UDRP holder, må forventet avkastning på plassering i Norge; $E(r^h)$ være lik forventet avkastning på plassering i utland $E(r^u)$:

$$E(r^u) = r^h \quad (4.8)$$

Setter vi inn uttrykket for $E(r^u)$ fra ligning (4.7) får vi uttrykket:

$$\left[\frac{E(S_t)}{S_0} \right] \times (1 + r^u) - 1 = r^h \quad (4.9)$$

som også kan skrives som:

$$\frac{E(S_t)}{S_0} = \frac{(1 + r^h)}{(1 + r^u)} \quad (4.10)$$

Alternativt kan vi benytte uttrykket for kursendringen $[E(S_t) - S_0]/S_0$ på venstre side av uttrykket. For små verdier av r^u kan vi sette høyre side av uttrykket lik $(r^h - r^u)$ og vi får tilnærmingen:

$$\frac{E(S_t) - S_0}{S_0} \approx (r^h - r^u) \quad (4.11)$$

Ligning (4.11) uttrykker at endringen i dagskursen, S , er lik rentedifferansen mellom hjemland og utland, for små verdier av r^u .

Dersom både DRP og UDRP holder, kan vi sammenligne ligning (4.4) og (4.10). Siden høyresidene er like for begge uttrykkene, må således venstresidene også være like og vi får at $E(S_t)/S_0 = F_t/S_0$ og dermed må $E(S_t) = F_t$. Vi kan tolke dette som at når både DRP og UDRP holder, vil terminkursen F_t være lik forventet dagskurs på forfallstidspunktet til terminkontrakten, $E(S_t)$ (Korsvold, 2000).

Eksempel: Holder udekket renteparitet?

Anta at dagskursen NOK/USD i dag er 6,00 og at forventet dagskurs om 3 måneder er 6,08. Den risikofrie 3-måneders renten i Norge og USA for 3 måneder siden var henholdsvis 12% og 8%.

Vi beregner først forholdet mellom valutakursene:

Forholdet mellom rentesatsene blir:

$$(1 + r^h) / (1 + r^u) = [1 + (0,12 / 4)] / [1 + 0,08 / 4] = 1,0098$$

UDRP holder ikke.

Figur 11 Holder udekket renteparitet? (Korsvold, 2000)

En vanlig metode for å teste om UDRP holder, er å gjennomføre en regresjon for å finne betaverdien, β . Betaverdien representerer forholdet mellom valutakursutviklingen og rentedifferansen. For at UDRP skal holde, må β ikke være signifikant forskjellig fra 1. Det er tidligere gjort flere studier på om hvorvidt teorien om UDRP holder eller ikke. Flertallet av undersøkelsene viser et resultat motsatt av hva teorien impliserer. Hansen og Hodrick (1980), Bilson (1981), Fama (1984), Burnside, Eichenbaum, og Rebelo (2007) fant alle negative betaverdier i deres analyser. Også Meredith og Ma (2002), samt Froot og Thaler (1990), viste at renteffekten er motsatt av hva UDRP tilsier. Sistnevnte undersøkte estimater fra 75 ulike publiseringer om UDRP, og målte gjennomsnittlig betaverdi til å bli -0,88. En negativ betaverdi betyr at høyrentevalutaer vil appresiere i forhold til lavrentevalutaer, og ikke depresiere som teorien tilsier. Dette betyr at en investor vil kunne tjene både på rentedifferansen og på appresieringen av valutaen, ved opptak av valutalån i en lavrentevaluta.

Ikke alle undersøkelser har avvist teorien om UDRP. Flood og Rose (2002) fant at UDRP i større grad holdt på 90-tallet sammenlignet med tidligere tidsperioder. Forfatterne undersøkte data fra et utvalg av både utviklings- og industrialiserte land, og fant til slutt en positiv sammenheng mellom valutakursutvikling og rentedifferanse. Høy-rentevalutaer depresierte i forhold til lavrentevalutaer. Effekten var sterkest for land med høy inflasjon (Argentina, Brasil og Russland), men avvikene fra UDRP var totalt sett fortsatt store. Huisman, Koedijk, Kool, og Nissen (1998) konkluderte også med at UDRP holdt bedre enn tidligere antatt. De studerte data fra 15 OECD-land i en periode på 17 år, fordelt på perioder med lav og unormal avkastning. De fant at de ikke kunne avvise UDRP for periodene med unormal avkastning, da betaverdien var på 1,04. Chinn og Meredith (2002), og Chaboud og Wright (2005) fant også støttende verdier for UDRP for henholdsvis 5 og 10 årlige statsobligasjoner, og for tidsperioder helt ned på time nivå. Håland (2003) fant at bevegelsene i NOK til en viss grad har vært i tråd med teorien om udekket renteparitet i forhold til noen valutaer (positiv betaverdi) men ikke for andre.

Korsvold (2000) hevder at hovedårsaken til at UDRP ikke holder, er at teorien forutsetter at investor er risikonøytral, som betyr at investor ikke vil kreve en høyere forventet avkastning på en risikofylt investering enn på en risikofri investering. Dette er sjeldent tilfellet i virkeligheten, da investorer ofte vil kreve en risikopremie på en risikofylt investering.

4.4 Forventningshypotesen

I avsnitt 4.3, fant vi at dersom både dekket og udekket renteparitet holder må $E(S_t)$ være lik F_t . Denne sammenhengen kalles ofte forventningshypotesen og uttrykker at fremtidig spotkurs vil være lik dagens forwardkurs (terminkursen). Engel (1996) oppsummerer et utvalg av empirisk forskning gjort på UDRP og konkluderer med at det ikke finnes tilstrekkelig bevis for å støtte forventningshypotesen. Langli (1991) forkastet også forventningshypotesen for norske kroner i hans undersøkelse på terminkurs som estimator for fremtidig spotkurs. Meredith og Ma (2002) fant brudd på forventningshypotesen når de undersøkte ”sjokk” i markedet. Sjokk som utløser en appresiering av den fremtidige valutakursen har en tendens til å føre til at den nåværende valutakursen depresierer; et fenomen som forfatterne kaller samtidig skjevhet. Depresieringen fører til en økning i produksjon og inflasjon, som igjen fører til høyere rente. I denne sammenhengen

konkluderer forfatterne med at rentedifferansen blir en forventningsskjev predikator av fremtidig valutakursutvikling.

Hovedårsaken til at forventningshypotesen ikke holder i virkeligheten, er at den ikke tar hensyn til risikopremier. Forwardkursen er en sikker størrelse uten risiko. Den forventede fremtidige spotkursen derimot, er en størrelse estimert på grunnlag av forventninger. Denne størrelsen er usikker og inneholder en viss grad av risiko. I virkeligheten må da denne størrelsen være større enn forwardkursen. Dette fordi en investor vil kreve en risikopremie for å pådra seg risiko, sammenlignet med å investere sikkert (dersom vi ikke antar at investor er risikonøytral). Dersom vi ser dette i sammenheng med valutalån, vil valutalån alltid være mindre gunstig enn hjemlån, siden forventet spotkurs vil være større enn forwardkurs.

4.5 Kjøpekraftsparitet

På bakgrunn av de tre første forutsetningene, gitt i kapittel 4.1, kan vi utlede teorien om kjøpekraftsparitet. Vi skiller mellom absolutt og relativ kjøpekraftsparitet. Absolutt kjøpekraftsparitet stammer fra ”loven om en pris”, og sier at to identiske varer omsatt i to ulike markeder, må ha samme pris når de måles i samme valuta. Kjøpekraftsparitet kommer av varearbitrasje, som betyr at investor vil kjøpe varer og tjenester til laveste pris, uavhengig av sted. Etter hvert som etterspørselen etter de billigste varene øker, vil prisen begynne å stige (positiv inflasjon). Positiv inflasjon vil ifølge teorien om KKP påvirke valutakursen. Absolutt kjøpekraftsparitet sier at på et tidspunkt t , vil kostnaden for en utenlandsk vare, vekslet om til innenlandsk valuta, være lik kostnaden for en tilsvarende innenlandsk vare. Dersom vi setter prisnivået i hjemland på tidspunkt t lik P_t^h , prisnivået i utland på samme tidspunkt lik P_t^u , og spotpris for valuta på tidspunkt t lik S_t , kan vi uttrykke absolutt kjøpekraftsparitet som følger:

$$P_t^h = S_t P_t^u \quad (4.12)$$

Ved å ordne uttrykket kan vi få et uttrykk for spotkursen ved tidspunkt t lik:

$$S_t = \frac{P_t^h}{P_t^u} \quad (4.13)$$

Absolutt KKP impliserer at valutakursen (på nominelt nivå), må justeres slik at det utenlandske prisnivået, vekslet til spotpris, er lik det innenlandske prisnivået. Dersom det er en prisøkning i et land, relativt til andre, må dette i følge teorien følges av en depresiering av valutaen slik at realprisen fortsatt skal være like mellom landene (Sercu & Uppal, 1995).

Relativ kjøpekraftsparitet skiller seg fra absolutt kjøpekraftsparitet ved at den tar hensyn til at ulike land har ulike inflasjonsrater. Inflasjonen, π , innebærer at valuta mister kjøpekraft når inflasjonen er positiv. Relativ kjøpekraftsparitet tar hensyn til inflasjon ved at valutakursen justeres for inflasjonsdifferansen mellom to land.

Dersom den reelle valutakursen er konstant, vil valutaer med høy-inflasjon (lav-inflasjon) deprimere (appresiere) i forhold til andre valutaer. Vi kan uttrykke relativ kjøpekraft som:

$$S_{t,T} = \frac{1 + \pi_{t,T}^h}{1 + \pi_{t,T}^u} - 1 \rightarrow S_{t,T} = \frac{\pi_{t,T}^h - \pi_{t,T}^u}{1 + \pi_{t,T}^u} \quad (4.14)$$

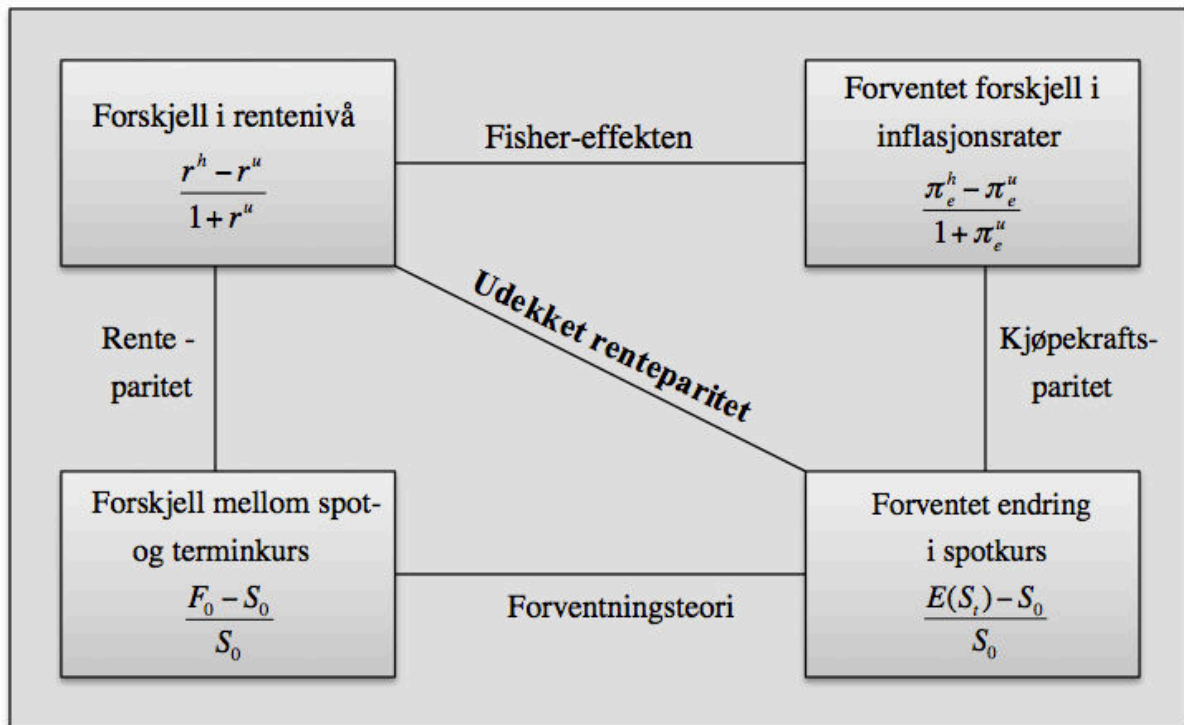
Der $S_{t,T}$ er den prosentvise endringen i valutakursen fra tidspunkt t til tidspunkt T, og $\pi_{t,T}^h$ og $\pi_{t,T}^u$ er prosentvis endring i prisnivå i henholdsvis hjemland og utland fra tidspunkt t til tidspunkt T.

Relativ kjøpekraftsparitet kan holde selv om absolutt kjøpekraftsparitet ikke holder. Rogoff (1996) konkluderte i sin undersøkelse at valutakursen ikke er konsistent med teorien om kjøpekraftsparitet, spesielt ikke på kort sikt. Transportkostnader, tollbarrierer og inngrep fra myndighetene er noen av forklaringene på at kjøpekraftsparitet sjeldent holder på kort sikt, men kan gjelde på lang sikt. Q. Farooq Akram (2006) utførte en studie over Norge og Norges største handelspartnere, i tiden etter Bretton-Woods avtalen. Den norske økonomien ble, i løpet av analyseperioden, utsatt for flere sjokk, som for eksempel oljefunnet og senere oljeprissjokket. Han fant at kjøpekraftsparitet i stor grad holdt for Norge, og at både den

reelle og den nominelle valutakursen var betydelig konsekvent med teorien om kjøpekraftsparitet.

4.6 Sammenhenger mellom paritetene

Vi kan oppsummere paritetene og sammenhengen mellom dem, gjennom en figur utviklet av Buckley (1998).



Figur 12 Paritetssammenhenger (Buckley, 1998)

Figur 12 er en fremstilling av de grunnleggende valutakurssammenhengene; forholdet mellom spotkurs, terminkurs, rente og inflasjon, gjennom paritetsteoriene, fishereffekten og forventningshypotesen. Venstre side av figuren viser renteparitetene: sammenhengen mellom renter, spotkurs og terminkurs. Høyresiden viser kjøpekraftsteoret: sammenhengen mellom forventet inflasjon og forventet spotkurs. Øvre del viser fishereffekten: sammenhengen mellom forventet inflasjonsendring og renteforskjeller. Nedre del av figuren viser forventningshypotesen: sammenhengen mellom spot, terminkurs og forventet endring i spotkurs. Diagonalen viser sammenhengen mellom forskjeller i rentenivå og forventet spotkurs. Buckley konkluderer med at modellen vil gjelde på lang sikt. Renteparitetsteoret oppfyller likevektskravet best, mens forventningshypotesen og udekket renteparitet viser størst avvik. Kjøpekraftsteoret er lite realistisk på kort sikt, men

vil kunne gjelde på lang sikt. Konklusjonene til Buckley stemmer i stor grad med de empiriske bevisene vi har referert til ovenfor.

4.7 Forutsetningene for paritetsrelasjonene i virkeligheten

Innledningsvis i kapitlet presiserte vi at paritetsrelasjonene bygger på fire forutsetninger om hvordan valutamarkedene, finansmarkedene og markedene for varer og tjenester fungerer. Videre i gjennomgangen presenterte vi empiriske bevis for at paritetene sjeldent holder i virkeligheten. Vi vil derfor vurdere hvorvidt manglende bevis kan komme som en følge av urealistiske forutsetninger.

1. *Finansmarkedene er perfekte uten valutareguleringer, transaksjonskostnader eller skatt.*

Ulike land opererer med egne regler i forhold til valutahåndtering, transaksjonskostnader og skatt. Valutahandel på tvers av landegrenser vil derfor nødvendigvis være preget av transaksjonskostnader, avgifter og toll. For noen land kan også omfanget av valutalån være regulert. Dette kan virke som en ”demper” på valutahandel, som gjør at markedet ikke reagerer like fort, og i den grad paritetsteoriene tilsier.

2. *Markedene for varer og tjenester er perfekte, slik at internasjonal handel kan foregå fritt og uten transportkostnader eller toll.*

I virkeligheten vil det være rimelig å anta at markeder for varer og tjenester, da spesielt på tvers av landegrenser, sjeldent (om ikke aldri) vil være perfekte. Fraktkostnader og andre avgifter som moms og toll vil forekomme, og dermed føre til at investorer og forbrukere ikke alltid gjør det teoriene forventer. Selv om en vare er billigere i Danmark, vil tollavgifter og fraktkostnader kunne gjøre at den totalt sett blir dyrere enn å kjøpe samme vare i Norge.

3. *Alle individer forbruker en og samme vare eller kurv av varer.*

Forutsetning 3 er igjen en noe urimelig forutsetning, da ulike individer og ulike kulturer har ulike konsummønstre.

4. Fremtiden inneholder ingen usikkerhet.

Forutsetning 4 vil kanskje være den mest urealistiske, spesielt med tanke på valuta og renteutviklinger. Som vi skal se på i denne oppgaven, er det vanskelig å predikere hvordan valutakurser og renter kommer til å utvikle seg i fremtiden. Også priser på varer og tjenester, etterspørsel etter varer og tjenester, vil være vanskelig å forutsi. Fremtiden vil inneholde usikkerhet.

5. Risiko

I dette kapittelet vil vi gi en kort introduksjon til temaet risiko. Vi vil innledningsvis forklare hva risiko betyr og innebærer, deretter beskrive ulike risikoholdninger sett i forhold til valutalån. Avslutningsvis vil vi gå mer i dybden på risiko knyttet til valuta, såkalt valutarisiko.

5.1 Hva er risiko?

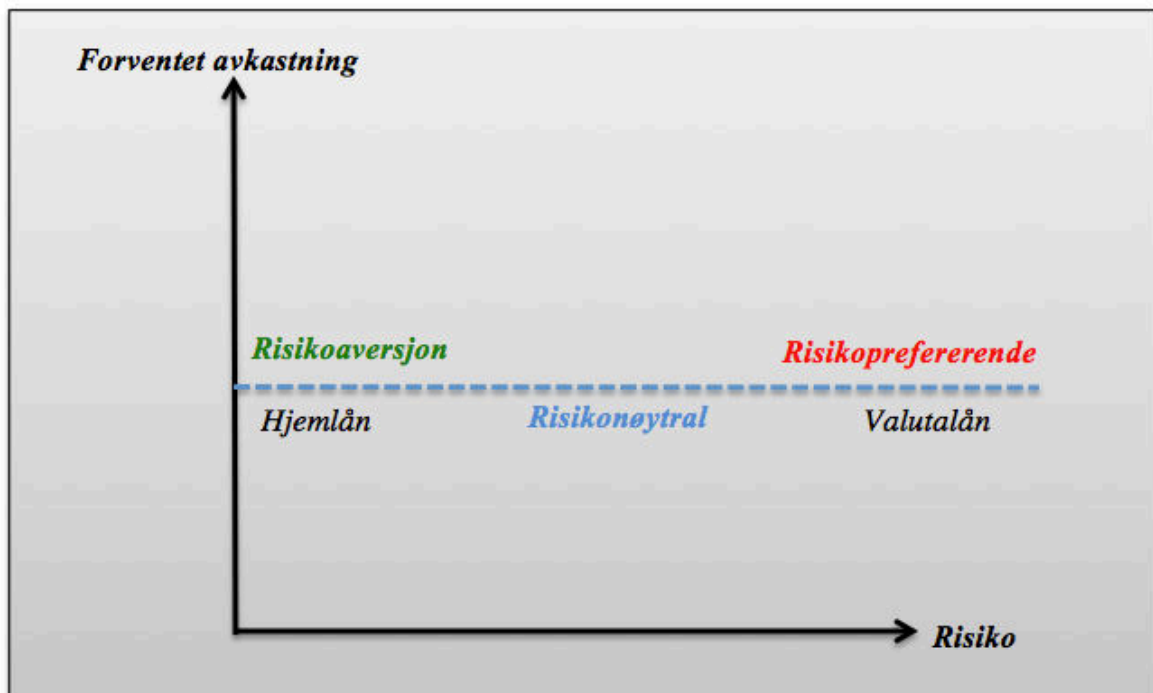
Risiko er synonymt med usikkerhet og oppstår når fremtidige utfall er usikre. Risiko omfatter både positive og negative utfall, og er et sentralt begrep innenfor investeringsstrategier. Når noe er risikofritt, for eksempel risikofri rente, vet man nøyaktig hva utfallet vil bli. En risikofri investering kan for eksempel være å sette midler i banken til en fast (risikofri) rente. Da vet man nøyaktig hvor mye investeringen vil øke i fremtiden. Ønsker man derimot en ekstra avkastning utover den risikofrie renten, må man være villig til å ta på seg mer risiko. Da kan man for eksempel plassere midler i et fond, hvor utfallet er usikkert. Enten kan man oppnå høyere avkastning i forhold til risikofri rente, dersom fondet går bra, eller man kan oppnå mindre avkastning enn risikofri rente, dersom fondet går dårlig (Hveem, 2013). Valutalån er nettopp et forsøk på å oppnå en ekstra avkastning utover den risikofrie renten. Valutalån avhenger av både valutakursutviklinger og rentedifferansen, og inneholder derfor to risikomomenter. Det finnes flere ulike typer risiko. Vi vil i vår oppgave begrense oss til å diskutere valutarisiko.

5.2 Risikoholdninger

En investors holdning til risiko kan klassifiseres som enten risikoavers, risikonøytral eller risikoprefererende. En risikoavers investor har en sterk motvilje til å ta på seg risiko, og vil etter beste evne unngå økt risiko. Han foretrekker en sikker inntekt framfor en usikker inntekt, dersom begge alternativer har lik forventning. De aller fleste beslutningstakere har en viss grad av risikoaversjon. En risikonøytral investor vil kun fokusere på forventet avkastning. Hans strategi vil være å enten maksimere gjennomsnittlig inntekt, eller minimere gjennomsnittlig kostnad. Dersom to investeringer, en med risiko og en uten, gir samme forventede avkastning, vil en risikonøytral investor være likegyldig til hvilken av disse han velger. En investor med risikopreferanse vil søke mest mulig risiko, og er villig til å godta en lavere forventet avkastning dersom risikoen øker. Dette er fordi risiko innebærer usikkerhet rundt både negative og positive utfall. Ved å ta på seg ekstra risiko, åpner man også for sjansen til å oppnå ekstraordinære positive utfall, selv om den forventede

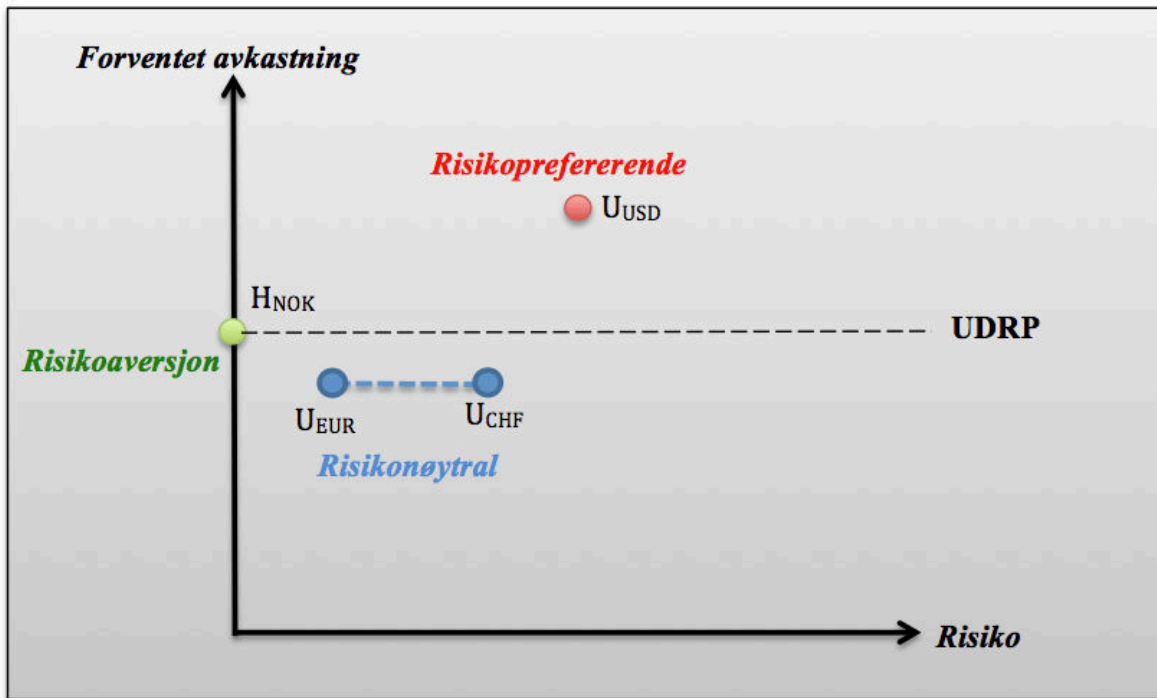
avkastningen er lavere. Individuer som tipper i lotto, er risikoprefererende; de vet at den forventede avkastningen er lav, men håper på de ekstraordinære resultatene, og er derfor villig til å ta på seg mer risiko.

Dersom teorien om UDRP holder, vil avkastningen på et valutalån og et lån i hjemland være lik. En risikoavers investor da foretrekke lån i hjemland fordi dette medfører mindre risiko for samme avkastning. En risikonøytral investor vil være indifferent til hvilken valuta han låner i, mens en risikoprefererende investor vil foretrekke valutalån siden det har størst grad av risiko. Dette er vist i figur 13.



Figur 13 Risikoholdninger gitt lik avkastning hjemlån og valutalån

Dersom vi forutsetter at det er lik avkastning på hjemlån og valutalån, vil de ulike risikoholdninger medføre følgende plasseringer: En risikoavers investor vil tilpasse seg der risikoen er minst mulig; hjemlån. En risikoprefererende investor vil tilpasse seg der risikoen er størst mulig; valutalån. En risikonøytral investor vil være indifferent til hvilken valuta han velger å låne i, og kan dermed tilpasse seg på alle punkter langs den stiplede blå linjen mellom hjemlån og valutalån.



Figur 14 Risikoholdninger gitt ulik avkastning hjemlån og valutalån

I virkeligheten vil det sjeldent være rimelig å anta at et valutalån vil ha lik forventet avkastning, som et tilsvarende lån i hjemland. Risikoen knyttet til valutakursvingningene og rentenivået vil gjøre at forventet avkastning blir ulik. Figur 14 viser fire ulike lånealternativer. Et fastrente lån i NOK (H_{NOK}), og 3 ulike valutalån i henholdsvis EUR (U_{EUR}), USD (U_{USD}) og CHF (U_{CHF}). Når vi ser på tilfeller hvor lån er utgangspunktet, er det ønskelig at forventet avkastning er lavest mulig, da dette impliserer lavest kostnader. Vi ser av figuren at forventet avkastning er lavest for CHF og EUR, og høyest for USD. Videre er det ingen risiko for NOK, og mest risiko for USD. Denne risikoen kan for eksempel komme av at valutakursutviklingen i USD er veldig volatil.

En investor med risikoaversjon vil ønske å minimere risikoen knyttet til sin investering. Han vil da gjøre en avveining mellom forventet avkastning og grad av risiko. De mest aktuelle alternative vil være en vurdering mellom å plassere i NOK uten risiko og oppnå en middels høy avkastning, eller investere i EUR og påta seg noe risiko men til gjengjeld få en lavere forventet avkastning. CHF vil ikke være aktuelt da det gir samme forventet avkastning som EUR, men høyere grad av risiko. For å ta på seg ekstra risiko vil en risikoavers investor kreve en risikopremie.

En risikoprefererende investor vil være ute etter å maksimere risiko knyttet til sin investering, i håp om at økt risiko også øker sjansen for å oppnå ekstraordinær lav avkastning. En risikoprefererende investor vil på samme måte som en risikoavers investor, måtte gjøre en avveining mellom grad av risiko og forventet avkastning. Forskjellen er at en risikoprefererende investor vil ønske å maksimere risiko. I valget mellom EUR og CHF ville en risikoprefererende investor da valgt CHF. I tilfeller hvor avkastning og grad av risiko er ulik, som mellom CHF og USD i figuren, vil valget bli en avveining mellom risiko og avkastning.

En risikonøytral investor ønsker å minimere forventet avkastning, uavhengig av risiko, og vil derfor være likegyldig til å investere i enten EUR eller CHF. I motsetning til en risikoavers investor, vil en risikonøytral investor ikke kreve en ekstra risikopremie for å pådra seg høyere grad av risiko.

5.3 Valutarisiko

En kraftig økning i internasjonal handel, fluktuerende oljepriser og en svekket kronekurs har gjort valutarisiko til et sentral begrep i det norske næringslivet. Spesielt for industrier som operer med eksport- og importdrevet næring. En investor eller en bedrift er utsatt for valutarisiko, dersom deres verdier vil bli påvirket av endringer i valutakurser. For valutahandel kan man klassifisere fire typer risiko, hvorav to er spesielt relevant for valutilån.

1. Balanserisiko
2. Økonomisk risiko
3. Renterisiko
4. Transaksjonsrisiko

Balanserisiko er når eiendeler, gjeld, og resultatposter skal omregnes fra utenlandsk valuta til norske kroner. En slik risiko vil kunne påføre en bedrift eller en investor en reell kursgevinst eller et kurstap, som kan være avgjørende for resultatet. En balanserisiko kan for eksempel oppstå når et norsk selskap kjøper et utenlandsk datterselskap. Dersom NOK styrker seg mot den utenlandske valutaen, vil morselskapets egenkapital reduseres fordi beløpet som selskapet opprinnelig ble kjøpt for, nå er mindre verdt.

Økonomisk risiko er valutakursenes påvirkning på bedriftens strategiske konkurransevne. Anta en norsk bedrift som konkurrerer mot en svensk bedrift om eksport til Japan. Dersom

den svenske kronen (SEK) svekkes mot YEN, mens NOK holdes stabil, vil dette kunne forbedre konkurranseevnen til det svenske selskapet, relativt til det norske. Konkurranseevnen svekkes fordi varene blir billigere i Sverige kontra i Norge, og Japan vil da foretrekke å handle med Sverige.

Renterisiko kommer av volatiliteten til den fremtidige renten. Renterisiko er spesielt viktig med tanke på valutalån. En investor vil ønske å låne i en valuta med lavere renter enn i hjemlandet. Det vil da være mulig å oppnå en rentebesparelse på valutalånet. Samtidig er det en risiko for at denne renten vil øke i fremtiden, noe som kan føre til at rentebesparelsen forsvinner, og investor kan i verste fall ende opp med å betale en større rentekostnad enn han ville gjort i Norge.

Transaksjonsrisiko oppstår når handel foregår over landegrenser. Prisen på varen, og kostnadene forbundet med å produsere den, bestemmes ikke nødvendigvis i samme valuta. Ved kontraktinngåelsen oppstår det dermed en transaksjonsrisiko. I en handelskontrakt vil det typisk stå når varen skal leveres, til hvilken pris og når betalingen skal skje. Prisen avtales i en gitt valuta, for eksempel EUR 200, om 1 år. Betalingstidspunktet er det kritiske punktet for transaksjonsrisiko. Hvordan valutakursen utvikler seg i perioden mellom kontraktinngåelse og betalingstidspunkt, vil være avgjørende for lønnsomheten av handelen. Valutakursen kan enten forbli uendret, utvikle seg positivt for investor, slik at han mottar et større beløp (eller må betale et mindre beløp), eller utvikle seg negativt for investor, slik at man mottar et mindre beløp (eller må betale et større beløp), enn først antatt ved kontraktinngåelse. En slik transaksjonsrisiko oppstår ved et valutalån når lånebeløpet kan øke eller minke, avhengig av hvordan valutakursen utvikler seg.

6. Utvalgte makroøkonomiske variabler

Valutakurser og rentenivåer avhenger av en rekke ulike faktorer. For å forstå utviklingen trengs det blant annet forståelse av både finansmarkeder, investeringsadferd, økonomiske konjunkturer og markedspsykologi. Vi vil i vår oppgave begrense oss til å beskrive utviklingen i forhold til makroøkonomiske variabler. Det vil være mange ulike makroøkonomiske variabler som kanskje kan hjelpe oss med å predikere utfallet av et valutalån. Vi vil i dette kapittelet beskrive de variablene vi har funnet å være mest relevante, basert på tidligere teori og forskning. Selv om det flere ganger har vært bevist at enkle ”random-walk”-modeller har predikert valutakurser bedre enn andre avanserte modeller (se Meese og Rogoff, 1983), har noen forskere funnet signifikante korrelasjoner mellom ulike makroøkonomiske variabler og valutakurser. Tabell 2 viser en oppsummering av et utvalg tidligere forskningsfunn gjort på kronekursen og renteutviklingen i Norge. Denne tabellen vil være utgangspunktet vårt for valg av forklaringsvariabler. De tidligere undersøkelsene vi har sett på, varierer mye både i valgt tidsperiode og valgte forklarende variabler. De er gjerne utført på kortere tidsperioder og i forkant av finanskrisen. Vi tror derfor det vil bli interessant å se om vi kan finne lignende sammenheng, eller andre sammenhenger i en lengre og senere tidsperiode. Forskningen vi har sett på er stort sett gjort på valutakursutviklinger. Siden vi er interessert i å se på makroøkonomiske sammenhenger med valutalån, vil vi derfor sammenligne variablene med både valutakursutvikling og renteutvikling. Variablene vi har valgt å inkludere i vår analyse er oljepris, det amerikanske aksjemarkedet (gjennom S&P 500), prisnivåforskjeller (gjennom KPI) og internasjonal finansuro (gjennom GRI). Vi vil i de neste delkapitlene gå gjennom hver enkelt variabel og forklare hvorfor vi tror den påvirker valutakursen og rentedifferansen, i hvilken retning den vil påvirke, og tidligere funn gjort på variabelen. I tillegg vil vi også diskutere rentedifferansens isolerte effekt på valutakursen. Vi vil avslutte med å gi en kort gjennomgang av variablene som også ble vurdert, men som ikke ble tatt med i den endelige analysen.

Tabell 2 Tidligere forskning

Forfatter	Valutakurs	Tidsperiode	Variabler	Sammenheng
Valutakursutvikling				
Bernhardsen Røisland	NOK/DEM	1993-2000	Oljepris Prisdifferanse Finansuro Rentedifferanse	Positiv Negativ Negativ Positiv
Naug	KKI	2000-2003	Rentedifferanse Utenlandsk børs Finansuro Oljepris S&P 500	Positiv Negativ Positiv Positiv Negativ
Bjørnstad Jansen	NOK/EUR	1983-2006	Oljepris Rentedifferanse Inflasjonsforskjeller	Positiv Positiv Negativ
Andersen Berg	NOK/EUR	1999-2009	Oljepris S&P 500	Positiv Positiv
Aamodt	NOK/SEK	1999-2008	Oljepris S&P 500 Finansuro Rentedifferanse	Positiv Negativ Begge Positiv
Holmbukt Eriksen	NOK/USD	1987-2009	S&P 500 BNP Oljepris Rentedifferanse	Negativ Begge Positiv Positiv
Scrase	NOK/EUR	1999-2008	Rentedifferanse Oljepris	Positiv Positiv
Renteutvikling				
Bernhardsen	NOK/EUR	1999-2009	Lønnsnivå Utenlandsk rente BNP	Positiv Positiv Positiv
Fjelland	Nibor	2000-2014	Amerikansk - sysselsetting KPI Internasjonal økonomi	Positiv Negativ Positiv

Før vi forklarer de enkelte variablene, vil vi gi en kort beskrivelse av den norske økonomien, da det vil hjelpe oss å forstå hvordan makroøkonomiske variabler kan påvirke kronekursen og det norske rentenivået.

6.1 En liten åpen økonomi

Den norske økonomien beskrives best som en liten, åpen økonomi. Vi er kjent for produksjon av råvarer som olje, laks og metaller. Summen av eksport og import utgjør en stor del av den totale verdiproduksjonen i Norge. Næringsstrukturen vår er relativt ensidig, og vi har derfor høy andel eksport og import sammenlignet med andre europeiske land. Omtrent halvparten av det vi eksporterer er råvarer som selges til markedspriser. Disse markedsprisene bestemmes av tilbud og etterspørsel på det internasjonale markedet, og kan til tider være veldig volatile. Dette gjør at inntekten vår er svært avhengig av situasjonen i verdensøkonomien (Qaisar Farooq Akram, 2000). Norge som enkeltland har liten påvirkningskraft på priser som settes på verdensmarkedet, for eksempel oljeprisen. Norge er videre et av verdens rikeste land. I 2013 var Norges BNP pr innbygger på hele 91% over gjennomsnittet i den Europeiske Union (EU). I 2013 bidro primærnæring til vel 1% av totalt BNP, sekundærnæringen med omlag 40% (herunder olje- og gassvirksomheter), mens tertiærnæringens bidrag var nærmere 60%. Vi hadde samtidig et overskudd på handelsbalansen på vel 323 milliarder kroner. Eksport av olje og gass var i 2013 på ca. 570 milliarder kroner. Sverige er vår viktigste handelspartner. Ca. 80% av vareeksporten går til EU-land og ca. 60% av importen kommer fra EU-land. Vi eksporterer mest olje og gass, men også fisk, fiskeprodukter og metaller. Vi importerer mest industrimaskiner, data, elektronikk og biler (SSB, 2014a).

6.2 Oljepris

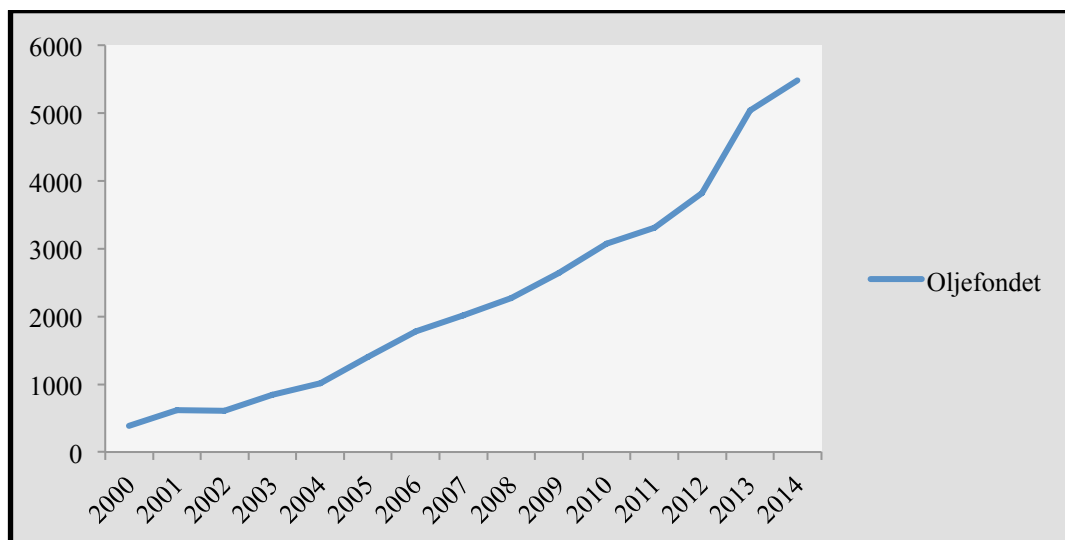
Olje- og petroleumssektoren er en av de største og viktigste industriene i verden. Til tross for at stadig flere fornybare energikilder utvikles, beholder oljesektoren sin dominerende plass i den norske økonomien. Norges oljeeventyr startet for alvor i 1969, etter funnet av Ekofisk, et petroleumsfelt sør i Nordsjøen. Petroleumsvirksomheten har vært avgjørende for den økonomiske veksten i Norge, og er kanskje hovedgrunnen til at vi i Norge kan kalle oss en velferdsstat. I løpet av de siste 40 årene har petroleumssektoren skapt verdier for over 10.000 milliarder kroner, og i 2013 var 22% av verdiskapningen til Norge relatert til petroleumssektoren (Regjeringen, 2014b). I følge tall fra U.S Energy Information Administration (EIA) ble det i 2013 produsert 90.878,2 tusen fat olje totalt i verden. Norge sto for 1.826,1 tusen av dem, vel 2%.

Oljeprisen bestemmes i hovedsak av tilbud og etterspørsel på det internasjonale markedet, men også faktorer av finansiell karakter kan gi utslag i oljeprisen, som for eksempel

rentenivåer og dollarprisen (F. Akram & Winje, 2008). En økende etterspørsel etter olje førte til en rekordhøy oljepris i juli 2008. Prisen var da på USD 143,7 pr fat. Bare fem måneder senere falt oljeprisen drastisk som følge av finanskrisen, til under USD 40 pr fat. En reduksjon på over 70%. I etterkant av finanskrisen opplevde oljeprisen en rolig økning før den falt igjen i 2014. Årsaken til prisnedgangen de siste årene har vært en lavere global etterspørsel, samtidig som produksjonen av skiferolje har økt, spesielt i USA. USA har gått fra å importere olje til å være nesten helt selvforsynt av olje. Dette har ført til et overskuddstilbud av olje på verdensmarkedet, samtidig som at etterspørselen har gått ned, noe som resulterte i et prisfall.

Oljepris er ikke et entydig begrep, og det finnes flere ulike oljeprisindekser. Ved prissetting av olje som produseres i USA og Europa, er det vanligst å bruke West Texas Intermediate (WTI) eller Brent Blend som referanseindekser. Brent Blend består av 15 ulike oljefelt i Nordsjøen, og er derfor en relevant indeks for prissetting av råolje som produserer på norsk sokkel. Tidligere undersøkelser har også benyttet seg av Brent Blend indeksen. Dette åpner for et bedre sammenligningsgrunnlag, og vi velger derfor å benytte oss av Brent Blend som indeks for oljeprisen i vår oppgave.

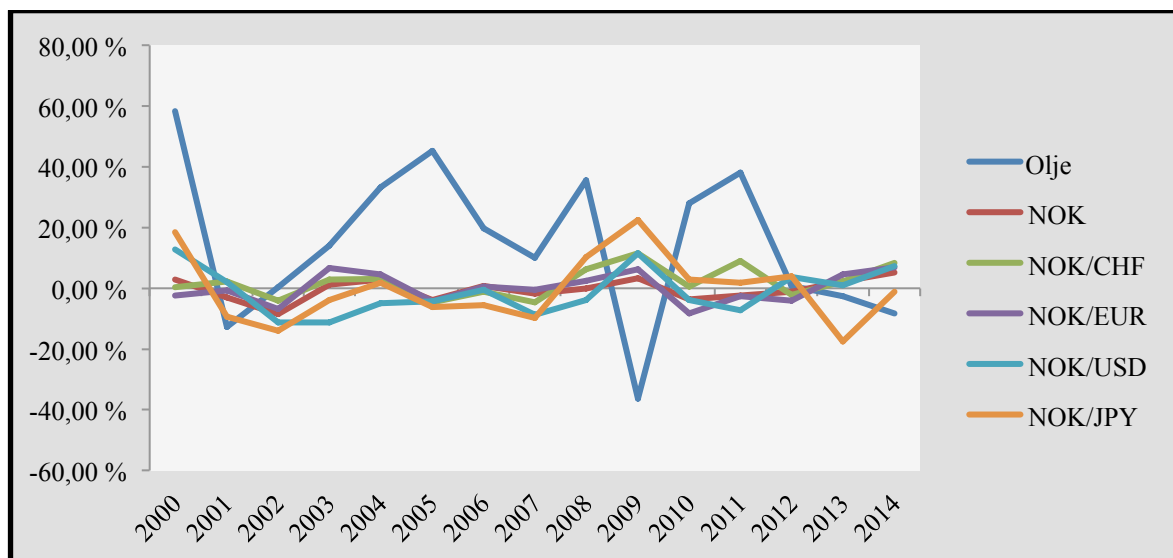
Vi kan med trygghet si at utviklingen i petroleumssektoren er avgjørende for den økonomiske situasjonen i Norge. Virkningene petroleumssektoren har på den norske økonomien kan deles inn i tre hovedeffekter; utgiftseffekten, inntektseffekten og formueseffekten (Oljeskattekontoret, 2013). Utgiftseffekten består av petroleumssektorens etterspørsel etter varer og tjenester til investeringer og drift. Økt lønnsomhet i olje- og gasselskaper fører til høyere aktivitet og sysselsetting i oljeselskapene, som igjen fører til at oljeselskapene etterspør mer varer og tjenester fra sine underleverandører og samarbeidspartnere. Inntektseffekten viser til virkningene petroleumssektorens inntekter har på statens finansielle stilling. Økte petroleumsinntekter gir staten større fleksibilitet og mer frihet i finansinntekten. Inntektseffekten vil avhenge av og variere med prisen på olje og gass. Formueseffekten viser til effekten petroleumssektoren har på Norges sparing av ressursrenter knyttet til olje- og gassvirksomhet. Gjennom statens pensjonsfond utland (SPU), har Norge siden 1990 spart inntekter fra petroleumssektoren, og bygd opp en betydelig finansiell formue. Ved utgangen av juni 2014 var markedsverdien av SPU på hele 5.478 millioner kroner (Regjeringen, 2014a).



Figur 15 Statens pensjonsfond utland (Regjeringen, 2014a)

Etter hvert som oljefondet har økt i størrelse, ble Handlingsregelen innført i 2001. Handlingsregelen skal fungere som et verktøy for å forhindre at svingninger i inntektene fra petroleumssektoren, skal gi store konjunktursvingninger i den norske økonomien. Dette betyr at den norske økonomien skal være mindre avhengig av hvordan petroleumssektoren utvikler seg. Handlingsregelen sikter mot en gradvis innfasing av petroleumsinntektene, og sier at vi kun skal bruke forventet realavkastning fra fondet. Den forventede realavkastningen er anslått til ca. 4%. Dette betyr i praksis at statsbudsjettet kan gjøres opp med et underskudd utenom oljeinntektene, tilsvarende 4% (SSB, 2013). Handlingsregelen sikrer at den største delen av petroleumsinntektene går til sparing og ikke direkte ut i økonomien. Dermed vil aktivitetsnivået i mindre grad være avhengig av petroleumsinntektene, og kronekursen skal da i teorien være mindre avhengig av oljeprisen.

Økte oljepriser vil føre til økt lønnsomhet i petroleumssektoren, noe som igjen kan føre til økt etterspørsel etter oljerelaterte investeringsobjekter. I den grad denne økte etterspørselen kommer fra utland, vil dette videre øke etterspørselen etter norske kroner. Dette impliserer en positiv korrelasjon mellom oljepris og kronekurs. Videre vil en økt oljepris kunne gi norske kroner økt kjøpekraft relativt til andre utenlandske valutaer, noe som også medfører en styrkning av kronen. Samtidig kan en høyere oljepris føre til et redusert aktivitetsnivå i utland, som følge av at deres utgifter til olje øker. Et redusert aktivitetsnivå kan påvirke deres utenlandsinvesteringer og dermed også påvirke deres etterspørsel etter norske kroner, noe som impliserer en negativ sammenheng mellom oljepris og NOK.



Figur 16 Valutakurser og oljeprisen

Gjennom en undersøkelse gjort på norske kroner mot tyske mark, i perioden 1993-2000, fant Bernhardsen og Røisland (2000) at kronkursen var positivt korrelert med oljeprisen. De fant at en varig økning i oljeprisen på 1%, førte til en realappresiering av den norske kronen på 0,09%. De forklarte sammenhengen med at en høyere oljepris ga et gunstig bytteforhold mot utland, som igjen førte til en styrkning av kronen. Naug (2003) fant i sin undersøkelse av kronen mot konkurransekursindeksen, i perioden 1999-2003, at dersom oljeprisen økte med 1%, styrket kronen seg med 0,04% på kort sikt, og 0,13% på lang sikt. Andresen og Berg (2010) fant at 1% økning i oljeprisen ga en styrkning av kronen mot euro på 0,06%. Også Holmbukt og Eriksen (2009) fant at 1% økning i oljeprisen førte til at kronkursen styrket seg med 0,093 %. Aamodt (2009) fant i sin undersøkelse at den mest umiddelbare effekten av oljeprisendringen ble utløst av aksjemarkedet. Hun forklarte hvordan en høyere oljepris gir forventninger om større inntjening i norske selskaper tilknyttet petroleumsindustrien, noe som igjen vil tiltrekke utenlandske investorer. De utenlandske investorene vil da etterspørre mer NOK og dermed føre til en styrkning av kronen.

Basert på de teoretiske og empiriske drøftingene velger vi å formulere følgende alternativhypotese med tilhørende nullhypotese for forholdet mellom oljepris og kronkurs:

H_1 *oljepris/NOK*: Det er en positiv sammenheng mellom oljepris og kronkursen.

H_0 *oljepris/NOK*: Det er ingen sammenheng mellom oljepris og kronkursen.

Høye oljepriser fører som nevnt til økt lønnsomhet i petroleumssektoren, noe som skaper ringvirkninger i resten av økonomien gjennom et økt aktivitetsnivå. Fra teorien om rentesetting i kapittel 3, er det rimelig å anta at økte oljepriser vil føre til høyere rentenivå gjennom økt aktivitetsnivå. Vi formulerer da alternativ- og nullhypotese for renteutvikling og oljepris som følger:

H_1 Oljepris/ r : *Det er en positiv sammenheng mellom oljepris og rentenivå.*

H_0 Oljepris/ r : *Det er ingen sammenheng mellom oljepris og rentenivå.*

6.3 Prisnivå og inflasjonsforskjeller (KPI)

Vi så i kapittel 4 at det er funnet empiriske bevis på at kjøpekraftsparitet mellom Norge og Norges handelspartnere, på lang sikt holder.

Teorien om kjøpekraftsparitet sier at på sikt vil valutakursen til et land utvikle seg i samsvar med utviklingen i landets inflasjonsrate. Når vi sammenligner hjemland med utland, må utviklingen i valutakursene og inflasjonsnivåene være slik at prisen på en identisk vare, er lik i begge land, når de oppgis i samme valuta. Dersom for eksempel hjemland opplever økt inflasjon og økt prisnivå, må nødvendigvis hjemlands valuta depresiere tilsvarende, slik at prisnivået er likt i forhold til utland igjen. Prisendringer uttrykkes gjennom inflasjonsraten, og endring i inflasjonsraten kan dermed medføre en endring i valutakursen. Konsumprisindeksen (KPI) viser prisutvikling og inflasjon for varer og tjenester i et land. KPI er basert på et veiet gjennomsnitt av et utvalg av representative varer og tjenester, som brukes av private husholdninger. Den prosentvise endringen i prisnivået fra en periode til en annen er gitt ved:

$$\pi = \frac{(P_1 - P_0)}{P_0} \quad (6.1)$$

Der π står for inflasjon, mens P_0 og P_1 er prisnivået i henholdsvis periode 0 og 1.

Regjeringen har fastsatt en inflasjonsmål for pengepolitikken i Norge, som innebærer at pengepolitikken hele tiden skal innrettes slik at konsumprisene, over tid, skal vokse med omtrent 2,5% årlig. Endringer i det relative inflasjonsnivået mellom Norge og utland vil kunne påvirke omfanget av varer og tjenester som byttes mellom landene. Dersom

inflasjonen i Norge stiger mer enn i utland, vil prisen på norske varer være høyere enn tilsvarende varer i utland. En rasjonell innenlandsk forbruker vil ønske å handle produktet der det er billigst (i utland), og vil dermed etterspørre mer utenlandsk valuta, og mindre norske kroner. Samtidig vil et økt prisnivå i Norge gjøre det mer kostbart, også for utenlandske konsumenter, å handle i Norge. Utenlandske konsumenter vil da skifte sin etterspørsel fra norske til utenlandske varer. Fra teori om tilbud og etterspørsel vet vi at økt pris medfører redusert etterspørsel. Redusert etterspørsel etter norske varer og tjenester vil føre til en redusert etterspørsel etter norske kroner. For at kjøpekraftsparitet igjen skal oppstå, må kronekursen nødvendigvis svekke seg tilsvarende, slik at prisnivået igjen blir det samme i hjemland og utland når det regnes i samme valuta. Bernhardsen og Røisland (2003) fant at på lang sikt var det oljeprisen og det relative prisnivået mellom Norge og utland som påvirket valutakursen. For perioden 1993-2000, viste modellen at 1%-økning i det relative prisnivået, førte til en svekkelse av kronen på 0,20%. Basert på teorien om KKP formulerer vi følgende hypoteser om prisnivå og kronekursen:

H_1 KPI/NOK : *Det finnes en negativ sammenheng mellom prisnivå og kronekursen.*

H_0 KPI/NOK : *Det finnes ingen sammenheng mellom prisnivå og kronekursen.*

Den norske styringsrenten er Sentralbankens virkemiddel for å styre pengepolitikken, og pengepolitikken styrer inflasjonen. Når inflasjonen er høy blir penger mindre verdt, og priser må økes tilsvarende for å opprettholde samme lønnsomhetsnivå. Når prisnivået øker må man betale mer for samme vare enn tidligere, og da må man nødvendigvis handle mindre. Når det handles mindre, vil det produseres mindre, og aktivitetsnivået går ned. For å stimulere til økt aktivitetsnivå, kan renten da settes ned. En reduksjon i rentenivået gjør det for eksempel billigere for både bedrifter og privatpersoner, å få tilgang til kapital. Hvordan inflasjon og renter henger sammen, vil påvirkes av hvilken retning man antar at de påvirker hverandre. Ser vi på renten som en reaksjon på inflasjon vil da økt inflasjon, og økt prisnivå medføre lavere rente. Vi har tidligere presisert at styringsrentene settes på grunnlag av forventninger om fremtiden, og dermed *ikke* som en reaksjon på tidligere hendelser. Dersom det forventes en høy inflasjon i fremtiden, og sentralbanken ønsker å dempe denne forventningen, vil de sette opp styringsrenten i dag for å redusere inflasjonen i morgen. Hvis vi ser dette i sammenheng med forventningskanalen, velger vi å forutsetter følgende sammenheng mellom prisnivå og rentenivå:

$H_{1\text{KPI}/r}$: Det finnes en positiv sammenheng mellom prisenivå og rentenivå.

$H_{0\text{KPI}/r}$: Det finnes ingen sammenheng mellom prisenivå og rentenivå.

6.4 Det amerikanske aksjemarkedet (S&P 500)

Den amerikanske økonomien er verdens største enkeltlandsøkonomi, og utgjør totalt en fjerdedel av økonomien i verden. USA er i stor grad selvforsynt, og deres andel av BNP som kommer fra eksport og import er bare 30% (Utenriksdepartementet, 2015). 30% av ¼-del av økonomien i verden er likevel veldig mye. Størrelsen på økonomien gjør det rimelig å anta at utviklingen i den amerikanske økonomien vil påvirke økonomien i resten av verden. Norges import og eksport til USA utgjør kun 5% av våre totale eksport og import (SSB, 2014a). Den amerikanske økonomien vil påvirke de internasjonale finansmarkedene, som igjen vil påvirke den norske økonomien. USA påvirker da Norge indirekte gjennom de internasjonale finansmarkedene. Som vi nevnte innledningsvis, er Norge en liten åpen økonomi, som er avhengig av utviklingen i verdensøkonomien.

For å beskrive utviklingen i den amerikanske økonomien, velger vi å se på utviklingen i det amerikanske aksjemarkedet, da vi forutsetter at aksjemarkedet viser stemningen i økonomien på en god måte. Aksjemarkedet beskrives gjennom en aksjeindeks. Ideelt sett burde en aksjeindeks representere samtlige aksjer som omsettes i markedet, men dette vil være veldig omfattende å praktisere, og derfor velges et utvalg av aksjer til å representere hele markedet.

Det er spesielt tre ulike aksjeindekser som benyttes for å beskrive utviklingen i det amerikanske aksjemarkedet; Dow Jones, Nasdaq og Standards & Poors 500 (S&P 500) (Holmbukt & Eriksen, 2009). Nasdaq-indeksen er basert på alle aksjene som er notert på Nasdaq-indeksen, en elektronisk aksjeindeks som er den nest største i verden etter NYSE (The New York Stock Exchange). Dow Jones indeksen er basert på de 30 største aksjeselskapene i USA, mens S&P 500 gir et utsnitt av alle amerikanske industrier, representert gjennom 500 ulike virksomheter. Vi anser S&P 500 som den mest representative for det amerikanske aksjemarked helhetlig sett, og velger derfor å bruke den i vår oppgave.

I tillegg til å påvirke den norske økonomien indirekte gjennom verdensøkonomien, kan også det amerikanske aksjemarkedet påvirke kronekursen som et alternativt plasseringsobjekt. Aksjer og valuta er to alternative plasseringsobjekter (blant mange andre). Dersom vi antar at investor må velge mellom å enten investere i aksjer eller valuta, vil han velge det alternativet som gir høyest forventet avkastning. Dersom avkastningen på aksjemarkedet er høyere enn avkastningen på valuta, vil investor preferere aksjer framfor valuta, og omvendt. Når avkastningen på plasseringer i det internasjonale aksjemarkedet er svak, vil det føre til en økning i etterspørselen etter andre rentebærende papirer, da spesielt i land med vesentlig høye rentesatser. Norge har i lengre perioder vært oppfattet som en høyrentevaluta og norske kroner har dermed vært en attraktivt alternativt investeringsmulighet (det er dog ikke nødvendigvis tilfelle i dag). Naug (2003) fant i sin analyse av den sterke kroneappresieringen i perioden 1999-2003, at kronekursen var negativt korrelert med det amerikanske aksjemarkedet, dersom renteforskjellen var positiv. Når Norge hadde høyere rente i forhold til utland, førte et børsfall til en appresiering av den norske kronen. Aamodt (2009) fant i sin langtidsmodellering av NOK/SEK-kursen også en negativ sammenheng, da en høyere avkastning på S&P 500 førte til en svekkelse av NOK/SEK-kursen. Holmbukt og Eriksen (2009) fant at for en gitt positiv nominell rentedifferanse mellom Norge og USA, vil en 10% økning i S&P 500 svekke kronen med 0,25%. Andersen og Berg (2010) fant derimot at en positiv utvikling på S&P 500, på 1% førte til en appresiering av den norske kronen på 0,06%. Andresen og Berg sin undersøkelse går over en senere tidsperiode enn flere av de andre undersøkelsene, og inkluderer effektene av finanskrisen, noe som kan være en av årsakene til et ulikt resultat.

Vi ser at effekten det amerikanske aksjemarkedet har på norske kronen, kan ha endret fortegn de siste årene, som følge av finanskrisen. Vi velger likevel å anta en negativ sammenheng mellom det amerikanske aksjemarkedet og kronekursen. Vi setter dermed følgende alternativhypotese med tilhørende nullhypotese:

H_1 $S\&P500/NOK$: *Det er en negativ sammenheng mellom S&P 500 og kronekursen.*

H_0 $S\&P500/NOK$: *Det er ingen sammenheng mellom S&P 500 og kronekursen.*

For å avgjøre hvordan det amerikanske aksjemarkedet vil påvirke det norske rentenivået, vil vi basere oss på induktive økonomiske sammenhenger. Vår første antagelse blir da at det er en positiv sammenheng mellom norsk og amerikansk økonomi. Når USA opplever en

verdiøkning er det da rimelig å anta at landet får økte konsummuligheter, og dermed etterspør mer varer og tjenester fra resten av verden, inkludert Norge. Økt etterspørsel etter varer og tjenester fra Norge, vil føre til at lønnsomheten og verdiskapningen i Norge øker, og basert på rentepolitikk vil det norske rentenivået gå opp. Våre antagelser støttes opp med funn av Fjelland (2014) som sier at sterke amerikanske sysselsettingstall medfører en økning i amerikanske renter. Videre forklarer hun at de amerikanske rentene igjen påvirker internasjonale renter, deriblant norske renter, og det forventes derfor et positivt forhold mellom amerikansk sysselsetting og norske renter. Vi formulerer hypoteser som følger:

$H_{1\ S\&P500/r}$: Det er en positiv sammenheng mellom S&P 500 og rentenivået.

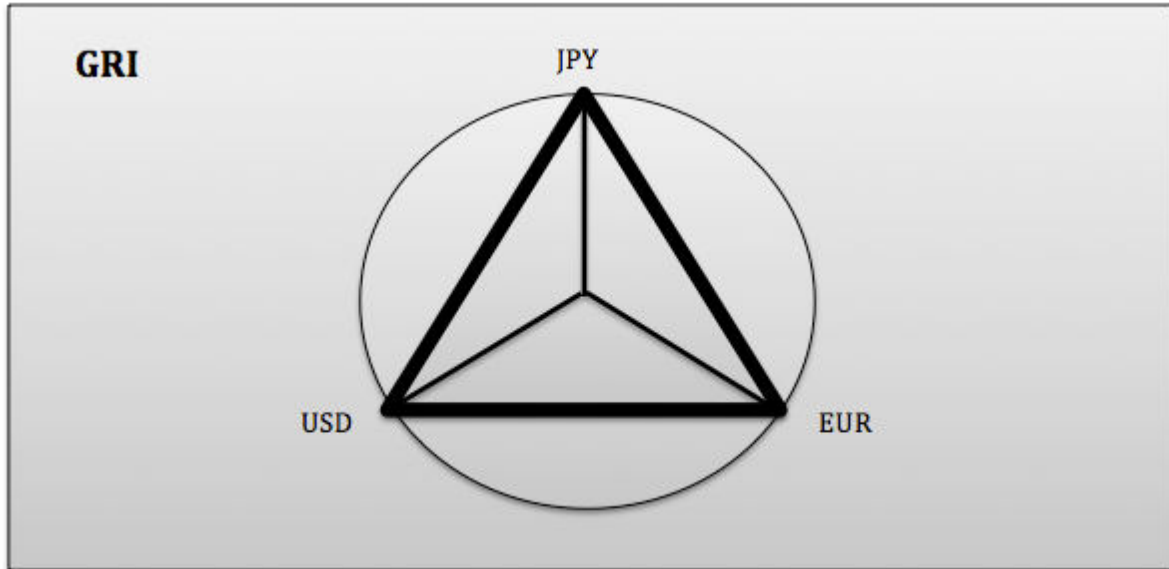
$H_{0\ S\&P500/r}$: Det er ingen sammenheng mellom S&P 500 og rentenivået.

6.5 Internasjonal finansuro (GRI)

Internasjonal finansuro kan forstås som i hvilken grad utviklingen på de internasjonale finansmarkedene er usikre og volatile. Høy finansuro er typisk når valutakurser svinger veldig, eller når børsene faller uventet. Finansuro øker ofte når utsiktene for fremtiden er veldig usikre, som for eksempel ved krig eller naturkatastrofer. Denne formen for usikkerhet kan måles gjennom den globale risikoindikatoren (GRI), en indikator basert på valutaopsjonspriser. GRI måler implisitt volatilitet gjennom forventet variasjon i valutakursen, gitt ved årlig standardavvik (Bernhardsen og Røisland, 2000). GRI-indikatoren er basert på en formel utviklet av Brousseau og Scacciavillani (1999), som sammenstiller implisitt volatilitet for USD, EUR og JPY. GRI kan uttrykkes på formelen:

$$GRI = \frac{2\sigma_{DE}\sigma_{DY}\sigma_{EY}}{\sqrt{(\sigma_{DE} + \sigma_{DY}\sigma_{EY})(-\sigma_{DE} + \sigma_{DY} + \sigma_{EY})(\sigma_{DE} - \sigma_{DY} + \sigma_{EY})(\sigma_{DE} + \sigma_{DY} - \sigma_{EY})}} \quad (6.2)$$

σ_{DE} , σ_{DY} og σ_{EY} står for implisitt volatilitet for henholdsvis USD/EUR, USD/JPY, og EUR/JPY. Formelen er et uttrykk for et orthocenter og kan forklares ut i fra figur 17.



Figur 17 Global risikoindeks, (Bernhardsen og Røisland, 2000)

De tykke linjene representerer volatiliteten mellom valutaene, lengre linjer impliserer høyere volatilitet. I figuren er dermed volatiliteten lik for alle tre valutaene. Gjennomsnittsvolatiliteten er representert ved en tredjedel av omkretsen til trekanten. Med tre variable, vil orthocenteret være lik diameteren i sirkelen. Diameteren, som da representerer GRI, vil være større enn gjennomsnittsvolatiliteten. Se Bernhardsen & Røisland (2000) for dypere forklaring av formelen.

Når verdensøkonomien er preget av stor usikkerhet, er det en tendens til at små lands valutaer vil oppleve en depresiering. Dette fordi investorer velger å plassere midler i andre mer likvide og stabile investeringsobjekter, for å beskytte sine midler mot svingninger i markedet. Dersom avkastninger på for eksempel aksjemarkedet er veldig volatile, ønsker investorer å plassere midlene sine i såkalte "trygge havner". En trygg havn kjennetegnes ved at den har lavere volatilitet og er mer likvid sammenlignet med andre aktiva. I perioder hvor oljeprisen har vært vedvarende høy og rentedifferansen svært positiv, har det vært grunnlag for å regne norske kroner som en slik trygg havn. Også Norges sterke posisjon gjennom finanskrisen sammenlignet med andre europeiske land, har vært med å "styrke" påstanden om Norge som en trygg havn. Aamodt (2009) er en av få som faktisk har funnet empiriske resultater som støtter påstanden om at norske kroner kan anses som en trygg havn. I hennes langtidsmodellering av NOK/SEK-kursen, fant hun at i perioder med høyere valutamarkedsvolatilitet, styrket NOK/SEK-kursen seg, noe som impliserer at i tider hvor usikkerheten på valutamarkedet øker, vil investorer flytte sine plasseringer fra SEK til NOK

(gitt uendret risikopremie). Flere andre undersøkelser, blant annet Flatner (2009), Bernhardsen og Røisland (2000) samt Andresen og Berg (2010) finner derimot at den norske kronen *ikke* kan regnes som en trygg havn. Bernhardsen og Røisland sier i sin undersøkelse fra 2000, at den norske kronen heller oppfattes som en rand-valuta. I perioder med høy volatilitet i internasjonale finansmarkeder vil internasjonale investorer ønske å redusere beholdningen av norske kroner og kronen vil da svekkes. Forfatterne fant at internasjonal finansuro, målt ved GRI, påvirket kronekursen negativt på kort sikt. Flatner (2009) forklarer videre at når likviditet kan anses som å være dårlig, vil kronekursen for et gitt beløp påvirkes mer enn når markedsforholdene er normale. Han forklarer at begrensningen på den norske kronens størrelse og likviditet, medfører at investorer som ønsker å trekke seg ut av den norske kronen, kan ha vanskeligheter med å kvitte seg med kronebeholdningen uten å risikere store tap. Dette gjelder spesielt dersom andre aktører vil ut på samme tidspunkt. Han impliserer dermed at økt uro på internasjonale finansmarkeder vil føre til en svekkelse av kronekursen. Vi velger å formulere en hypotese basert på at den norske kronen *ikke* kan regnes som en trygg havn, og at den dermed vil svekkes ved økt finansiell uro.

$H_1_{GRI/NOK}$: *Det er en negativ sammenheng mellom finansiell uro og kronekursen.*

$H_0_{GRI/NOK}$: *Det er ingen sammenheng mellom finansiell uro og kronekursen.*

Hvis vi ser på historiske tall på det norske rentenivået gjennom finanskrisen, da internasjonal økonomi var preget av veldig høy usikkerhet og uro, ser vi at Norges Bank reagerte med å sette ned styringsrenten. Når usikkerheten er høy blir forventningene for fremtidene nedjustert og det er da rimelig at rentes settes ned for å stimulere økonomien. Dette støtter opp med empirien som sier at den norske kronen ikke kan regnes som en ”trygg havn”. Vi formulerer derfor følgende hypoteser mellom finansuro og rentenivået:

$H_1_{GRI/r}$: *Det er en negativ sammenheng mellom finansiell uro og rentenivået.*

$H_0_{GRI/r}$: *Det er ingen sammenheng mellom finansiell uro og rentenivået.*

6.6 Rentedifferansen

Dersom det er tillit til pengepolitikken, vil nødvendigvis en økning i rentedifferansen føre til en styrkning av valutaen, isolert sett. Renteparitetsteoriene sier at positive rentedifferanser vil utjevnes av en påfølgende depresiering av høyrentevalutaen. Det er da rimelig å anta at rentedifferanse vil ha påvirkning på valutakursen. Det er likevel verdt å merke seg at

rentedifferanser er, i motsetning til de andre valgte variablene, en endogen variabel. Rentedifferansen trenger da ikke nødvendigvis ha en direkte årsakssammenheng på valutakursen. Rentene bestemmes av sentralbanken, etter målene i pengepolitikken, og ikke direkte av tilbud og etterspørsel i markedet. Bernhardsen og Røisland (2000) nevner for eksempel at historisk sett har sentralbanken ofte økt renten når det har oppstått et depresieringspress. Det kan da se ut som at en økning i rentedifferansen gir en svakere kronekurs, mens renteøkningen i virkeligheten forhindrer at kursen i svekkes ennå mer. Kloster, Lokshall, og Røisland (2003) fant at for delperioden november 2001 til november 2004, som var karakterisert av en styrkning i kronekursen og en økning i rentedifferansen, kunne rentedifferansen bare forklare inntil halvparten av styrkingen av kronen. I delperioden november 2002 til mars 2003, som var karakterisert av en kurssvekkelse og nedgang i rentedifferansen, kunne derimot hele kursnedgangen forklares av nedgangen i rentedifferansen. Vi velger å formulere følgende hypotese for rentedifferansens påvirkning på valutakursen:

H₁ rentedifferanse/NOK: Det er en positiv sammenheng mellom rentedifferansen og kronekursen.

H₀ rentedifferanse/NOK: Det er ingen sammenheng mellom rentedifferansen og kronekursen.

6.7 Andre vurderte faktorer

I gjennomgangen av tidligere teori og undersøkelser fant vi flere variabler som også kan være med å påvirke valutakursutviklinger. For å begrense oppgaven, og for å unngå at vi valgte variabler som representerte ulike sider av samme fenomen, var det noen variabler som ble vurdert, men som ikke kom med i den endelige analysen. Vi vil her kort forklare de viktigste utelatte variablene; hvorfor de var vurdert i utgangspunktet og hvorfor de ikke ble inkludert.

6.7.1 BNP

Aktivitetsnivå kan defineres som den økonomiske virksomheten i et land. Det representerer produksjon, tilbud, arbeidskraft, teknologi, kapitaltilgang, ressursutnyttelse, effektivitet, finanspolitikk og etterspørsel. Aktivitetsnivået vil bestemme den totale verdiskapningen i et land. Bruttonasjonalprodukt (BNP) er en vanlig brukt indikator for samlet verdiskapning. BNP er verdien av de varer og tjenester som produseres i et land i løpet av en periode, målt i markedspriser (Synnestvedt, 2009). BNP kan oppgis som nominelt og reelt BNP. Økt produksjon og økte priser vil gjøre at BNP for en gitt periode vil stige. For å se på kun den faktiske volumøkning i BNP benytter man seg av reelt BNP, også omtalt som BNP målt i

faste priser. Reelt BNP kan betegnes som nominelt BNP fratrukket inflasjon. Dersom nominelt BNP øker med 7%, og inflasjonen i samme periode har vært 2%, vil da reelt BNP være 5%. Videre vil aktivitetsnivået indirekte både påvirke og påvirkes av flere av de makroøkonomiske variablene vi allerede har nevnt. Inflasjonsraten påvirkes av aktivitetsnivået, økt oljepris har en ekspansiv effekt i Norge som oljeeksportør, og kontraktiv effekt på de fleste av Norges handelspartnere. Det er da mulig at inkludering av BNP som uavhengig variabel ville vært overlappende men én eller flere av de andre variablene. I tillegg noteres BNP vanligvis bare på årlig basis. Å gjøre en årlig størrelse om til månedlig størrelse vil ikke gi et riktig bilde av virkeligheten og bestå av for mye datatransformasjon som kan påvirke undersøkelsens relabilitet, noe vi vil se på i kapittel 7.3.

6.7.2 Oslo Børs

Oslo Børs ASA ble grunnlagt i 1819, og er Norges eneste regulerte markedsplass for omsetning av verdipapirer (Oslo Børs, 2015). For å beskrive utviklingen på Oslo Børs er det vanlig å referere til hovedindeksen, Oslo Børs Benchmark Index (OSEBX). OSEBX måler avkastningen for et representativt utvalg av aksjene på Oslo Børs, gitt ved 52 ulike selskaper. Storparten av Oslo Børs består av få store selskaper, da spesielt selskaper fra petroleumsindustrien. Det er da rimelig å anta at utviklingen på Oslo Børs i stor grad vil avhenge av utviklingen i petroleumssektoren og oljeprisen. Dyrnes (2006) fant at en økning i oljeprisen på 1% førte til en umiddelbar økning i aksjeavkastningen på Oslo Børs på hele 0,13%, også Næs, Skjeltorp, og Ødegaard (2007) konkluderer med at oljeprisen er avgjørende for utviklingen på Oslo Børs. Oljeprisen og Oslo Børs vil da i stor grad være korrelert med hverandre, og inkludering av begge variablene vil kunne føre til autokorrelasjon (diskuteres i kapittel 7.2.5).

6.7.4 Boligprisindeksen

Boligprisindeksen måler verdiutviklingen på boligbestanden (SSB, 2015a). Indeksen noteres hver kvartal fra statistisk sentralbyrå. Hovedårsaken til at boligprisindeksen ble vurdert som en forklarende faktor var at valutalån, på privatmarkedet spesielt, i stor grad blir brukt til finansiering av bolig. Vi ønsket å vite om det var noen sammenheng mellom mengde valutalån og boligpriser, kunne det være slik at høye boligpriser førte til at boligkjøpere i større grad måtte ty til valutalån for å finansiere boligene?

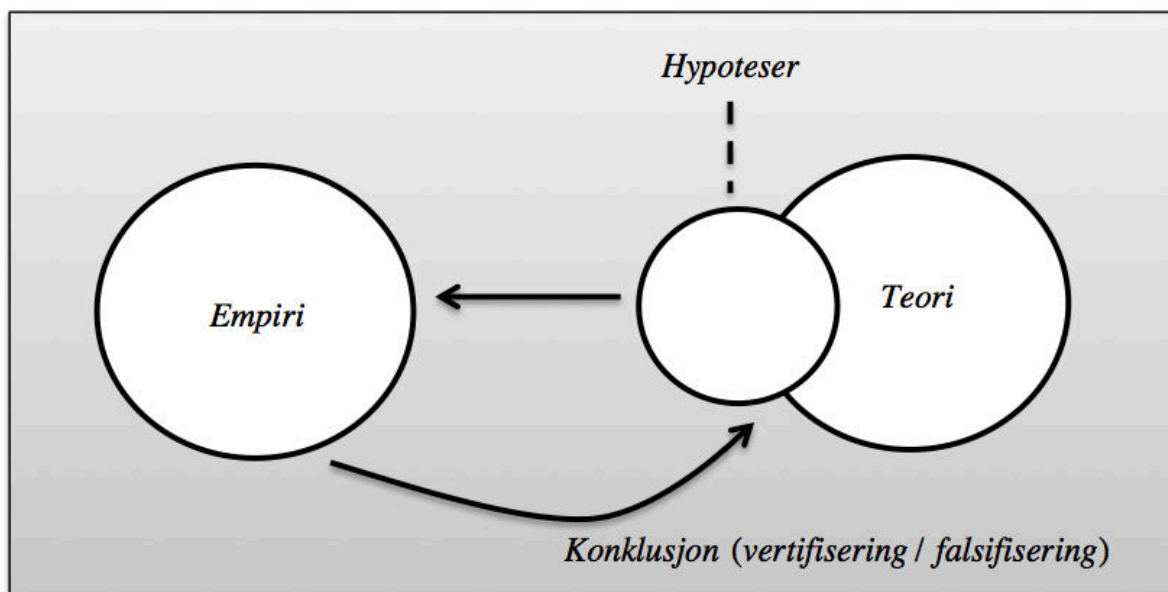
Videre er det rimelig å anta at boligprisene i Norge, ikke vil være viktig nok til å påvirke kronkursen, som bestemmes av markedet. Boligprisene kan på en annen side være relatert til renteutviklingen i Norge. Lavere rente sender incentiver til økt investering, da avkastningen ved å holde penger på bok blir lavere. Kapital blir billigere, og flere har mulighet til å ta opp lån for å kjøpe bolig. Boligprisindeksen har økt jevnt i vår valgte tidsperiode, med unntak av under finanskrisen da den opplevde en liten nedgang i slutten av 2008 og starten av 2009. Vi antar derfor at det er lite informasjon å hente ut fra boligprisindeksen, og valgte derfor ikke å inkludere den i analysen.

7. Metode

I dette kapitlet vil vi presentere valg av forskningsdesign og metode for oppgaven. Innledningsvis vil vi gi en kort beskrivelse av oppgavens forskningsdesign. Videre vil vi presentere økonometrien og modellene lagt til grunn for oppgaven. Her går vi gjennom minste kvadraters metode, samt forutsetningene som gjøres for å få troverdige resultater. Avslutningsvis vil vi diskutere forhold tilknyttet oppgavens reliabilitet og validitet, spesielt i forbindelse med transformasjoner og bruk av dummys.

7.1 Forskningsdesign

Vår undersøkelse vil være av en kvantitativ karakter og følge en positivistisk tilnærming. En kvantitativ undersøkelse er basert på kvantifiserbare faktorer. Vi vil benytte oss av tallverdier hentet fra ulike økonomiske databaser, og oppgaven er dermed basert på sekundærdata. En positivistisk tilnærming innebærer at sluttproduktet vårt vil være basert på empirisk kartlegging og analyse. Vi vil ta utgangspunkt i noen valgte hypoteser, og bruke regresjonsmodeller for å analysere i hvilken grad disse stemmer. Denne metoden kalles gjerne hypotetisk-deduktiv tilnærming (Befring, 2002). Hypotesene er utformet på grunnlag av tidligere teori, og vi vil bruke data fra virkeligheten for å sjekke om disse holder. Etter gjennomført undersøkelse vil vi komme med en konklusjon om hvorvidt hypotesene er verifiserbare eller falsifiserbare. Hypotesene testes gjennom hypotesetester bestående av nullhypotesen (H_0) og alternativhypotesen (H_1). Alternativhypotesen forklarer hvilken effekt det forventes at den uavhengige variabelen vil ha på den avhengige variabelen. I nullhypotesen vil det motsatte presenteres. Sammenhenger mellom makroøkonomiske data vil best kunne avsløres ved hjelp av økonometrisk metode. Vi vil benytte oss av statistikkprogrammet Eviews for å gjennomføre regresjonsanalyser, for å finne retning og styrke på sammenhengene mellom den norske kronen og Norges rentedifferanse ovenfor utland, og de ulike makroøkonomiske variablene. Populasjonen vil følge den norske kronen notert mot alle utenlandske valutaer, mens utvalget begrenses til NOK/CHF, NOK/EUR, NOK/USD og NOK/JPY.



Figur 18 Hypotetisk-deduktiv tilnærming (Befring, 2002)

7.2 Økonometrisk metode

I dette delkapittelet vil vi ta for oss klassisk, enkel og multippel regresjon, og hvordan man kan bruke hypotesetesting for å svare på problemstillingen vår. Videre vil vi også ta for oss egenskaper til og evaluering av regresjonsmodellene, og de inkluderte, eventuelt ikke inkluderte variablene. Som teoretisk grunnlag har vi i hovedsak benyttet oss av *Introductory econometrics for finance*, av Chris Brooks (2008), *Økonometriske emner: en videreføring*, av Erik Biørn (2008), *Økonometri* av Erik Biørn (2009), samt *Econometrics* av Stephen Schmidt (2005).

7.2.1 Introduksjon

Økonometri kan defineres som bruken av statistiske teknikker for å løse problemer av finansiell natur. Ved bruk av økonometri forsøker man å tallfeste økonomiske relasjoner, teorier og modeller, samt undersøke holdbarheten til disse ved hjelp av statistikk. Økonometri kan blant annet brukes til å estimere priser, predikere fremtidige variabler, eller for å teste hypoteser vedrørende forhold mellom variabler. Sistnevnte, samt prediksjon av fremtidige variabler er hva vi ønsker å oppnå i vår oppgave. Resultatet av økonometrisk arbeid er økonometriske ligninger eller modeller. Utgangspunktet for vår analyse er noen forutsetninger basert på økonomisk teori, om hvordan visse variabler kan ha betydning for utviklingen i valutilån (gjennom valutakurs- og renteutviklinger). Disse forutsetningene vil vi teste ved hjelp av hypotesetesting og regresjonsanalyser.

7.2.1.1 Hypotesetesting

For å teste sammenhenger er hypotesetesting et vanlig brukt verktøy. Ved hypotesetesting er det alltid to hypoteser som følger hverandre. Nullhypotesen som i denne oppgaven vil bli omtalt som H_0 , og alternativhypotesen som vi omtaler som H_1 . I analysene er det alltid nullhypotesen som testes. Alternativhypotesen representerer da de gjenværende utfallene.

Hypotesetesting kan utføres på to ulike måter, enten gjennom å teste signifikansnivå eller konfidensintervaller. Vi vil i vår oppgave benytte oss av signifikanstesting. Ved signifikanstesting kalkulerer man test-statistikken, og setter den opp mot et bestemt kritisk nivå, også kalt signifikansnivået. Utgangspunktet for bruk av signifikansnivå er at vi ikke ønsker å forkaste nullhypoteser som er riktige. Det vil være vanskelig å påvise med 100% sikkerhet at en nullhypotese er feil, men selv om man ikke kan bevise at den er feil, betyr det nødvendigvis ikke at den er rett. Det er derfor vanlig å tillate en viss risiko for å feilaktig forkaste en nullhypotese som er riktig. Denne maksimale risikoen er signifikansnivået. Dersom signifikansnivået settes til 1%, vil det i praksis bety at dersom vi forkaster en nullhypotese, vil det være 1% sannsynlighet for at nullhypotesen forkastes feilaktig. I vår oppgave vil vi følge vanlig praksis og benytte oss av et 5%-nivå.

For å avgjøre om nullhypotesen skal forkastes eller ikke, benytter vi oss at p-verdier. Når vi gjennomfører regresjonsanalyser i et analytisk program, vil modellen oppgi p-verdier for hver enkelt variabel. P-verdien, eller signifikantsannsynligheten, beregnes under en forutsetning om at nullhypotesen er rett. P-verdien angir hvor stor sannsynlighet det er for at sammenhengen vi finner, bare er tilfeldigheter og ikke virkelige forhold. Høyere p-verdi indikerer større sannsynlighet for at nullhypotesen faktisk er rett. Mindre p-verdi indikerer større sannsynlighet for at alternativhypotesen faktisk er rett. Dersom p-verdien er mindre enn signifikansnivået (5%), forkastes nullhypotesen.

Dersom nullhypotesen forkastes på et 5% nivå, sier man at resultatene er statistisk signifikant. Når nullhypotesen ikke forkastes sier man at resultatene fra testen ikke er signifikante. Desto høyere signifikansnivå man setter, desto oftere forkaster man nullhypotesen, og da vil man, sannsynligvis, oftere forkaste en nullhypotese feilaktig.

7.2.1.2 Korrelasjon

Korrelasjon er et mål på samvariasjon mellom to ulike variabler. Korrelasjon måler graden av *lineær sammenheng* mellom variablene. Dersom y og x er korrelerte, vil det bety at det finnes bevis for et lineært forhold mellom dem, som i gjennomsnitt er gitt ved korrelasjonskoeffisienten ρ . Korrelasjonskoeffisienten vil ha verdier mellom -1 og 1 , hvor verdier nærmere -1 indikerer at det er en negativ lineær samvariasjon mellom x og y , mens verdier nærmere 1 indikerer en positiv lineær samvariasjon. Dersom $\rho = 1$ eller -1 kalles det perfekt korrelasjon. Dersom $\rho = 0$ finnes det ingen lineær sammenheng mellom x og y . Absoluttverdien av korrelasjonskoeffisienten gir en indikasjon på hvor sterk samvariasjon mellom variablene er. Desto nærmere 1 , desto sterkere sammenheng.

7.2.1.3 Regresjon

Regresjon kan forklares som et forsøk på å forklare bevegelser i en variabel, ved hjelp av bevegelser i en eller flere andre variabler. Variabelen vi ønsker å forklare, den avhengige variabelen, benevnes som y . Vi vil i oppgaven omtale y som både den forklarte variabelen og den avhengige variabelen. Variablene vi bruker til å forklare y , de uavhengige variablene, benevnes som $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$. X_n og vil i oppgaven omtales som uavhengig variabel eller forklarende variabel.

7.2.2 Enkel lineær regresjon og minste kvadraters metode

Forholdet mellom avhengig variabel y , og uavhengig variabel x , kan uttrykkes ved hjelp av en ligning for en rett linje. Denne metoden kalles den lineære regresjonsmodellen. Helningen på linjen beskriver virkningen på y av en enhets endring i x . I den enkleste formen, hvor y bare er avhengig av en variabel x , kan denne ligningen skrives som følger:

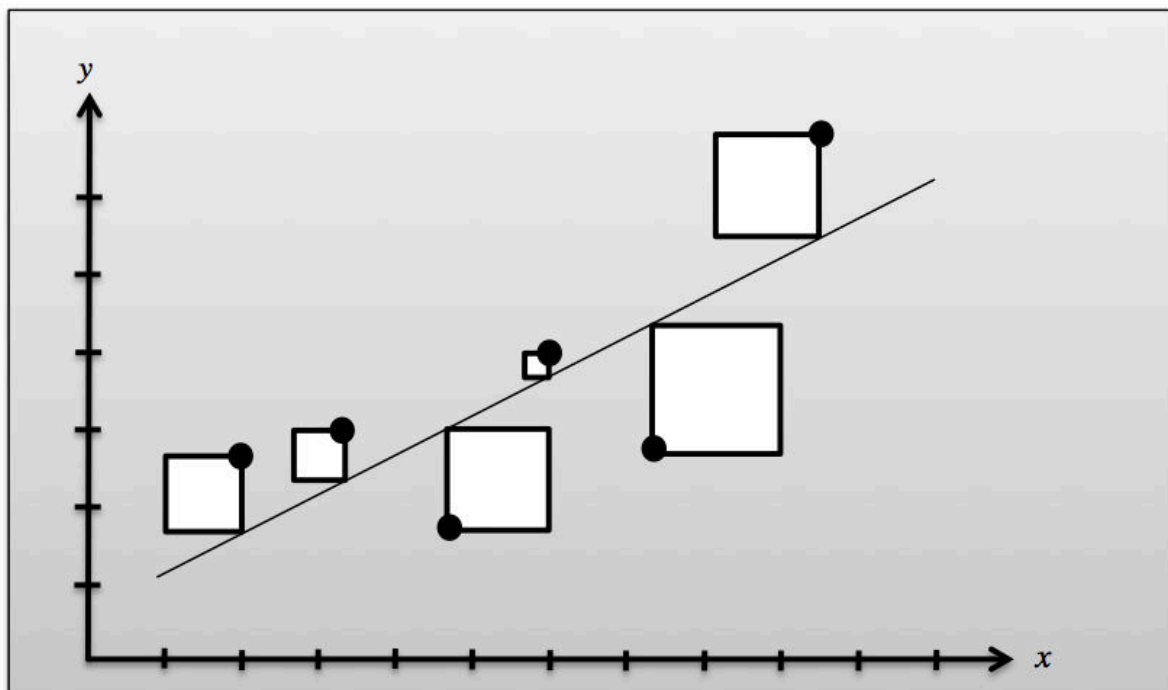
$$y_t = \alpha + \beta_1 x_t + \varepsilon_t \quad (7.1)$$

Dette er ligningen for en lineær regresjon, med én forklaringsvariabel. Parameteren α er konstantleddet, mens β_1 er stigningstallet til regresjonslinjen. Restleddet, betegnet som ε_t , representerer andre tilfeldige og uforutsigbare faktorer som kan ha innflytelse på y . Betegnelsen t ($=1, 2, 3, \dots$) representerer observasjonsnummeret. Videre vil vi estimere α og β_1 på en slik måte at regresjonslinjen X beskriver observerte data på best mulig måte.

Dersom x øker med 1 enhet, vil y forventes (alt annet like) å øke med β_1 enheter. Koeffisienten α representerer den verdien y vil ha, dersom verdien av den (de) uavhengige variabelen (variablene) x er null.

For å finne de ukjente parameterne, og dermed uttrykket for regresjonsligningen som best oppsummerer samvariasjonen mellom variablene, vil vi benytte oss av minste kvadraters metode, eller *ordinary least squares* (OLS).

OLS bygger på prinsippet: velg den linjen som minimerer summen av kvadrerte avvik fra linjen y . Metoden går ut på å finne den vertikale distanse fra observert punkt til regresjonslinjen. Deretter tar vi kvadratet av den, for så å minimere den totale summen av de kvadrerte arealene (se figur 19). Sagt på en annen måte, de kvadrerte avstandene mellom de observerte verdiene og den estimerte regresjonslinjen, minimeres.



Figur 19 Grafisk fremstilling av minste kvadraters metode

OLS koeffisienten kan uttrykkes som følger:

$$OLS = \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 = \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t)^2 \quad (7.2)$$

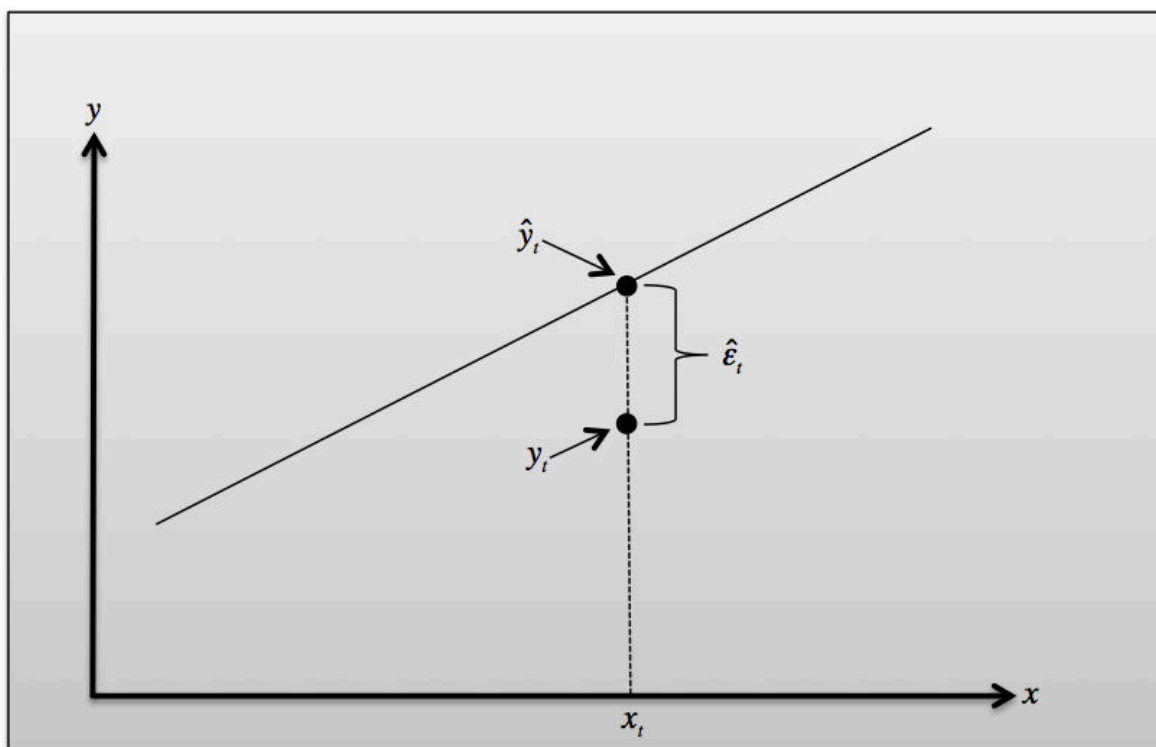
Med y_t menes den faktiske observerte verdien ved tidspunkt t , mens \hat{y}_t er den estimerte verdien fra regresjonslinjen på tidspunkt t . For gitt x på tidspunkt t , vil \hat{y}_t da være verdien for y gitt av regresjonen. (^) indikerer at verdien er estimert gjennom modellen. OLS-koeffisienten skal minimeres med hensyn til $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$, for å finne verdiene av α og β som gir regresjonslinjen nærmest til faktisk observert data.

Forskjellen mellom faktisk verdi av y , og den estimerte verdien \hat{y} , er feilleddet $\hat{\epsilon}$.

Feilleddet kan da uttrykkes som:

$$\hat{\epsilon}_t = y_t - \hat{y}_t \quad (7.3)$$

Feilleddet, også kalt residualleddet eller restleddet, kalkuleres gjennom å minimere verdien av $\hat{\epsilon}^2$, for å så finne den verdien av restleddet som blir nærmest 0. Dette gjøres ved å minimere avstanden mellom den estimerte verdien av y og den virkelige verdien av y (se figur 20). Når man skal finne det totale feilleddet for hele modellen beregnes summen av kvadratene til residualleddet. Dette for å unngå at positive og negative verdier (over og under regresjonslinjen) utjevner seg og gir et feilaktig resultat. Denne summen kalles gjerne *residual sum of squares* (RSS). Estimering av feilleddet framstilles grafisk i figur 20 nedenfor.



Figur 20 Grafisk fremstilling av residualledd

7.2.3 Klassisk lineær regresjon

Dersom vi tar ligningen for den enkle regresjonsmodellen (ligning 7.1):

$$y_i = \alpha + \beta x_i + \varepsilon_i \quad (7.1)$$

og setter den sammen med de fem forutsetningene nedenfor, får vi det som kalles en *klassisk lineær regresjonsmodell*.

- | | |
|---|--|
| (1) $E(\varepsilon_i) = 0$ | Restleddene er 0 i gjennomsnitt |
| (2) $\text{var}(\varepsilon_i) = \sigma^2 < \infty$ | Restleddenes varians er konstant for alle verdier av x_i |
| (3) $\text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ | Restleddene er lineært uavhengig av hverandre |
| (4) $\text{cov}(\varepsilon_i, x_i) = 0$ | Restleddene er ikke korrelert med de uavhengige variablene |
| (5) $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ | Restleddene er normalfordelte |

Forutsetningene vil bli nærmere forklart i underkapittel 7.2.5. Forutsetningene må holde for at OLS skal ha visse egenskaper som gjør at hypotesetesting skal være mulig å gjennomføre med troverdige resultater.

Dersom forutsetningene gitt ovenfor holder, sier vi at estimatorene gitt av modellen, α og β , har visse ønskede egenskaper, som ofte betegnes som "Best Linear Unbiased Estimators (BLUE). Dette innebærer at $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$ er estimater av de rette verdier av α og β , at $\hat{\alpha}$ og $\hat{\beta}$ er lineære estimatorer, at gjennomsnittlig vil de faktiske verdiene av α og β være lik deres riktige verdier, og at $\hat{\beta}$ har minst verdi blant klassen av objektive estimatorer. Gitt at forutsetningen holder kan vi da si at OLS-koeffisientene er konsistente, forventningsrette og effektive.

7.2.4 Multipel regresjon

I tilfeller hvor vi har fler enn en uavhengig variabel som påvirker avhengig variabel, bruker vi en multipel regresjonsanalyse. Vi kan da videreutvikle ligning 7.1 ved å inkludere flere uavhengige variabler:

$$y_i = \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i \quad (7.4)$$

Da vil variablene $x_{2i}, x_{3i}, \dots, x_{ki}$ representere et sett av $(k-1)$ forklarende variabler som antas å påvirke den avhengige variabelen y . Koeffisientene $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ er parameterne som kvantifiserer effekten av disse variablene.

Den statiske tolkningen av modellen er uendret, men tolkningen av modellens parameter ($\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$) er annerledes. Hver koeffisient måler nå den gjennomsnittlige endringen i avhengig variabel, gitt en enhets endring i en gitt uavhengig variabel, dersom alle andre uavhengige variabler holdes konstant i deres gjennomsnittlige verdier. Vi kaller dette en partiell-regresjonskoeffisient.

7.2.5 Residualleddets forutsetninger

For at ikke regresjonen skal gi spuriøse sammenhenger stilles det en rekke krav til residualleddet og variablene. Disse inkluderer de fem forutsetningene til restleddene vi presiserte i delkappitel 7.2.3, i tillegg til forutsetninger om stasjonaritet, linæritet og ingen perfekt multikollinearitet.

7.2.5.1 Restleddet har forventning lik 0

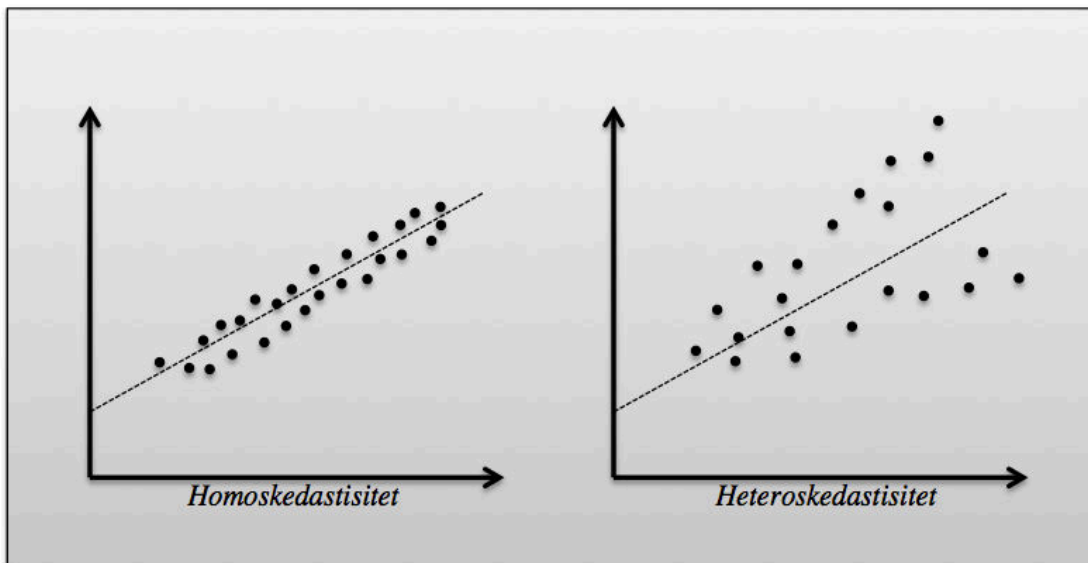
$$(1) E(\varepsilon_t) = 0$$

Forutsetningen om at gjennomsnittsverdien til restleddene, og da forventet verdi av restleddet skal være 0, impliserer at faktorer som ikke er eksplisitt inkludert i modellen, ikke skal påvirke den avhengige variabelen på en systematisk måte.

7.2.5.2 Homoskedastisitet

$$(2) \text{var}(\varepsilon_t) = \sigma^2 < \infty$$

Kravet om homoskedastisitet innebærer at spredningen i residualene skal være lik for alle verdier av x . Dette innebærer at variansen til feilleddene skal være konstant. Dersom variansen til feilleddene ikke er konstant, sier man at de er heteroskedastiske. Heteroskedastisitet kan forstås som ulik spredning og oppstår når variansen endrer seg over tid. Homoskedastisitet og heteroskedastisitet er fremstilt grafisk i figur 21.



Figur 21 Homoskedastiske og heteroskedastiske restledd

For å undersøke om variablene er homoskedastiske eller heteroskedastiske kan man se spredningen i et plott-diagram, eller gjennomføre en statistisk test, for eksempel en White's (1980) test. White's test er en formell test på nullhypotesen om fravær av homoskedastisitet. I en modell med en forklaringsvariabel er testen gjort på en hjelperegresjon av typen:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \alpha_2 X_t^2, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (7.5)$$

hvor $\hat{\varepsilon}_t$ er residualene fra en OLS estimering av modellen:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t \quad (7.6)$$

Homoskedastisitet innebærer at koeffisientene α_1 og α_2 i hjelperegresjonen er 0, og da vil nullhypotesen bli som følger:

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = 0$$

Testen bruker kvadrerte residualverdier som analyseres mot de uavhengige variablene i den opprinnelige regresjonen, og deres tilhørende kvadrerte verdier. Når p-verdien er større enn 0,05 kan vi ikke forkaste nullhypotesen om homoskedastisitet. Dersom p-verdien er mindre enn 0,05 sier vi at heteroskedastisitet er tilstede i modellen.

Dersom OLS gjennomføres til tross for at variablene er heteroskedastiske, kan det føre til misvisende resultater. OLS estimatene vil fortsatt gi objektive og konsistente koeffisienter, men de vil ikke lengre kunne klassifiseres som BLUE – det vil si at de ikke lengre har den minste variansen blant klassen av objektive estimatorer. Årsaken til dette er at variansen til feilleddet ikke tar del i beviset på at OLS estimatorene er konsistente og objektive, men de er inkludert i formlene for koeffisientens varians. Dersom feilleddene er heteroskedastiske vil formelen for koeffisientenes standardavvik ikke holde. Dersom de beregnede standardavvikene ikke er riktige, som følge av heteroskedastisitet, kan koblinger som gjøres mellom variabler være misledende.

Dersom vi møter heteroskedastiske variabler i vår analyse, kan vi løse dette med å ta den logaritmiske formen til variabelen. Ved å ta variabler på logaritmisk form minsker man effekten av ekstremobservasjoner, som ofte kan være årsaken til ulik varians. Der den logaritmiske formen ikke er tilstrekkelig for å eliminere heteroskedastisitet, kan man innføre dummyvariabler for å utjevne ekstremobservasjoner. Dette kan for eksempel være der verdiene skifter fra negativt til positivt fortegn og den naturlige logaritmen ikke kan beregnes.

Når den naturlige logaritmen ikke kan tas, og innførsel av dummyvariabler fortsatt ikke gir homoskedastiske residualledd, kan dette løses ved å bruke standardavvik som er justert for heteroskedastisitet. Dette er en funksjon i Eviews som gjør at p-verdiene er troverdige til tross for at heteroskedastisitet er tilstede.

7.2.5.3 Ingen autokorrelasjon

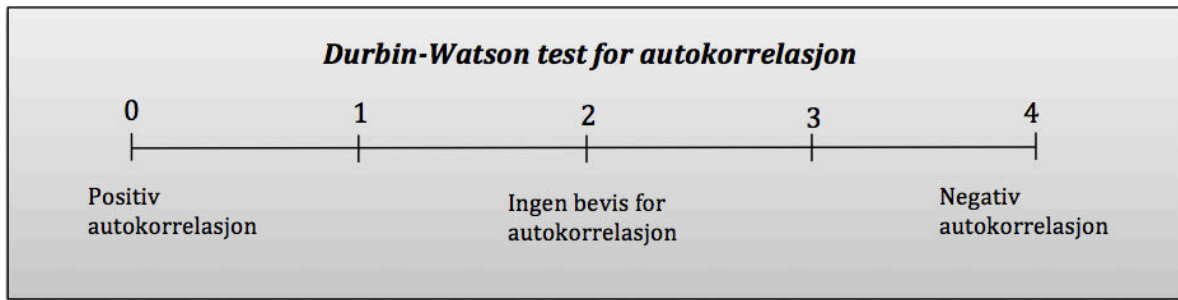
(3) $\text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ for $i \neq j$

Autokorrelasjon innebærer at det finnes korrelasjon mellom feilleddene i modellen over tid. Dette betyr at feilleddene ikke lengre er tilfeldige. Dersom autokorrelasjon ikke skal være til stede i modellen, må derfor kovariansen mellom feilleddene over tid vær lik 0. Autokorrelasjon vil for eksempel medføre at et negativt avvik fra regresjonslinjen i en periode, i gjennomsnitt vil medføre et negativt avvik også i neste periode. Dette kalles positiv autokorrelasjon. Dersom et negativt avvik i en periode, i gjennomsnitt vil føre til et positivt avvik i neste periode, kalles det negativ autokorrelasjon.

Autokorrelasjon kan avsløres visuelt ved å undersøke feilleddene mot regresjonslikningen i en graf. Videre kan man også bruke en statistisk test, for eksempel en Durbin-Watson (1951) test (DW). En DW er en test for første grads autokorrelasjon. Den tester feilleddene i periode t for korrelasjon med feilleddene i periode $t-1$. DW testen kan uttrykkes med følgende ligning:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_t^2} \quad (7.7)$$

Nullhypotesen for DW er at feilleddene på tidspunkt t og $t-1$ er uavhengige av hverandre. Dersom nullhypotesen forkastes, indikerer dette at det finnes et forhold mellom feilleddene. Testen vil gi verdier mellom 0 og 4, hvor 0 indikerer ekstrem positiv autokorrelasjon, og 4 indikerer ekstrem negativ autokorrelasjon. For at nullhypotesen skal gjelde, altså at det ikke finnes autokorrelasjon, må DW verdien være omkring 2.



Figur 22 Durbin-Watson test for autokorrelasjon

Dersom det finnes autokorrelasjon i seriene vil ikke selve modellen bli skjev, men variansen vil gjerne bli undervurdert. Dette vil igjen føre til at standardavvikene blir lavere, som kan medføre at koblinger som gjøres mellom avhengig og uavhengige variabler, kan være feilaktige.

Autokorrelasjon kan unngås ved å endre modellen fra nivåform til endringsform, gitt ved førstedifferansen. Førstedifferansen av y , også kjent som endringen i y (Δy), kalkuleres som differansen mellom verdien av y i periode t og i periode $t-1$. Vi kan da uttrykke førstedifferansen (endringen i y) som:

$$\Delta y = y_t - y_{t-1} \quad (7.8)$$

En annen måte å redusere autokorrelasjon på, er å gå fra en statisk modell til en dynamisk modell, som tillater laggede (forsinkede) verdier av variablene. En forsinket variabel er verdien en variabel hadde i en tidligere periode. Hvor mange perioder en ønsker å gå tilbake er avhengig av den spesifikke modellen og hva man ønsker å undersøke.

Dynamiske modeller

Modellene vi har forklart så langt er statiske modeller. Dette innebærer at vi kun har tillatt et umiddelbart forhold mellom variablene. En endring i en eller flere av de forklarende variablene ved tidspunkt t , fører til en umiddelbar endring i den avhengige variabelen ved tidspunkt t . Dette kan videreføres til at nåværende verdi av avhengig variabel, y_t , også kan påvirkes av tidligere verdier av y , eller tidligere verdier av de uavhengige variablene. Tidligere verdier, såkalte laggede verdier, kan uttrykkes på formelen y_{kt-1} , hvor k avgjør

hvor mange lag variabelen består av. Lag kan forstås som forsinkelse, eller tidsetterslep, og i regresjonsanalyse av tidsseriedata, vil en variabel med lag være en variabelen som er tilbakedatert for å fange opp en forsinket påvirkning. Vi kan da uttrykke en dynamisk modell gjennom følgende ligning:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 x_{2t-1} + \dots + \gamma_k x_{kt-1} + \varepsilon_t \quad (7.9)$$

Modeller som inneholder lag for de uavhengige variablene, og ikke den avhengige variabelen, kalles distribuerte lag modeller. Modeller som inneholder lag av både avhengig og uavhengige variabler kalles autoregressive distribuerte lag (ADL) modeller.

Ofte vil endringer i en eller fler av de uavhengige variablene, ikke påvirke den avhengige variabelen umiddelbart, men heller med en forsinkelse. Hvor hurtig de uavhengige variablene påvirker den avhengige vil avhenge av reaksjoner i markedet. I hvilken grad markedet reagerer vil avhenge om endringen i variabelen forventes å være permanent eller bare midlertidig. I vårt tilfelle med valutalån, vil for eksempel en endring i det norske rentenivået kunne medføre ulike reaksjoner fra ulike aktører. Dersom rentenivået i Norge går drastisk opp, og aktørene forventer at dette er en vedvarende økning, vil mange kanskje velge å investere i NOK. Dersom aktørene derimot forventer at det bare er en midlertidig økning, vil de kanskje la være å reagere på økningen. Også andre ting som for eksempel bindingstid på investeringer kan medføre forsinkelser.

7.2.5.4 Uavhengig variabel er ikke-stokastisk

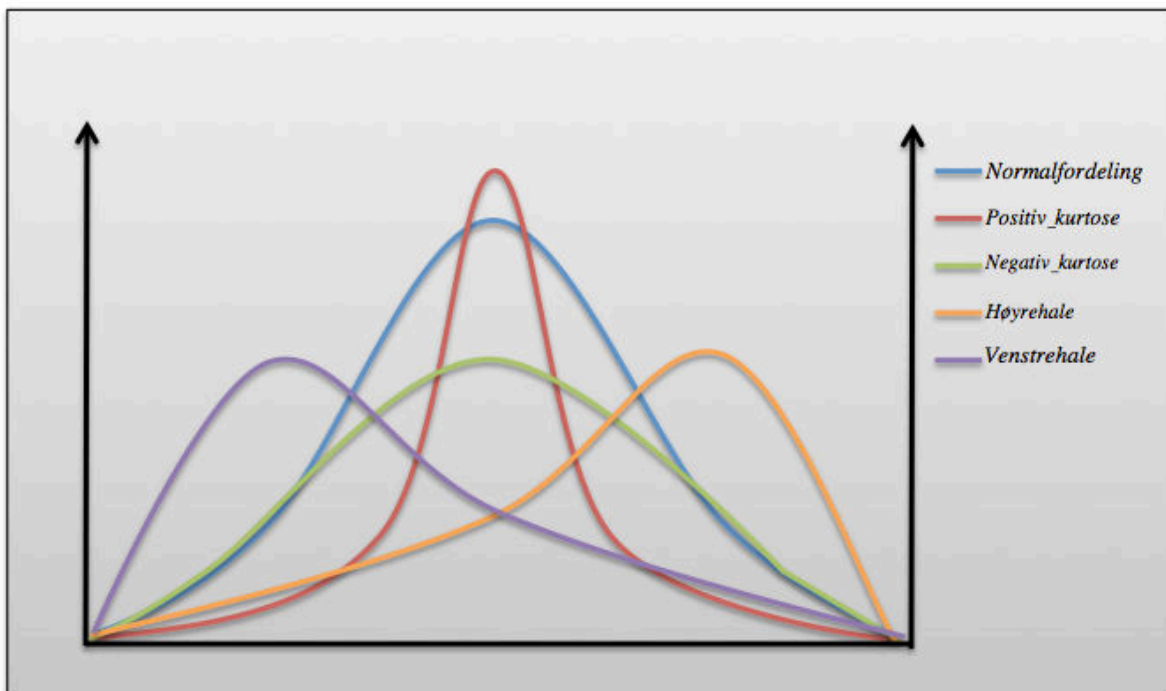
$$(4) \text{cov}(\varepsilon_t, X_t) = 0$$

At uavhengig variabel ikke skal være stokastisk, kan forstås som at den ikke skal være tilfeldig. Forutsetning fire krever at uavhengig variabel x_t , ikke skal være korrelert med restleddet ε_t . Dersom en samvariasjon mellom restleddet og uavhengig variabel hadde vært tilfellet, så ville dette indikere at det finnes en systematisk komponent inkludert i feilledet, som egentlig skulle vært inkludert i modellen som en uavhengig variabel. Brudd på denne forutsetningen kan for eksempel skyldes at man har ekskludert en relevant uavhengig variabel, slik at effekten av denne variabelen vil gi utslag i feilledet. En annen grunn kan være at det er nødvendig å bruke laggede verdier av en eller flere av de uavhengige variablene, for eksempel ved forsinkelser.

7.2.5.5 Normalfordelt restledd

$$(5) \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$$

Dersom det skal være mulig å gjennomføre hypotesetesting, med gyldige resultater, må restleddene nødvendigvis være normalfordelte. Kravet om normalfordeling innebærer at residualenes fordeling ikke skal være skjeve eller preget av overskytende kurtose. En normalfordeling vil være *bjelleformet* (se den blå linjen i figur 23). Med skjevhet mener vi at residualene fordeler seg mer til venstre eller høyre i forhold til gjennomsnittet. Vi kaller dette venstre- eller høyrehaler, og er illustrert ved den lilla linjen (høyrehale) og den oransje linjen (venstrehale) i figuren. Kurtose er et mål på hvor spiss kurven er. Positiv kurtose (rød linje) innebærer at kurven er spissere enn normalfordelingen, mens negativ kurtose (grønn linje) betyr at kurven er flatere enn normalfordelingen.



Figur 23 Normalfordeling, skjevhet og kurtose

Normalfordeling kan testes ved hjelp av en Jarque-Bera (1981) test (JB). JB tester om residualfordelingen er symmetrisk, og at tyngden på halene er riktig. JB teststatistikken er gitt ved:

$$W = T \left[\frac{b_1^2}{6} + \frac{(b_2 - 3)^2}{24} \right] \quad \text{hvor} \quad b_1 = \frac{E[\varepsilon^3]}{(\sigma^2)^{3/2}} \quad \text{og} \quad b_2 = \frac{E[\varepsilon^4]}{(\sigma^2)^2} \quad (7.10)$$

Hvor ε og σ^2 er restleddene og deres varians. T er utvalgets størrelse, mens b_1 og b_2 er koeffisientene for skjevhet og kurtose. Nullhypotesen er at residualfordelingen er normalfordelt, gitt ved at koeffisientene for skjevhet og overskytende kurtose, samtidig er lik null. Nullhypotesen forkastes dersom modellen er signifikant skjev eller preget av overskytende kurtose.

Dersom residualene ikke er normalfordelte kan vi risikere å feilaktig forkaste nullhypoteser, eller feilaktig akseptere nullhypoteser, siden t-testene som brukes som beslutningsgrunnlag tar utgangspunkt i at observasjonene er normalfordelte. Kravet om normalfordeling er viktigere desto færre antall observasjoner som er med. Ved et stort antall observasjoner vil forventningsverdiene etterhvert gå mot den samme verdien. Brudd på forutsetningen om normalfordeling skyldes ofte ekstremobservasjoner som fører til residualledd som skiller seg fra resten av utvalget. I finansiell og makroøkonomisk modellering møter man ofte slike ekstremobservasjoner som følge av spesielle hendelser i markedet. En måte å håndtere disse ”anomalitetene” vil være innføring av dummyvariabler. En dummyvariabel er en kunstig variabel som implementeres i modellen på lik linje med de andre variablene. Dummyvariabler brukes for å ”motvirke” ekstremobservasjoner. Typisk vil dummyvariabelen ha verdi lik 1 for ekstremobservasjonen, og 0 for resten av observasjonene. En slik dummyvariabel, som bare tar verdien av en enkelt observasjon, gir samme effekt som om vi skulle fjernet observasjonen fra utvalget. Dummyen eliminerer effekten av ekstremobservasjonen ved å tvinge restleddet til observasjonen lik null. Den estimerte koeffisienten til dummyen vil da være lik restleddet ekstremobservasjonen ville hatt, dersom dummyvariabelen ikke hadde vært inkludert.

7.2.5.6 Ingen perfekt multikollinearitet

Forutsetning 6 er en forutsetning som kommer i tillegg ved multippel regresjonsanalyse. Kollinearitet betyr at det eksisterer en lineær sammenheng mellom to forklaringsvariabler. Når vi utvider begrepet for å gjelde for to eller flere uavhengige variabler, kalles det multikollinearitet. Multikollinearitet er tilfellet hvor to eller flere variabler måler samme fenomen. Dersom perfekt multikollinearitet finnes i modell, vil ikke modellen kunne identifisere de enkelte uavhengige variablenes individuelle effekt på avhengig variabel. I makroøkonomiske sammenhenger vil sjelden korrelasjonen mellom variablene være perfekt

lik 0. En liten grad av korrelasjon er vanlig å finne, uten av det vil være avgjørende for undersøkelsen.

I tilfeller hvor multikollinearitet finnes i modellen, vil typisk modellen helhetlig sett virke god, men dårlig når man ser på de individuelle variablene. Typisk vil determinasjonskoeffisienten være høy, mens de individuelle variablene ikke er signifikante, og de individuelle koeffisientene har høye standardavvik. Dette fordi modellen ikke klarer å identifisere hvilke av variablene som gjør hva. Videre vil modellen være veldig følsom ovenfor endringer i spesifikasjonene. Dersom vi for eksempel fjerner en av de uavhengige variablene, kan dette føre til bemerkelsesverdige endringer i koeffisientene til de gjenværende variablene. Modellen vil være verdiløs i forhold til å gi de uavhengige variablene individuell forklaringssevne, selv om den samlet sett kan forklare avhengig variabel godt.

For å teste om det eksisterer multikollinearitet i vårt datasett, kan vi utføre en Variance Inflation Factor (VIF) test. VIF testen tar utgangspunkt i en mutippel regresjonsmodell, som viser en forklaringsvariabel som en funksjon av alle andre forklaringsvariablene. Verdier nærmere 1, indikerer at det eksisterer multikollinearitet mellom variablene. Verdi lik 1, indikerer perfekt multikollinearitet.

Det finnes ingen optimal måte å eliminere multikollinearitet på. Det er mulig å ty til andre avanserte estimeringsteknikker som vil kunne gi individuelle variabler forklaringssevne, til tross for multikollinearitet, men disse vil vi ikke vil gå inn på i denne oppgaven. Mange økonomer hevder videre at det ved høy grad av multikollinearitet ikke er selve estimeringsmodellen som er problemet, men dataene brukt til modellen. Det finnes likevel noen ad-hoc løsninger som kan brukes for å takle multikollinearitet. Man kan ignorere det og bruke modellen som den var i utgangspunktet, kutte en av variablene som inneholder multikollinearitet eller transformere variablene til ratioer i stedet.

7.2.5.7 Linearitet

For at OLS skal kunne benyttes, settes det krav til linearitet. Det vil si at i et enkelt bivariat tilfelle må forholdet mellom x og y kunne uttrykkes gjennom en rett linje. I en modell må parameterne α og β være lineære, mens variablene (x og y) ikke nødvendigvis trenger å være det, vi sier da at modellen er lineær i parameterne. Brudd på linearitetsforutsetningen benevnes som spesifikasjonsfeil, og kan bety at de uavhengige variablene er feilaktige, at man har unnlatt å inkludere relevante variabler, at man har funksjonsfeil, eller at modellen er ustabil i parameterne.

Modeller som ikke er lineære i variablene, kan transformeres eller manipuleres slik at de tar en lineær form. Anta en eksponentiell regresjonsmodell gitt ved:

$$Y_t = AX_t^\beta e^{u_t} \quad (7.11)$$

Vi kan da ta den logaritmiske formen til begge sidene, og omformulere uttrykket slik at vi får:

$$\ln Y_t = \ln(A) + \beta \ln X_t + \varepsilon_t \quad (7.12)$$

hvor A og β er parameterne som skal estimeres. Dersom vi videre setter $\ln(A)$ lik α , og $\ln Y_t$ lik y_t får vi:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (7.13)$$

Dette er kjent som en eksponentiell regresjonsmodell, da Y varierer til en viss grad av funksjonen av x . Når både den avhengige og den uavhengige variabelen er oppgitt som sin naturlige logaritme, har vi en dobbel logaritmisk form. Koeffisientene som estimeres er enhetsforandringer på logaritmisk skala, og tolkes som elastisiteter.

7.2.5.8 Stasjonære tidsserier

En tidsserie kan klassifiseres som svak stasjonær dersom følgende forutsetninger holder:

- | | |
|--|--|
| (1) $E(y_t) = \mu$ | Konstant forventningsverdi |
| (2) $E(y_t - \mu)(y_t - \mu) = \sigma^2 < \infty$ | Konstant varians (Homoskedastisitet) |
| (3) $E(y_{t_1} - \mu)(y_{t_2} - \mu) = y_{t_2 - t_1} \quad \forall t_1, t_2$ | Konstant kovarians (Ingen autokorrelasjon) |

hvor E representerer forventningsverdi, μ en konstant, σ^2 er variansen, og t står for periode ($t=1,2,\dots$). Forutsetning (2) og (3) har vi gjennomgått i foregående kapittel og vi vil her fokusere på forutsetning (1) om konstant forventningsverdi.

En stasjonær tidsserie vil jevnt over være stabil og hele tiden fluktuere rundt en likevektløsning, slik at modellen alltid har et konstant gjennomsnitt, og en konstant forventningsverdi. Dersom seriene blir utsatt for «sjokk», vil effekten av disse etter hvert forsvinne og serien dras tilbake til likevekt. Dersom tidsserien er ikke-stasjonær, vil den absorbere sjokket helt og det vil føre til en permanent endring i serien. En stasjonær tidsserie vil dermed ikke være preget av trender, sesongvariasjoner eller andre forhold som kan ”forstyrre” sammenhengen mellom variablene.

En trend kan forstås som en vedvarende endring over tid. En trend kan enten være deterministisk eller stokastisk. En deterministisk trend endres med en gitt størrelse hver tidsperiode. Ved å innføre en trendvariabel i analysen, vil denne variabelen fange opp og isolere trendkomponenten, slik at den resterende serien vil være stasjonær. Dersom en tidsserie inneholder en deterministisk trend, kan vi si at den er stasjonær rundt trenden. En stokastisk trend på den andre siden består av tilfeldige endringer som varierer over tid. En slik trend kan ikke elimineres ved å inkludere en trendvariabel, men vi kan ta førstedifferansen av variabelen for å gjøre den stasjonær. Dersom variabelen fortsatt ikke er stasjonær ved førstedifferansen, kan vi løse dette ved å ta førstedifferansen igjen og igjen, helt til variabelen kan klassifiseres som stasjonær. Når vi bruker førstedifferansen av en variabel sier vi at den er integrert av d orden, $I(d)$, hvor d står for antall ganger førstedifferansen tas. Dersom vi for eksempel bruker førstedifferansen av en variabel sier vi at den er integrert av første orden, $I(1)$, og hvis vi tar førstedifferansen to ganger sier vi at den er integrert av andre orden, $I(2)$. Når vi bruker førstedifferansene for å gjøre tidsserier stasjonære, endrer vi variabelen fra nivå form til endringsform, og vi kan uttrykke dette som:

$$y_t \sim I(d) \rightarrow \Delta_y^d \sim I(0) \quad (7.14)$$

Andre årsaker til ikke-stasjonaritet kan være brudd i tidsserien eller sesongvariasjoner. Et brudd i tidsserien kan forstås som en spesiell hendelse eller nyhet, som gjør at den langsiktige likevekten endres. Tidsserien kan da være stasjonær før og etter bruddet, men rundt to forskjellige likevekter, og ikke når man ser på tidsserien som helhet. Sesongvariasjon oppstår når variabler periodevis opptrer ”unormalt” i forhold til gjennomsnittet. Effekten av sesongvariasjon kan elimineres ved innføring av dummyvariabler.

Stasjonaritet kan testes gjennom en Dickey-Fuller (DF) test, også kjent som en τ -test.

Testen finnes i tre ulike varianter, avhengig av om tidsserien inneholder konstantledd og trend.

- (1) $\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$ Test for enhetsrot
- (2) $\Delta y_t = \alpha_0 + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$ Test for enhetsrot med konstantledd
- (3) $\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t$ Test for enhetsrot med konstantledd og trend

Hvor α er et konstantledd, δ er trend og ε er residualleddet.

Hver versjon av testen har en egen kritisk verdi avhengig av antall observasjoner. I hvert av tilfellene vil nullhypotesen være at det er en enhetsrot, slik at $\delta = 0$. Hvorvidt man skal inkludere et konstantledd og eventuelt en trend i testen er avgjørende for resultatet. Dersom for eksempel en trend ikke inkluderes når den burde, vil det kunne føre til at test-statistikken feilaktig forkaster nullhypotesen. Noen dataprogrammer viser test-statistikk om hvorvidt konstantleddet og/eller trenden er signifikant eller ikke. Dersom konstantleddet og/eller trenden er signifikant på vårt kritiske nivå (5%) vil vi velge å inkludere dem. Konstantledd kan velges alene, men dersom trenden er signifikant, må man velge både trend og konstantledd samtidig.

Testen utføres med samme testprosedyre som en t-test, men i stedet for å sammenligne test-statistikken mot kritiske verdier for t-testen, bruker vi τ mot kritiske verdier gitt i en standardtabell.

Argumentet Dickey-Fuller test (ADF) er en videreutvikling av den opprinnelige DF testen, hvor man benytter variabel med lags for å fjerne eventuell autokorrelasjon. Dette er en følge av DF-testens forutsetningen om at restleddet, ε , er «hvit støy». At restleddet er «hvit støy», innebærer at feilleddene i testen ikke er autokorrelerte og at de følger en normalfordeling, slik vi forklarte ovenfor.

En ADF kan gis ved ligningen:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon \quad (7.15)$$

hvor α er et konstantledd, β er koeffisienten til en tidstrend og p er antall lag. Også ADF består av tre versjoner, avhengig om man skal inkludere konstantledd, trend eller ingen av delene. Antall lag avgjøres av testen selv, basert på et valgt informasjonskriterie (informasjonskriteriene er forklart i vedlegget). Nullhypotesen for testen er $\gamma = 0$, mot alternativhypotesen $\gamma < 0$. Nullhypotesen impliserer da at ikke-stasjonaritet eksisterer.

Test-statistikken, eller τ -verdien er gitt ved:

$$DF\tau = \frac{\hat{\gamma}}{SE(\hat{\gamma})} \quad (7.16)$$

τ -verdien sammenlignes med den relevante kritiske verdien, og nullhypotesen forkastes dersom absoluttverdien er mindre enn den kritiske verdien. Vi sier da at ingen enhetsrot eksisterer, og tidsserien er stasjonær.

Dersom modellen består av ikke-stasjonære variabler vil dette kunne føre til spuriøse sammenhenger, slik vi har forklart ved forutsetningene om autokorrelasjon og normalfordeling. Ikke-stasjonære variabler vil typisk gi en modell med høy determinasjonskoeffisient, og signifikante koeffisienter, uten at variablene som inngår faktisk har en relevant sammenheng. Spuriøse regresjonsmodeller er modeller som viser signifikante sammenhenger mellom variablene, men i virkeligheten skyldes disse korrelasjonene sammenhenger som kun er sammenfallende i tid. Variabler som for eksempel

er utsatt for samme trend vil kunne gi spuriøse sammenhenger, hvor man tror variablene er korrelerte, men i virkeligheten er det bare trenden som skaper korrelasjonen.

7.2.6 Evaluering av modellen

For å unngå fastsettelse av spuriøse sammenhenger er det nødvendig med et mål som sier hvor godt modellen faktisk holder. I hvilken grad forklarer *faktisk* de uavhengige variablene, endringer i den avhengige variabelen.

Et mål som ofte brukes for å tallfeste hvor godt regresjonslinjer passer til data, eller hvor god modellen er, er determinasjonskoeffisienten, betegnet R^2 . R^2 kan defineres som kvadratet av korrelasjonen mellom verdiene av den avhengige variabelen, og de tilhørende tilpassede verdiene fra modellen. En mer anvendelig definisjon er:

$$R^2 = \frac{\text{forklart variasjon}}{\text{total variasjon}} = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS} \quad (7.17)$$

Hvor ESS betegner «*Explained sum of squares*», TSS står for «*total sum of squares*», mens vi kjenner RSS igjen fra residualleddet som «*Residual sum of squares*».

Determinasjonskoeffisienten angir dermed hvor mye av variasjonen i y , som faktisk forklares av variablene i modellen. En korrelasjonskoeffisient må nødvendigvis ligge mellom -1 og 1. R^2 er en kvadrert koeffisient, og må da ligge et sted mellom 0 og 1. Dersom korrelasjonen er høy, og modellen beskriver dataene bra vil R^2 ligge nærmere 1. Dersom modellen fungerer dårlig til å beskrive data, vil R^2 ligge nærmere 0. R^2 omtales ofte som modellens *forklaringsevne*.

Det er viktig å bemerke seg at desto flere variabler som inkluderes i modellen, desto høyere forklaringsgrad vil man oppnå, uten at det nødvendigvis betyr at modellen i virkeligheten forklarer mer av variasjonen i avhengig variabel. Det er derfor utviklet en *adjusted R square* (Adj. R^2), som tar høyde for inkluderingen av flere forklarende variabler i regresjonen. Adj. R^2 vil dermed gi et forbedret bilde av modellens faktiske forklaringsevne.

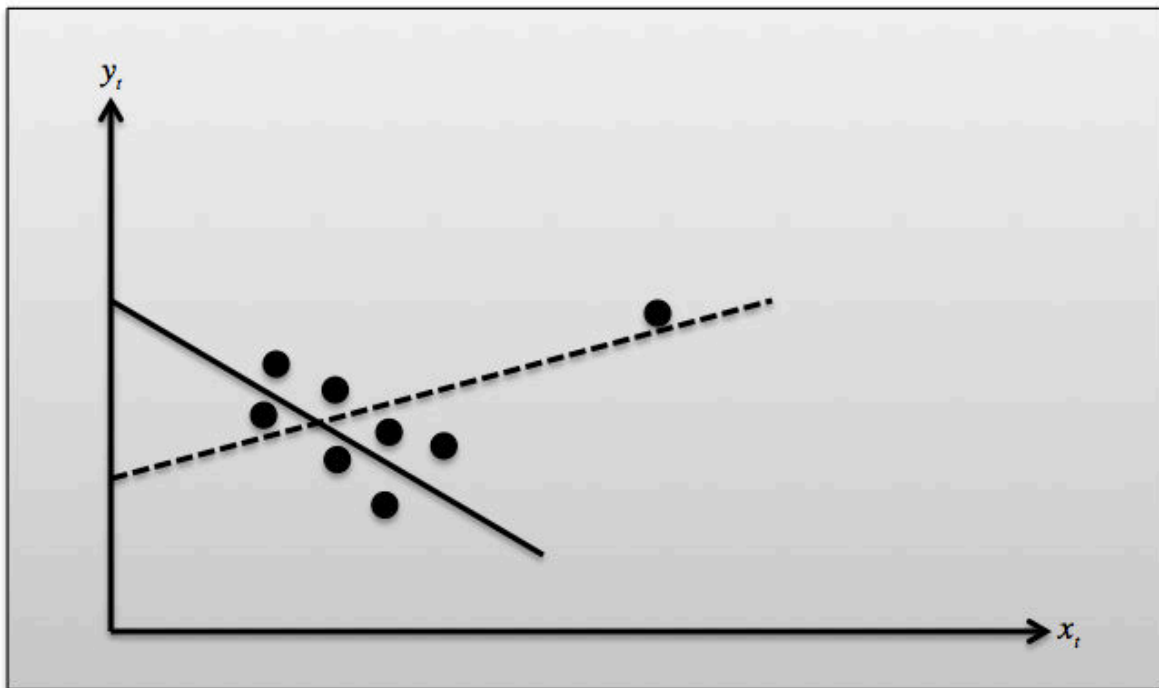
7.3 Reliabilitet og validitet

For å sikre at forskningsfunn skal være troverdige, stilles det krav til reliabilitet og validitet. Vi vil i dette kapitlet kort forklare disse to begrepene og hvilke implikasjoner de har hatt for oppgaven vår.

7.3.1 Reliabilitet

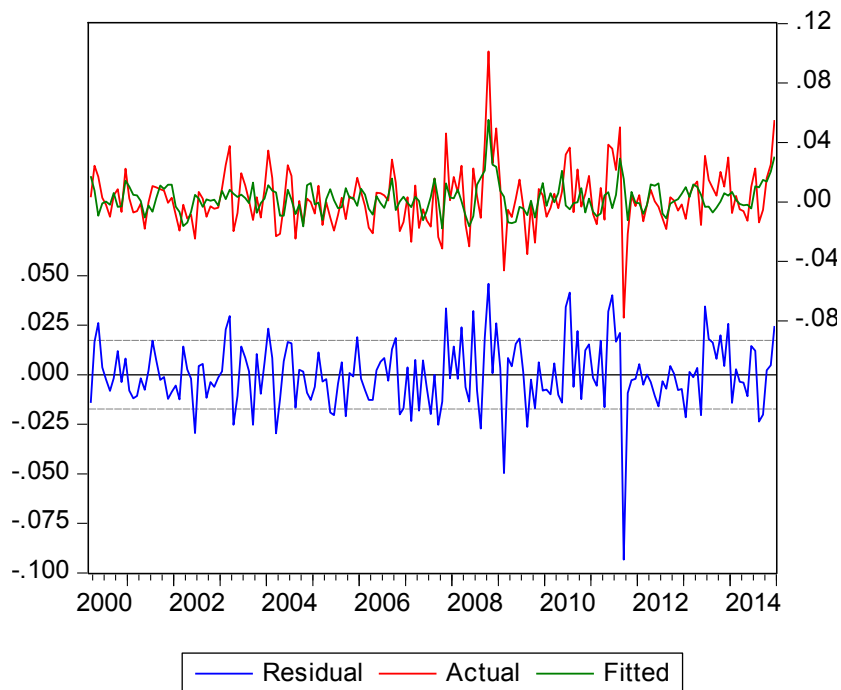
Reliabilitet omhandler i hvilken grad vi kan ”stole på” datasettet vårt. Reliabiliteten påvirkes av hvordan type data som velges, hvor det blir hentet fra eller samlet inn, og hvordan det bearbeides. Dersom datasettet endres på noen måte, for å ”tilpasses” undersøkelsen, såkalte datatransformasjoner, er det viktig å presisere hvorfor dette gjøres. Datamining er et begrep som brukes når datasettet transformeres helt til de gir det ønskede resultatet. Residualkravene gitt i kapittel 7.2, krever at noen transformasjoner må gjøres for at regresjonen skal kunne gi troverdige resultater. Dette innebærer for eksempel å ta den naturlige logaritmen eller førstedifferansen av dataene. Mange argumenterer for at dummyvariabler for å fjerne ekstremobservasjoner, kan bli brukt til å kunstig forbedre modellens karakteristika – å fikse resultatene. Det å fjerne ekstremobservasjoner vil redusere standardavvikene, redusere RSS, og dermed øke R^2 . Elimineringen av observasjoner går videre i mot prinsippet om at hver eneste observasjon inneholder viktig informasjon. På den andre siden kan det argumenteres for at ekstremobservasjonene nettopp er ekstreme, og ikke er i takt med det generelle mønsteret i variabelen. Slike observasjoner, som ikke stemmer overens med resten av observasjonene, kan få alvorlige konsekvenser på koeffisient estimatene. Dette siden OLS vil fungere dårlig gjennom en økt RSS, på grunn av punkter langt utenfor regresjonslinjen. Selv om ekstremobservasjoner er til stede vil OLS fortsatt prøve å minimere avstanden til linjen. Konsekvensen av dette kan vi illustrere grafisk i figur

24.



Figur 24 Grafisk fremstilling av ekstremobservasjon i OLS-regresjon

Figuren viser konsekvensen av å inkludere en ekstremobservasjon i OLS-regresjonen. Figuren viser syv observasjoner som sentrerer seg rundt den heltrukne linjen, mens en enkelt observasjon avviker fra resten. Dersom denne observasjonen inkluderes i estimeringsutvalget, vil regresjonslinjen bli den strippede linjen som heller oppover. Dersom denne ekstremobservasjonen ikke inkluderes i estimeringsutvalget, ville regresjonslinjen vært den heltrukne linjen, hvor helningen er negativ. Vi ser at inkluderingen av en ekstremobservasjon kan endre regresjonsestimeringene drastisk. Bruk av dummys må derfor begrunnes, og konsekvensene for modellen må vurderes. Motivasjonen for bruk av dummys bør være hva som kan forklare den faktiske utviklingen best. I vår estimeringsperiode møter vi spesielt mange utfordringer i forbindelse med finanskrisen. Finanskrisen medføre en rekke observasjoner utenom det vanlige. Det er viktig å presisere at det er forskjell på ekstremobservasjoner og observasjoner som avviker litt fra normalen. For å avgjøre hvor det var mest hensiktsmessig å inkludere dummys har vi tatt utgangspunkt i grafiske fremstillinger av residualleddene. Den blå linjen i figur 25 viser residualleddene til regresjonen av NOK/CHF. Vi ser her at det kan være nødvendig å inkludere en dummy for slutten av 2011, da denne verdien tydelig avviker fra de resterende.



Figur 25 Ekstremobservasjoner i restleddene

Undersøkelser gjort på makroøkonomiske størrelser byr også på en del problemer i forhold til reliabilitet. Mange av størrelsene kalkuleres bare årlig i motsetning til valutakurser og oljepriser som noteres daglig. BNP for eksempel, noteres med årlig frekvens. Det kan da diskuteres i hvilken grad daglige noteringer kan sammenlignes med halvårslige noteringer. I vår oppgave har vi valgt en månedlig frekvens, og for valutakursen som noteres daglig, har vi da brukt et gjennomsnitt for de aktuelle månedene. I løpet av en måned kan valutakursene endres utallige ganger. La oss si at en valutakurs svinger fra 5 til 15 i løpet av en måned. Det månedlige gjennomsnittet blir da 10. Valutalån noteres til daglige kurser, og en sammenligning med månedsgjennomsnittet gir da et avvik på opptil 5. Når det er snakk om millionbeløp blir dette betydelige størrelser. Samme problem møter vi i forhold til oljeprisen. Videre hvis vi hadde valg BNP som variabel, byr det også på utfordringer i forhold til hvordan BNP beregnes for ulike land. Mange variabler kommer i ulike ”versjoner”, I Norge beregner vi for eksempel BNP med og uten energisektoren. For at data på tvers av landegrenser skal være sammenlignbare er det da viktig at tilsvarende variabler benyttes. Data som noteres daglig vil også ofte inneholde mer støy, og det vil derfor være vanskeligere å oppfatte trender eller mønstre. Dersom man finner trender eller mønstre kan det være vanskelig å skille om de kommer som en følge av markedet eller variabelen selv. Slike data vil sjeldent følge en normalfordeling, som OLS krever. Dette vil føre til at transformering av data blir en nødvendighet.

7.3.2 Validitet

Validitet forklarer i hvilken grad undersøkelsen faktisk svarer på det vi ønsker å studere. Vi skiller mellom to typer validitet; ekstern og intern validitet.

Intern validitet omhandler hvor godt undersøkelsen kan påvise årsakssammenhenger. I vårt tilfelle vil da intern validitet omhandle i hvilken grad våre utvalgte variabler faktisk kan forklare utviklingen i valutakursen og rentedifferansen. Dersom vi får flere signifikante variabler og en samtidig høy forklaringsgrad vil det være grunnlag for å si at undersøkelsen har god intern validitet. Dersom vi får en høy forklaringsgrad men ingen signifikante forklaringsvariabler, har undersøkelsen dårlig validitet, og det er grunn til å tro at analysen består av skjeve og spuriøse sammenhenger. For å sikre validitet og unngå spuriøse sammenhenger stilles det en rekke krav til variablene som brukes i regresjonen (se delkapittel 7.2.5). For å holde disse kravene kreves det ofte transformasjoner av data, som igjen reduserer reliabiliteten, og vi ender til slutt i en ”vond sirkel”. Videre vil validiteten avhenge av hvilke variabler vi har valgt å inkludere i analysen, og om de faktisk er relevante for hva vi ønsker å forklare. For å sette problematikken på spissen, kan vi si at med mange nok forklaringsvariabler og transformasjoner ville vi sikkert klart å finne en viss sammenheng mellom valutakurser og antall fisker i havet. Det er derfor viktig at variablene velges med omhu og med gode argumentasjoner. Videre er våre analyser basert på bilaterale valutakurser; NOK/CHF, NOK/EUR, NOK/USD og NOK/JPY. Vi må da vurdere i hvilken grad det kan være faktorer som påvirker CHF, EUR, USD og JPY uten at det påvirker kronkursen. Det kan for eksempel være presidentvalget i USA, som vil påvirke dollaren og dermed NOK/USD, uten at det har noe med kronen å gjøre direkte.

Ekstern validitet omhandler i hvilken grad det er mulig å generalisere våre funn til andre studier. Vil sammenhengene vi finner fortsatt holde dersom vi for eksempel endrer tidsperiode eller endrer frekvens av observasjoner. For å sikre ekstern validitet er det viktig at estimeringsperioden er sammenlignbar. Med dette mener vi at det er så like forhold som mulig under hele perioden, slik at resultatene ikke blir påvirket av enkelthendelser. Dette problemer møter vi på siden vår estimeringsperiode omfatter finanskrisen. I løpet av en kort tidsperiode endret mange av variablene karakter, størrelse og retning. Variablene i starten av 2001 var for eksempel veldig forskjellig fra hva de var i 2008. Det kan da argumenteres for om estimeringsperioden burde vært enten før eller etter finanskrisen for å gjøre den mest mulig sammenlignbar. Men samtidig var finanskrisen en viktig hendelse som har påvirket verdensøkonomien i stor grad, og burde derfor ikke utelates.

7.4 Vårt datamateriale

Vi vil analysere hvordan de utvalgte variablene påvirker valutakurs- og rentedifferanseutvikling, i perioden januar 2000 til desember 2014. Vi vil bruke månedlige observasjoner, noe som da medfører 180 observasjoner pr. variabel. Tidsperioden 2000-2014 er valgt med bakgrunn i Norges overgang fra fast til flytende valutakurssystem i 1992. Fram til 1999 hadde vi en såkalt "driftfloat" hvor sentralbanken intervenerte i valutamarkedet. Norges bank har ikke intervenert siden 1999, noe som medfører at perioden 2000-2014 ikke inneholder noen endringer i valutakurssystemet og gir derfor et bedre sammenligningsgrunnlag.

Valutakurser

Valutakursene er alle hentet direkte fra Norges Bank. Valutakurser noteres daglig, og månedlige observasjonene er derfor basert på et glidende gjennomsnitt, oppgitt av Norges Bank. Valutakursene er inkludert som den naturlige logaritmen i samtlige modeller (Norges Bank, 2014b).

Renter

For å få en rente som gjenspeiler volatiliteten i markedet bedre enn styringsrenten, har vi valgt en 5-års statsobligasjonsrente for Norge, hentet fra Norges Bank (Bank, 2015). Denne renten noteres også daglig, og er inkludert i modellen som oppgitt månedlig gjennomsnitt.

For de resterende valutaene ble en tilsvarende rente valgt, hentet fra Investing.com (2015) Disse var også oppgitt i månedlige observasjoner.

Rentesatsene er inkludert om den naturlige logaritmen i samtlige modeller.

Oljepris

Brent Blend-prisene er hentet fra Statistisk sentralbyrå. De var kun tilgjengelig i ukentlige observasjoner, og ble derfor transformert til gjennomsnitt for måneden, basert på tre eller fire ukentlige observasjoner (SSB, 2015b).

GRI

Tallene for GRI skulle vise seg å være de vanskeligste å få tak i. Vi fant ingen databaser som oppga indeksen, og vi fant heller ikke tallene vi trengte for å regne ut indeksen på egen hånd. Ved hjelp av Tom Bernhardsen og Øistein Røisland, for Norges Bank, fikk vi tilgang til en korrekt database for GRI, gitt ved månedlige observasjoner.

KPI

Konsumprisindeksene for samtlige valutaer ble hentet, med månedlige observasjoner, fra OECD Library, hvor året 2010 er satt til 100 (OECD, 2015).

7.4.1 Inkluderte dummyvariabler

Følgende dummyvariabler er inkludert i analysen:

NOK/CHF, rentemodellen, februar 2008

I modellen rentemodellen for NOK/CHF har vi innført en dummyvariabel for ekstremobservasjonen i februar 2008. Denne kan forklares med finanskrisen og en historisk lav notering på indeksen for S&P500. Finanskrisen hadde også påvirkning på GRI og oljeprisen på dette tidspunktet. Oljeprisen var nede i 43,65 dollar fatet mens GRI hadde sin høyeste verdi i vårt datasett på over 26.

NOK/CHF, februar 2009

I februar 2009 observerte vi mange av de samme fenomenene som i februar 2008. Den variabelen som hadde den sterkeste ekstremobservasjonen, var rentedifferansen mellom Norge og Sveits, og her ble det derfor inkludert en dummy.

NOK/EUR, februar 2009

I modellen for NOK/EUR, observerte vi de samme tendensene som tidligere i finanskrisen. Renten i Norge falt blant annet fra 5,2 i juni 2008 til 3,1 i februar 2009. For variabelen S&P 500, er det også verdt å nevne at indeksen målte sin laveste notering siden 1996.

NOK/JPY, oktober 2008

For NOK/JPY måtte vi også legge inn en dummy på grunn av finanskrisen. I datasettet vårt, ser vi at i denne måneden er ekstreme observasjoner, spesielt for GRI, som gikk fra 15,18 i september til 23,49 i oktober.

NOK/CHF, september 2011

I september 2011 har vi innført en dummyvariabel for modellen NOK/CHF. Dette har sin forklaring i at renten i Sveits hadde falt fra 1,4 i april 2011 til 0,3 i september 2011.

NOK/JPY, desember 2000

Oljeprisen hadde steget jevnt fra 25,3 dollar fatet i januar 2000 til 32,5 dollar fatet i november 2000. I desember falt den ned til 25,55 dollar fatet, og vi fikk i vår modell for NOK/JPY en ekstremobservasjon og valgte derfor å innføre en dummy.

NOK/JPY, rentemodellen, juni 2013

For modellen NOK/JPY måtte vi innføre en dummy i måneden juni 2013. Dette hadde sin bakgrunn i at GRI gikk fra 13,9 i mai til 15,4 i juni. Det var flere årsaker til denne høye verdien. Federal Reserves annonserte at sentralbanken etter hvert skulle skalere tilbake de kvantitative pengepolitiske tiltakene i USA. Dette førte til børsfall og høyere renter. Det var også uro i Kina, som førte til usikkerhet i verdensøkonomien. Likviditetsproblemer i det kinesiske internbankmarkedet førte til en økning i pengemarkedsrentene.

NOK/EUR, rentemodellen, november 2011

For november 2011 valgte vi å innføre en dummyvariabel for rentemodellen NOK/EUR. Dette har sin bakgrunn i at rentedifferansen mellom Norge og Eurosonen varierte veldig. I november 2011 gikk renten i Norge fra 2,1 til 1,86, mens i Eurosonen ble den endret fra 4,2 til 5,88.

NOK/EUR, rentemodellen, mars 2012

For rentemodellen i NOK/EUR ser vi unormale restledd også i mars 2012. Rentenivået i Norge opplevde her en liten "unormal" økning i forhold til trenden i perioden rundt. Eurosonen opplevde også sin høyeste arbeidsledighet på over 10,7% denne måneden.

NOK/USD, mai 2000

Valutakursen steg til over 9, og inflasjonsraten i USA var på et lavnivå på nærmere 0,5%.

NOK/USD, rentemodellen, mai 2013

I mai 2013 var det et fall i oljeprisen, og den amerikanske sentralbanken valgte å øke rentenivået fra 0,67% til over 1%, dette førte til en lavere rentedifferanse enn normalt sett noe som ga ekstreme utslag i restleddene for rentemodellen til NOK/USD.

8. Analyse

I dette kapittelet vil vi vise de viktigste resultatene vi har oppnådd i analyseprosessen. Utformingen av kapittelet er gjort med hensikt å gjøre det mest mulig leservennlig. Vi har derfor kun inkludert de mest relevante tabellene. Fullstendig oversikt over alle regresjonsanalysene, med tilhørende tester for residualleddsforutsetningene finnes i vedlegget. Kapittelet vil først vise en forenklet test av UDRP for NOK/CHF, NOK/EUR, NOK/USD og NOK/JPY for vår analyseperiode. Videre vil vi vise en forklaringsmodell for både endring i valutakursen og endring i rentedifferanse for hver enkelt valuta. Vi vil så kommentere forklaringsvariablene individuelt i forhold til modellene, før vi gir en oppsummering av resultatene og hvilke implikasjoner de har for valutilån. Videre vil vi presentere en prediksjonsmodell for både endring i valutakurs og endring i rentedifferansen. Her vil vi samle alle valutaene under én modell for valutakurs og én modell for rentedifferanse. Vi vil følgelig kommentere funn gjort her i forhold til funn i forklaringsmodellene, og i forhold til valutilån. Videre vil vi oppsummere funnene gjort i forklaringsmodellene og prediksjonsmodellene, med en konklusjon om hvordan de vil påvirke lønnsomheten ved investering i valutilån. I tillegg vil vi sammenligne disse funnene opp mot en grafisk fremstilling av utviklingen i valutakursene, rentedifferansene, forklaringsvariablene og omfang valutilån. Helt til slutt vil vi gi noen enkle talleksempel som viser lønnsomhet, viktigheten av timing, og konsekvensen av ”tvungen innfrielse” ved valutilån.

8.1 Test av UDRP

Teorien om udekket renteparitet impliserer at renteforskjeller og valutakursforskjeller hele tiden vil utjevne hverandre, slik at forholdet mellom dem vil være likt, og forventet avkastning vil være lik i både hjemland og utland. Dersom dette er tilfellet i virkeligheten, vil det ikke være mulig å oppnå en lønnsom fortjeneste ved investering i valutilån, verken i form av rentebesparelser eller valutakursgevinster.

Vi ønsker derfor å gjøre en forenklet statistisk analyse, for å undersøke om UDRP holder i vårt datasett. Testen vil gjennomføres for tre ulike tidsperioder for å få fram eventuelle endringer over estimeringsperioden; før finanskrisen, etter finanskrisen og for hele perioden samlet. Testene vil bli gjort for NOK/CHF, NOK/EUR, NOK/USD og NOK/JPY.

UDRP kan testes ved hjelp av en regresjonsanalyse, med endring i valutakurs som avhengig variabel og endring i rentedifferanse som uavhengig variabel. Dersom betakoeffisienten til modellen blir signifikant tilnærmet lik 1, kan vi si at teorien holder. Det vil da ikke være mulig å oppnå lønnsom fortjeneste ved investering i valutalån. Dersom betakoeffisienten derimot blir signifikant forskjellig fra 1, kan vi si at teorien ikke holder, og valutalån kan være lønnsomt. Vi velger også her å forholde oss til et signifikansnivå på 5%. Hvis UDRP holder, vil en valuta med positiv rentedifferanse ovenfor en annen, oppleve en depresiering, slik at avkastningen blir lik i begge land, når den måles i samme valuta. Når høyrentevalutaen depresierer tilsvarende forskjellen i rentenivået, får vi en betakoeffisient tilnærmet lik 1. En positiv betaverdi indikerer at høyrentevalutaen depresierer i forhold til lavrentevalutaen. Dersom betaverdien er større enn 1, impliserer det at høyrentevalutaen depresierer mer enn hva renteforskjellen tilsier. En negativ betaverdi indikerer at høyrentevalutaen appresierer i forhold til lavrentevalutaen; det motsatte av hva som forventes i følge teorien.

Resultatene fra regresjonsanalysen er oppsummert i tabell 3 nedenfor.

Tabell 3 Test UDRP

NOK/CHF		
Tidsperiode	Koeffisient	p-verdi
2000-2007	0,2911	0,8998
2010-2014	-0,3991	0,0357
2000-2014	-0,3465	0,0000

NOK/USD		
Tidsperiode	Koeffisient	p-verdi
2000-2007	0,4324	0,0000
2010-2014	-0,5990	0,0000
2000-2014	0,2469	0,0032

NOK/EUR		
Tidsperiode	Koeffisient	p-verdi
2000-2007	-0,2552	0,0000
2010-2014	0,1425	0,0000
2000-2014	0,0035	0,1666

NOK/JPY		
Tidsperiode	Koeffisient	p-verdi
2000-2007	0,4804	0,0000
2010-2014	-0,0578	0,7156
2000-2014	0,1218	0,0071

Vi ser av tabellen at teorien om UDRP ikke holder for noen av valutakursene, verken i delperiodene eller perioden som helhet. Dette indikerer at det er muligheter for å oppnå en gevinst ved opptak av valutalån. Vi presiserer at dette bare betyr at muligheten er der, ikke

nødvendigvis at man vil oppnå en gevinst. Vi ser videre at koeffisientene både er negative og positive. Dette indikerer at rentedifferansen kan føre til både en appresiering og en depresiering av valutakursen. Teorien om UDRP holder hvis β ikke er signifikant forskjellig fra 1. Vi observerer at alle koeffisientene ikke er lik eller tilnærmet lik 1, på et 5%-nivå. Dette indikerer at UDRP ikke holder i vårt datasett og det er mulig å oppnå en lønnsom fortjeneste ved opptak av valutalån. Videre er ikke renteforskjellen den eneste faktoren som avgjør hvorvidt valutalån vil være en god investering eller ikke, dette vil vi se nærmere på i de neste delkapitlene.

8.2 Forklaringsmodell for valutakurs- og renteutvikling

I en forklaringsmodell er avhengig og uavhengig variabel sammenfallende i tid. Dette er for å undersøke hvilke variabler som samvarierer med den avhengige variabelen, og om de kan brukes til å forklare utviklingen i den. Vi vil i dette delkapittelet utvikle en forklaringsmodell for både endring i valutakurs og endring i rentedifferansen. Vi vil estimere individuelle modeller for hver av de fire valutaene; CHF, JPY, USD og EUR. Hver valuta får sin individuelle modell fordi vi ønsker å se om de enkelte valutakursene reagerer ulikt på de ulike variablene. Vi antar for eksempel ikke at Sveits og Japan, to forskjellige land i to ulike verdensdeler, nødvendigvis skal korrelere med makroøkonomiske variabler på samme måte. De uavhengige forklaringsvariablene er oljepris, GRI, S&P 500 og KPI-differansen. I tillegg for valutakursmodelleringen vil vi inkludere endring i rentedifferansen som en forklaringsvariabel, og for rentedifferansemodellene vil vi inkludere endring i valutakurs som forklaringsvariabel. Forrige periodes verdi av avhengig variabel vil også inkluderes i begge modellene, for å se i hvilken grad dagens verdi avhenger av forrige periodes verdi. For å sjekke for eventuelle faktorer som påvirker valutakursen, men som ikke har en direkte påvirkning på kronen, har vi valgt å inkludere en kryssvaluta i valutakursmodellene. For NOK/CHF, NOK/EUR, NOK/JPY og NOK/USD har vi inkludert henholdsvis USD/CHF, USD/EUR, USD/JPY og EUR/USD. Amerikanske dollar og euro er valgt som kryssvaluta på grunn av deres størrelse og likviditet, og betydning for verdensøkonomien. Vi forutsetter at de vil fange opp eventuelle faktorer som påvirker kronekursen indirekte.

I kapittel 4 drøftet vi hvordan rentenivåer og endringer i rentenivåer vil påvirke økonomien gjennom flere ulike kanaler, deriblant valutakanalen. Rentedifferansen er den eneste

endogene variabelen som er inkludert i modellene. Ved bruk av endogene variabler kan det være vanskelig å tolke direkte årsakssammenhenger mellom variablene. Vi velger likevel å inkludere en forklaringsmodell for endring i rentedifferansen, da rentedifferansen kan være avgjørende for lønnsomheten til et valutalån. Vi begrenser oss til en mindre omfattende tolkning av rentedifferansemodellene, hvor fokuset vil ligge på hvilken vei koeffisientene impliserer at samvariasjonen vil være, sammenlignet med drøftet teori og hypotesene vi formulerte i kapittel 6.

Regresjonskoeffisientene, med tilhørende p-verdi, for alle inkluderte variabler vil bli framvist i en tabell, uavhengig om de er signifikante eller ikke. Tabellen etterfølges av modelligningen, som kun består av de signifikante variablene. Signifikansnivået er 5%, og vil markeres med en stjerne i tabellen. Koeffisienter som er signifikante på 1%-nivå vil merkes i tabellen med to stjerner, men vil ikke kommenteres i teksten. Hver modell beskrives med estimert forklaringsgrad, gitt ved adj.R^2 , samt DW-verdien og standardavviket. Standardavviket er et mål for spredningen av verdiene i datasettet. For hver valuta vil vi gi en kort oppsummering av resultatet fra regresjonsanalysen, før vi ser på de uavhengige variablene samlet for alle valutakursene. Avslutningsvis vil vi gi en oppsummering for forklaringsmodellene sett i sammenheng med valutalån. I oppsummeringene vil vi inkludere gjennomsnittlige koeffisienter basert på alle fire valutaer, hvor valutaene regnes som likeverdige. Dette for å skape et sammenligningsgrunnlag for enkeltkoeffisientene.

Forutsetningene for residualleddene har blitt testet for hver modell. Vi nøyer oss med å gi en oppsummering av hvordan forutsetningene er testet, og hva som eventuelt er gjort for at de skal holde. Fullstendig oversikt over testene gjort på residualleddene og variablene, finnes i vedlegget. White's test avslørte at heteroskedastisitet var tilstede i samtlige modeller, noe som ikke er uventet ved bruk av makroøkonomisk variabler. For å løse dette har vi benyttet oss av heteroskedastisk-tilpassede standardavvik. DW-verdien er nær 2 for alle modellene, bortsett fra NOK/USD, noe som indikerer svak eller ingen form for autokorrelasjon. Jarque-Bera testen avslørte veldig varierende resultater for de ulike modellen, men siden analysen er gjort på et stort antall observasjoner (180), og den grafiske fremstillingen av residualleddene viste tegn til normalfordeling, antar vi at forutsetningen kan regnes som OK.

Variablene er tatt på logaritmisk form for å redusere virkningen av ekstremobservasjoner, samt sikre linearitet. For differansevariablene KPI og rentenivå har vi tatt logaritmen av størrelsene hver for seg, før vi regnet ut differansen (dette for å løse problemet med skiftende fortegn). KPI-differansen for NOK/CHF er da den naturlige logaritmen til KPI-Norge, minus den naturlige logaritmen til KPI-Sveits.

Samtlige variabler i modellen er integrert av (1)-orden, og viser derfor prosentvis endring. En økning i en avhengig variabel tilsvarer en depresiering av den norske kronen i valutakursmodellene. Koeffisienter med negativt fortegn vil da styrke kronen, mens koeffisienter med positivt fortegn vil svekke kronen. Motsatt gjelder for rentedifferansemodellene, hvor en økning i avhengig variabel vil bety økt positiv rentedifferanse. Koeffisienter med positivt fortegn vil da øke rentedifferansen, mens koeffisienter med negativt fortegn vil redusere rentedifferansen.

Tabell 4 Residualleddets forutsetninger med tilhørende botemiddel

Forutsetning	Test	Botemiddel	Status i modellene
1 Restleddet forventning lik 0		Inkluderer konstantledd	Antas OK
2 Homoskedastisitet	White's-test	Heteroskedastisk tilpasset standardavvik	OK
3 Ingen autokorrelasjon	Durbin Watson	førstedifferanse	OK
4 Ikke-stokastisk			OK
5 Normalfordeling	Jarque-Bera	Logaritmeform Dummys	Antas OK da antall observasjoner er stort.
6 Multikollinearitet	Variance inflation factor	Utelate variabler som korrelerer veldig med andre	OK uten botemidler
7 Linearitet		Logaritme	OK
8 Stasjonaritet	Argumentet Dickey-Fuller	Førstedifferanse	OK

8.2.1 Sveitserfranc (CHF)

Tabell 5 Forklaringsmodell NOK/CHF

Variabel	NOK/CHF		(r _{NOK} - r _{CHF})	
	Koeffisient	p-verdi	Koeffisient	p-verdi
Konstantledd	0,0025	+	0,0444*	
NOK/CHF			- 0,1115	- 0,8282
NOK/CHF - 1¹			- 0,9671	- 0,0592
Oljepris	0,1679	+	0,0109*	
GRI	- 0,0545	-	0,0013**	
S&P 500	0,0477	+	0,0069**	
KPI^{diff}	0,0049	+	0,8525	
(r_{NOK} - r_{CHF})	0,5648	+	0,0165*	
(r_{NOK} - r_{CHF}) - 1	- 0,0358	-	0,0086**	
USD/CHF			- 0,1033	- 0,2231
Adj. R²	0,3928		0,1204	
DW	1,9491		1,9698	
σ	0,020		0,0939	

*= Signifikant på 5%-nivå, ** = Signifikant på 1%-nivå

$$\Delta \frac{nok}{chf}_t = 0,0025 + 0,1679 \Delta \frac{nok}{chf}_{t-1} - 0,0545 \Delta \text{oljepris}_t + 0,0477 \Delta \text{GRI}_t + 0,56 \Delta \text{KPI}_t^{\text{diff}} - 0,0358 \Delta r_t^{\text{diff}} \quad (8.1)$$

Forklaringsmodellen for prosentvis endring i NOK/CHF har en forklaringsgrad på 39,28%. Dette betyr at de uavhengige variablene til sammen, kan forklare 39,28% av de månedlige endringene i NOK/CHF-kursen for perioden 2000-2014. Fem av variablene viser seg å være signifikante på 5%-nivå. Videre er også konstantleddet signifikant. S&P 500 og kryssvalutaen USD/CHF er ikke signifikant i modellen. USA er ikke å regne som en av Sveits viktigste handelspartnere. Bare 6,7% av Sveits import kommer fra USA, mot nærmere 27% fra Tyskland (OEC, 2009). Det er da rimelig å anta at Sveits vil være mindre avhengig av utviklingen i USA, og det kan være en mulig forklaring på hvorfor verken S&P 500 eller USD/CHF slår ut som signifikante forklaringsvariabler. Det at USD/CHF ikke er signifikant, innebærer at sammenhengene vi har funnet i størst grad kommer av endringer i NOK/CHF, og ikke CHF alene.

¹ Noteringen -1 på slutten av en variabel indikerer at variabelen er inkludert med 1 lag

Valutakursen perioden før har en regresjonskoeffisienten på 0,1679. Dette stemmer overens med forventninger om at kronkursen i dag, i stor grad vil være påvirket av kronkursen i går. Modellen viser videre at 1% økning i oljeprisen vil medføre en 0,0545% styrkning av kronen mot sveitserfrancen. Kun 0,33% av Sveits import kommer fra Norge, så det er rimelig å anta at oljepriskoeffisienten kommer av en direkte styrkning av den norske økonomien gjennom petroleumssektoren, og dermed den norske kronen, uavhengig av hvilken valuta den vurderes mot. Videre ser vi at dersom internasjonal finansuro øker med 1%, vil NOK/CHF svekkes med 0,0477%. Dette stemmer overens med forutsetningen om at Norge ikke kan anses som en trygg havn, mens sveitserfranc derimot har vært en foretrukket valuta å investere i, når markedet har vært preget av stor volatilitet (Kleppe, 2015). Det positive fortegnet for koeffisienten bekrefter dette. Modellen viser at 1% økning i renteforholdet mellom Norge og Sveits, indikerer en styrkning av den norske kronen på 0,0358%. En positiv sammenheng mellom økt rentenivå og kronkursen var som forventet i følge drøftet teori. Den sterkeste koeffisienten er KPI-differansen hvor 1% endring i differansen medfølger en svekkelse av kronkursen på hele 0,56%. Dette stemmer overens med teorien om at KKP på lang sikt holder i Norge. Vi kan konkludere med at NOK/CHF blir påvirket av (i synkende grad) KPI-differansen, valutakursen i forrige periode, oljeprisen, internasjonal finansuro og rentedifferansen.

I forklaringsmodellen for endring i rentedifferansen mellom Norge og Sveits ser vi at det er ingen signifikante variabler. Forklaringsgraden er på 12,04%. Rentene bestemmes av sentralbanken, og ikke direkte av tilbud og etterspørsel i markedet, slik som valutakurser gjør. Rentene settes på grunnlag av forventninger om fremtidig utvikling. Det er derfor rimelig at historiske verdier av makroøkonomiske variabler vil ha liten påvirkningskraft på renten i dag. Koeffisienten for valutakursendringen viser at 1% økning i valutakursen vil medfølge en 0,9671% økning i rentedifferansen. Koeffisienten er nærmere 1, noe som indikerer en sterk sammenheng. Her ser vi nødvendigheten av å presiserer simultanitetsproblemet som oppstår når man estimerer variabler i samme tidsperiode. Det er vanskelig å avgjøre om det er valutakursen som påvirker rentedifferansen, eller rentedifferansen som påvirker valutakursen. For å statistisk avgjøre i hvilken retning påvirkning skjer, kreves det flere omfattende undersøkelser. Vi velger derfor her å konkludere på grunnlag av drøfting. Teorien om udekket renteparitet sier at endringer i rentenivåer vil føre til endringer i valutakurser, og regjeringen setter rentene på grunnlag av forventninger om fremtiden. Dette impliserer at effekten vil være fra renten til kronkursen,

og ikke fra kronkursen til renten. Dette stemmer overens med konklusjonene til Bernhardsen og Bårdsen fra 2004, hvor de fant at effekten fra renten til kronkursen var sterkest.

Koeffisienten for oljeprisen har positivt fortegn, noe som indikerer at rentedifferansen øker når oljeprisen øker. Dette stemmer overens med våre hypoteser, men sammenhengen er ikke signifikant. KPI, GRI samt S&P 500 har alle fortegn som stemmer overens med våre forventninger, men er ingen av dem signifikante på et 5%. Økt forskjell i prisnivå vil øke rentedifferansen mellom Norge og Sveits. Økt internasjonal finansuro vil svekke rentedifferansen mellom Norge og Sveits, og økt avkastning på S&P 500 vil øke rentedifferansen. Modellen viser at en økning av rentedifferansen i forrige periode vil føre til en reduksjon av rentedifferansen i neste periode. Dette kan ses i sammenheng med tillit til pengepolitikken; Når renten ble økt i forrige periode, var det med bakgrunn i å utøve en forskjell i fremtiden, siden rentene settes på grunnlag av forventinger om utviklingen framover. Dersom det er tillit til pengepolitikken vil den ønskede effekten av økt rente i forrige periode ha inntruffet, og det vil ikke være nødvendig å øke renten også i neste periode. Vi kan konkludere med at endringer i rentedifferansen ikke kan forklares direkte av endringer i de makroøkonomiske variablene. Sammenhengene er som vi forventet, men ikke signifikante.

8.2.2 Euro

Tabell 6 Forklaringsmodell NOK/EUR

Variabel	NOK/EUR		(r _{NOK} - r _{EUR})	
	Koeffisient	p-verdi	Koeffisient	p-verdi
Konstantledd	0,0012	+	0,2598	
NOK/EUR			0,0054	+
			-1,0329	-
				0,2652
				0,000**
NOK/EUR - 1	0,2014	+	0,0084**	
Oljepris	- 0,0669	-	0,0002**	
GRI	0,0139	+	0,3307	
S&P 500	0,0359	+	0,1699	
KPI^{diff}	0,2127	+	0,3764	
(r_{NOK} - r_{EUR})	- 0,0301	-	0,0326*	
(r_{NOK} - r_{EUR}) - 1			0,2886	+
USD/EUR	- 0,0909	-	0,0538	
				0,0005**
Adj. R²			0,2511	
				0,3004
DW			1,9009	
				1,8776
σ			0,0158	
				0,0821

*= Signifikant på 5%-nivå, ** = Signifikant på 1%-nivå

$$\Delta \text{nok}/\text{eur}_t = 0,2014 \Delta \text{nok}/\text{eur}_{t-1} - 0,0669 \Delta \text{oljepris}_t - 0,0301 \Delta r_t^{\text{diff}} \quad (8.3)$$

$$\Delta r_t^{\text{nok-CHF}} = - 1,0329 \Delta \text{nok}/\text{eur}_t + 0,3655 \Delta \text{S\&P 500}_t + 0,2886 \Delta r_{t-1}^{\text{diff}} \quad (8.4)$$

Forklaringsmodellen for valutakursen NOK/EUR viser at modellen kan forklare 25,11% av endringene i valutakursen for estimeringsperioden. Tre av variablene er signifikante på 5%-nivå. Forrige periodes valutakursendring har den sterkeste koeffisienten på 0,2014. Det positive fortegnet indikerer at 1% depresiering av kronen i forrige periode, vil predikere en 0,2014% depresiering av kronen påfølgende periode. En økning i oljeprisen på 1% vil føre til en styrkning av kronekursen på 0,0669%. Dette stemmer overens med resultatet vi fikk i modellen for NOK/CHF, og forsterker dermed vår antagelse om at koeffisienten skyldes en direkte styrkning av den norske kronen. S&P 500 er ikke signifikant i modellen for NOK/EUR. 18,5% av EU sin totale eksport går til USA, mens 12,5% av importen kommer fra USA (Eurostat, 2009). Disse tallene er større enn tilsvarende tall for Sveits, men det er viktig å merke seg at eurosonen totalt sett er en større og mer likvid valuta enn

sveitserfrancen. Dersom koeffisienten hadde vært signifikant ser vi at en økning i avkastningen på det amerikanske aksjemarkedet ville svekket kronen med 0,0359%. Dette kan forklares, blant annet, med at andel eksport som går til USA er større for EU enn for Norge, slik at EU får en sterkere eksport enn Norge når lønnsomheten i den amerikanske økonomien går opp. Både den amerikanske og den europeiske økonomien er blant de største og viktigste i verden, og det er ikke uventet å finne sammenhenger mellom dem. I motsetning til NOK/CHF er KPI-differansen ikke signifikant i modellen for NOK/EUR. En mulig årsak til dette kan være den store forskjellen i likviditeten mellom valutaene. Mens den norske kronen er en relativt liten valuta med svak påvirkningskraft, er euro en stor og veldig likvid valuta. Vi ser likevel at koeffisienten også her er sterk selv om den ikke er signifikant. GRI-variabelen er heller ikke signifikant, men fortegnet indikerer at økt uro vil føre til en svekkelse av kronen slik hypotesene våre tilsier. En økning i rentedifferansen på 1% vil medføre en strykning av kronen på 0,0301%. Modellen viser at kun 0,0909% av endringen i valutakursen kommer av endringer i USD/EUR-kursen. Denne sammenhengen er ikke signifikant. Vi konkluderer med at NOK/EUR kursen vil påvirkes av (i synkende grad) valutakursen perioden før, oljeprisen, og rentedifferansen.

Forklaringsmodellen for rentedifferansen mellom den norske kronen og euro viser tre signifikante variabler. Forklaringsgraden er på 30,04%. Valutakursen får en negativ koeffisient på hele 1,0329. Dette impliserer at dersom den norske kronen opplever en depresiering på 1% vil også rentedifferansen reduseres med 1,0329%. Igjen presiserer vi at det er vanskelig å avgjøre i hvilken retning påvirkningen skjer grunnet simultanitetsproblemet. Rentedifferansen forrige periode er signifikant og viser at dersom rentedifferansen forrige periode økte med 1% vil rentedifferansen denne perioden predikeres å øke med 0,2886%. Modellens uventede signifikante variabel er S&P 500. Koeffisienten impliserer at dersom S&P 500 øker med 1% vil rentedifferansen øke med 0,3655%. En mulig årsak til den ”merkelige” sammenhengen kan vi finne ved å se på utviklingen i rentedifferansen mellom Norge og EU alene, da denne i løpet av estimeringsperioden har variert og skiftet fortegn opptil flere ganger. Norge hadde en positiv rentedifferanse ovenfor EU helt fram til januar 2009, før den så fluktuerte mellom å være positiv og negativ fram til oktober 2010. Deretter holdt den seg negativ til og med juni 2013. De store svingningene og endring av fortegn kan påvirke analysen, og gjøre det vanskelig å finne årsakssammenhenger som stemmer overens med virkeligheten. Vi konkluderer med at det kan se ut som at endringer i rentedifferansen mellom Norge og Eurosonen vil samvariere

med endringen i valutakursen forrige periode, endringen i rentedifferansen forrige periode, og S&P 500.

8.2.3 Amerikanske dollar (USD)

Tabell 7 Forklaringsmodell NOK/USD

Variabel	NOK/USD		(r _{NOK} - r _{USD})	
	Koeffisient	p-verdi	Koeffisient	p-verdi
Konstantledd	0,0001	+	0,9302	
NOK/USD			0,0001	+
NOK/USD - 1	0,2518	+	0,0000**	
Oljepris	- 0,0912	-	0,0000**	
GRI	0,0118	+	0,4256	
S&P 500	0,0424	+	0,2546	
KPI^{diff}	0,3813	+	0,1575	
(r_{NOK} - r_{USD})	- 0,0100	-	0,4433	
(r_{NOK} - r_{USD}) - 1			- 0,1405	-
EUR/USD	- 0,4445	-	0,0000**	
Adj. R²			0,5469	0,0892
DW			2,424	2,0418
σ			0,0269	0,1109

*= Signifikant på 5%-nivå, ** = Signifikant på 1%-nivå

$$\Delta \text{nok}/\text{usd}_t = 0,2518 \Delta \text{nok}/\text{usd}_{t-1} - 0,0912 \Delta \text{oljepris}_t - 0,4445 \Delta \text{eur}/\text{usd}_t \quad (8.5)$$

$$\Delta r_t^{\text{nok-usd}} = - 0,8802 \Delta \text{nok}/\text{usd}_t \quad (8.6)$$

Modellen for endring i valutakursen har en forklaringsgrad på 54,69%, den høyeste forklaringsgraden blant valutakursmodellene. Samtidig får vi tre variabler som er signifikante. Vi ser og at DW er på 2,424, noe som indikerer at det kan være en form for autokorrelasjon tilstede i modellen. Vi velger likevel å tolke modellen som den er. Også her ser vi at den sterkeste påvirkningen er valutakursen perioden før, hvor 1% depresiering av kronen mot dollar forrige periode, vil predikere en depresiering på 0,2518% denne perioden. Videre har oljeprisen en sterkere koeffisienten sammenlignet med CHF og EUR, hvor 1% økning i oljeprisen vil medføre at kronen styrkes med 0,0912%. USA har i de siste årene blitt mer og mer selvforsynt av olje, og dermed mindre avhengig av olje fra

Nordsjøområdene. Dette gjorde at vi forventet en svakere koeffisient mellom NOK/USD og oljeprisen. En mulig forklaring på at koeffisienten likevel er såpass høy i forhold til de andre, kan være at situasjonen var annerledes i starten av analyseperioden, før USA begynte å utvinne råolje på egen sokkel. Modellen inneholder to overraskende resultater. For det første er rentedifferansen ikke signifikant. Dette strider i mot tidligere drøftet teori. Fortegnet til koeffisienten er fortsatt som forventet, da en økning i rentedifferansen vil styrke kronen. Ved å studere rentedifferansen mellom Norge og USA isolert sett ser vi at også denne rentedifferansen har variert mye og skiftet fortegn i løpet av perioden, noe som vil gjøre det vanskeligere å finne direkte årsakssammenhenger. Den andre overraskelsen er at S&P 500 heller ikke er signifikant. Fortegnet indikerer at økt avkastning på S&P 500 vil svekke kronekursen, noe som stemmer overens med hypotesene. Forklaringen for hvorfor S&P 500 ikke blir signifikant kan kanskje ligge i kryssvalutaen. Vi ser at kryssvalutaen EUR/USD får en negativ koeffisient på hele 0,445. Dette indikerer at en stor andel av endringen i NOK/USD kommer av forhold som ikke påvirker kronen direkte, men USD alene. Vi konkluderer med at NOK/USD påvirkes av (i synkende grad) endringer i EUR/USD, valutakursen forrige periode og oljeprisen.

Forklaringsmodellen for rentedifferansen gir resultater som er mer som forventet. Valutakursen gir en negativ koeffisient på 0,8802, noe som samstemmer med de øvrige rentedifferansmodellene. Denne koeffisienten er signifikant på 5%-nivå. Rentedifferansen forrige periode får også her en negativ koeffisient med absoluttverdi 0,1405. Sammenhengen er heller ikke signifikant i denne modellen. Modellen har en forklaringssevne på 8,92%. Vi konkluderer med at endringen i rentedifferansen mellom Norge og USA heller ikke kan forklare direkte av endringer i makroøkonomiske variabler, men at den samvarierer med valutakursendringer.

8.2.4 Japanske yen (JPY)

Tabell 8 Forklaringsmodell NOK/JPY

Variabel	NOK/JPY		(r _{NOK} - r _{JPY})	
	Koeffisient	p-verdi	Koeffisient	p-verdi
Konstantledd	- 0,0010	-	0,5946	
NOK/JPY	- 0,0124	-	0,0422*	
NOK/JPY-1	-0,7542	-	0,0007**	
Oljepris	0,1844	+	0,0010**	
GRI	-0,1004	-	0,0000**	
S&P 500	0,0523	+	0,0192*	
KPI^{diff}	-0,0422	-	0,3429	
(r_{NOK} - r_{JPY})	0,2077	+	0,5177	
(r_{NOK} - r_{JPY}) -1	-0,0571	-	0,0425*	
USD/JPY	-0,3342	-	0,0000**	
Adj. R²			0,4969	0,2093
DW			2,2887	1,9391
σ			0,0323	0,0854

*= Signifikant på 5%-nivå, ** = Signifikant på 1%-nivå

$$\Delta \frac{nok}{jpy}_t = 0,1844 \Delta \frac{nok}{jpy}_{t-1} - 0,1004 \Delta oljepris_t + 0,0523 \Delta GRI_t - 0,0571 \Delta r_t^{diff} - 0,3342 \Delta \frac{nok}{usd} \quad (8.7)$$

$$\Delta r_t^{nok-jpy} = - 0,0124 - 0,7542 \Delta \frac{nok}{jpy}_t \quad (8.8)$$

Forklaringsmodellen for NOK/JPY ha en relativt høy forklaringsgrad på 49,69%. Samtidig er fem variabler signifikante på 5%-nivå. Likt som for de tre første valutaene, forklarer valutakursen perioden før, en stor del av endringen påfølgende periode. En depresiering på 1% perioden før vil her predikere en depresiering på 0,1844% kommende periode. 1% økning i oljeprisen vil føre til en appresiering av den norske kronen mot japanske yen på 0,1004%. Dette er den sterkeste koeffisienten for oljeprisen som er blitt estimert for de fire valutaene. Videre vil NOK/YEN påvirkes av økt uro i de finansielle markedene. 1% økning i GRI vil medføre en depresiering av kronen mot yen på 0,0523%. Dette stemmer med tidligere drøftet teori om at Norge ikke kan anses som en trygg havn. Japan har på sin side

hatt et overskudd på driftsbalansen i over 33 år, noe som har medført at japanske yen ofte har vært en tilfluktsvaluta for mange investorer når uroen har vært stor. Dette kan være årsaken til at koeffisienten for GRI i NOK/JPY-modellen er den sterkeste av de fire valutaene. I starten av 2014 måtte Japan derimot skrive ned valutaen for å stimulere landets økonomi, og det ble spekulert om Japan måtte ty til utenlandske investorer for å hjelpe den økonomisk situasjonen (DN, 2014b). Rentedifferansen har som forventet en negativ koeffisient på 0,0571, noe som indikerer at når rentedifferansen mellom Norge og Japan øker med 1%, vil kronkursen styrkes med 0,0571%. Vi ser også at kryssvalutaen er signifikant med en negativ koeffisient på 0,3342. Dette indikerer at en depresiering av yen med 1% mot USD vil medføre en appresiering av NOK/JPY-kursen med 0,3342%, uten at det har noen direkte sammenheng med kronkursen. Vi konkluderer med at NOK/JPY vil påvirkes av (i synkende grad) USD/JPY, valutakursen i forrige periode, oljeprisen, rentedifferansen og internasjonal finansuro.

Forklaringsmodellen for rentedifferansen mellom NOK og JPY gir en forklaringsgrad på 20,93%. Den eneste signifikante verdien er valutakursen, som har en negativ koeffisient på 0,7542, noe lavere enn for de øvrige valutaene. I motsetning til de andre forklaringsmodellene for endringer i rentedifferansen, er konstantleddet her signifikant. Videre ser vi at de øvrige variablene har fortegn som forventet og konsekvent med resultatene vi har fått i de andre modellene. Vi kan konkludere med at heller ikke rentedifferansen mellom Norge og Japan kan forklares direkte ut i fra endringer i makroøkonomiske variabler, men at også her gir variablene en viss indikasjon på hvordan utviklingen vil være.

8.3 Dynamikk i forklaringsvariablene for valutakursen

Etter å først ha analysert hvordan hver enkelt valuta har variert i forhold til forklaringsvariablene, vil vi nå se på forklaringsvariablene samlet. Vi vil diskutere hvordan deres påvirkningskraft har variert for de ulike valutaene, om tendensene har vært konsekvente, og om resultatene var som forventet. Vi vil også vurdere våre resultater opp mot tidligere funn, og se i hvilken grad våre konklusjoner stemmer overens eller avviker fra sammenhenger som er funnet tidligere. Dette er spesielt interessant da vår analyseperiode vil vise konsekvensene av finanskrisen.

8.3.1 Valutakursen perioden før

Tabell 9 Valutakursen perioden før

Tidligere verdier			
Valuta	Koeffisient	Fortegn	p-verdi
NOK/CHF	0,1679	+	0,0109*
NOK/EUR	0,2014	+	0,0084**
NOK/USD	0,2518	+	0,0000**
NOK/YEN	0,1844	+	0,0010**
Gjennomsnitt	0,2014		
σ	0,0363		
Spredning	0,0839		

*= Signifikant på 5%-nivå, ** = Signifikant på 1%-nivå

Vi ser at for samtlige valutaer er det en tydelig tendens til at valutakursen vil avhenge av valutakursen perioden før. Samtlige koeffisienter er signifikante på 5%-nivå. Den gjennomsnittlige koeffisienten har en absoluttverdi på 0,2014. Standardavviket er på 0,0363 og spredningen er på 0,0839. Forklaringsvariabelen er sterkest for NOK/USD og svakest for NOK/CHF. Fortegnet er også positivt for alle koeffisientene, og vi kan konkludere med at en svekkelse av kronen i forrige periode vil predikere en viss svekkelse av kronen i påfølgende periode. Dette resultatet stemmer overens med hva Andresen og Berg (2010) og Bernhardsen (2008) fant i sine modelleringer av NOK/EUR-kursen.

8.3.2 Rentedifferanse

Tabell 10 Rentedifferanse

Rentedifferanse			
<i>Hypotese: Det er en positiv sammenheng mellom rentedifferanse og valutakurs</i>			
Valuta	Koeffisient	Fortegn	p-verdi
NOK/CHF	- 0,0358	-	0,0086**
NOK/EUR	- 0,0301	-	0,0326*
NOK/USD	- 0,0100	-	0,4433
NOK/YEN	-0,0571	-	0,0425*
Gjennomsnitt	-0,0333		
σ	0,0194		
Spredning	0,0471		

*= Signifikant på 5%-nivå, ** = Signifikant på 1%-nivå

Rentedifferansen var signifikant i 3 av 4 valutakursmodelleringer. I følge teorien om renteparitet skulle man forvente at samtlige var signifikante, da teorien sier at forskjeller i rentenivå vil utjevnes at endringer i valutakursene. Hvorfor rentedifferansen ikke ble signifikant i NOK/USD-modellen, er vanskelig å forklare, men vi antar at det har en sammenheng med de store svingningene i rentedifferansen. Den gjennomsnittlige koeffisienten er på -0,033, og standardavviket er på 0,0194. Fortegnet er som forventet, da et negativt fortegn indikerer at økt rente i Norge i forhold til den utenlandske renten, vil føre til en appresiering av den norske kronen. Vi konkluderer med at økt positiv rentedifferanse mellom hjemland og utland vil føre til en appresiering av høyrentevalutaen. Resultatene er sammenfallende med hva Andresen og Berg (2010), Bjørnstad og Jansen (2007), og Bernhardsen og Røisland (2003) finner, men koeffisienten er noe svakere.

8.3.3 Oljepris

Tabell 11 Oljeprisen

Oljepris			
<i>Hypotese: Det er en positiv sammenheng mellom oljepris og kronekurs.</i>			
Valuta	Koeffisient	Fortegn	p-verdi
NOK/CHF	- 0,0358	-	0,0086**
NOK/EUR	- 0,0669	-	0,0002**
NOK/USD	- 0,0912	-	0,0000**
NOK/YEN	-0,1004	-	0,0000**
Gjennomsnitt	-0,0736		
σ	0,0289		
Spredning	0,0646		

*= Signifikant på 5%-nivå, ** = Signifikant på 1%-nivå

Oljeprisen er den forklaringsvariabelen som viste seg å ha mest konsekvent effekt på alle valutakursene. For alle valutakursmodellene er oljeprisen negativt korrelert med valutakursen og tydelig signifikant. Koeffisienten er sterkest for NOK/JPY og svakest for NOK/CHF. Gjennomsnittskoeffisienten blir -0,0736, med et tilhørende standardavvik på 0,0289. Det negative fortegnet er konsekvent med at en økning i oljeprisen vil føre til en appresiering av den norske kronen. Dette er som forventet i følge drøftet teori og hypotesen. Resultatene viser at det er rimelig å konkludere med at en økning i oljeprisen vil føre til en styrkning av den norske kronekursen, uavhengig av hvilken valuta den noteres mot. Resultatet stemmer overens med hva tidligere undersøkelser har angitt. Andresen og Berg (2010) fant at 1% økning i oljeprisen førte til en økning av kronekursen mot euro på 0,06%, en koeffisient som er veldig nær den vi finner for NOK/EUR på 0,069%. Naug (2003) fant tilsvarende verdier på 0,04% på kort sikt, og 0,13% på lang sikt for konkurransekursindeksen. Bernhardsen og Røisland (2003) fant en strykning av kronekursen på 0,09% for 1% økning i oljeprisen.

8.3.4 GRI

Tabell 12 GRI

GRI			
<i>Hypotese: Det er en negativ sammenheng mellom finansiell uro og kronkursen</i>			
Valuta	Koeffisient	Fortegn	p-verdi
NOK/CHF	0,0477	+	0,0069**
NOK/EUR	0,0139	+	0,3307
NOK/USD	0,0118	+	0,4256
NOK/YEN	0,0523	+	0,0192*
Gjennomsnitt	0,0314		
σ	0,0215		
Spredning	0,0405		

*= Signifikant på 5%-nivå, ** = Signifikant på 1%-nivå

Forklaringsvariabelen for internasjonal finansuro viser seg å gi noe varierende resultater. Vi ser at koeffisienten er sterkest for NOK/JPY og NOK/CHF, det er også kun for disse at variabelen er signifikant. Dette kan ses i sammenheng med at både sveitserfrancen og japanske yen har vært å regne som trygge havner i motsetning til den norske kronen. I perioder med sterkere uro har mange investorer flyktet til CHF eller JPY, da de vanligvis har klart å holde sine sterke posisjoner, til tross for økt uro. I modellene for NOK/EUR og NOK/USD gir ikke GRI signifikante utslag. Dette kan være fordi verken EUR eller USD har klart å holdt like sterke posisjoner som CHF og JPY i tider med uro, og dermed har økt uro ført til at investorer har flyktet fra disse, slik som NOK. Den gjennomsnittlige koeffisienten er på 0,0314, og standardavviket er på 0,0215. Samtlige modeller estimerer et positivt fortegn for GRI-variabelen, noe som støtter våre hypoteser om at økt internasjonal finansuro vil svekke den norske kronen. Vi kan konkludere med at den norske kronen ikke er å regne som en trygg havn, og at økt internasjonal finansuro vil svekke kronkursen. Andresen og Berg (2010) fant heller ingen signifikant korrelasjon mellom NOK/EUR og VIX-indeksen. De konkluderte med at årsaken kunne være at internasjonal finansuro ikke hadde hatt stor utvikling i perioden før finanskrisen. Naug (2003), samt Bernhardsen og Røisland (2003) finner som oss en negativ korrelasjon mellom kronkursen og internasjonal finansuro, målt ved GRI. Aamodt (2009) fant derimot resultater som styrket påstanden om den norske kronen som en trygg havn, sammenlignet med svenske kroner. Dette kan ha bakgrunn i at Norge holdt en relativt mye sterkere posisjon gjennom finanskrisen enn Sverige.

8.3.5 S&P 500

Tabell 13 S&P 500

S&P 500			
<i>Hypotese: Det er en negativ sammenheng mellom S&P 500 og kronkursen.</i>			
Valuta	Koeffisient	Fortegn	p-verdi
NOK/CHF	0,0049	+	0,8525
NOK/EUR	0,0359	+	0,1699
NOK/USD	0,0424	+	0,2546
NOK/YEN	-0,0422	-	0,3429
Gjennomsnitt	0,0103		
σ	0,0386		
Spredning	0,0846		

*= Signifikant på 5%-nivå, ** = Signifikant på 1%-nivå

S&P 500 viste seg å være taperen i valutakursmodelleringene. Forklaringsvariabelen var ikke signifikant i noen av modellene. Koeffisientene har positivt fortegn for tre av valutakursmodellene, og negativt for den siste. Gjennomsnittskoeffisienten blir dermed positiv med en verdi på 0,0103, og et tilhørende standardavvik på 0,0386. Vi ser at standardavviket er nesten 3 ganger så stort som gjennomsnittsverdien. Hypotesen vår om at økt avkastning på børsen skulle medføre svekket kronkurs, var med bakgrunn i at en rasjonell investor vil investere der avkastningen er høyest. For vår estimeringsperiode har rentenivåene og avkastningen på børsen variert veldig. Norge startet med en relativt sterk positiv rentedifferanse ovenfor samtlige valutaer, men denne har i løpet av perioden blitt sterkt redusert og har for USD og EUR også skiftet fortegn i løpet av perioden. Naug (2003) konkluderte med at kronen styrket seg som følge av et børsfall og lavere valutasvingninger ute så lenge renteforskjellen er positiv, og at effekten var sterkere desto høyere renteforskjellen var. I motsetning til for vår analyseperiode, var rentedifferansen i perioden 2000-2003, sterkt positivt hele tiden. Denne sammenhengen kan være grunnen til at vi ikke får resultater som forventet.

8.3.6 KPI-differansen

Tabell 14 KPI-differansen

KPI-differansen			
<i>Hypotese: Det finnes en negativ sammenheng mellom prisnivå og kronekursen</i>			
Valuta	Koeffisient	Fortegn	p-verdi
NOK/CHF	0,5648	+	0,0165*
NOK/EUR	0,2127	+	0,3764
NOK/USD	0,3813	+	0,1575
NOK/YEN	0,2077	+	0,5177
Gjennomsnitt	0,3416		
σ	0,1693		
Spredning	03571		

*= Signifikant på 5%-nivå, ** = Signifikant på 1%-nivå

Resultatene for KPI-differansen var noe vanskelig å tolke. Gjennomsnittskoeffisienten får en verdi på 0,3416, mens standardavviket er det høyeste vi har observert på 0,1693. Vi ser at fortegnet er som forventet for alle valutamodellene, da en økning i forskjellen mellom prisnivåene, enten ved at prisene i Norge øker, eller at prisene i utland synker, isolert sett vil føre til en svekkelse av den norske kronen. De sterke koeffisientene stemmer overens med tidligere teori som viser at kjøpekraftsparitet på lang sikt holder for Norge. KPI-differansen er derimot bare signifikant for NOK/CHF, og har her den sterkeste koeffisienten på 0,5648. En mulig årsak til dette kan være at blant de utvalgte valutaene, er Norge og Sveits de landene som er mest like. I de andre valutamodellene sammenligner vi relativt store valutaer mot den "lille" norske kronen, som defineres som en liten åpen økonomi. Norge og Sveits har dog veldig ulik næringsstruktur, og sveitserfranc er å anse som en mer likvid valuta sammenlignet med kronen. Bernhardsen og Røisland (2003) fant i sin undersøkelse at sammen med oljeprisen, var forskjeller i prisnivå, signifikant på lang sikt. Deres tilsvarende verdi for konkurransekursindeksen i estimeringsperioden 1993-2000 var på 0,20%. Dette ligner på vår gjennomsnittsverdi 0,3416. Sammenhengen de fant er konsistent med våre resultater, da en økning i det norske prisnivået på sikt vil svekke den norske kronen. Vi konkluderer med at tendenser viser at økt prisnivå vil kunne svekke kronekursen.

8.3.7 Kryssvaluta

Tabell 15 Kryssvaluta

Kryssvaluta			
Valuta	Koeffisient	Fortegn	p-verdi
NOK/CHF	0,0711	+	0,0604
NOK/EUR	- 0,0909	-	0,0538
NOK/USD	- 0,4445	-	0,0000**
NOK/YEN	-0,3342	-	0,0000**
Gjennomsnitt	-0,1996		
σ	0,2332		
Spredning	0,5156		

*= Signifikant på 5%-nivå, ** = Signifikant på 1%-nivå

For å sikre oss mot fenomener som ikke påvirker kronekursen direkte, valgte vi å inkludere en kryssvaluta i hver av valutakursmodelleringene. Her hadde vi ikke definert noen hypoteser på forhånd, men siden den norske kronen er en relativt liten valuta, med liten påvirkningskraft, forventet vi å finne en viss grad av påvirkning i valutakursen som ikke hadde direkte med kronen å gjøre - spesielt for de store valutaene som USD og EUR. Valutakursmodellene viste noe varierende resultater. Vi ser at for NOK/USD er resultatet som forventet, hvor koeffisienten er relativt sterk og signifikant på 5%-nivå. For NOK/EUR er koeffisienten relativt svak, sett i forhold til NOK/USD, og men fortsatt signifikant 5%-nivå. For EUR, USD og YEN har variabelen et negativt fortegn. Negativt fortegn indikerer at når den utenlandske valutaen svekkes mot kryssvalutaen, vil den også svekkes mot den norske kronen. Videre ser vi at forklaringsvariabelen har et positivt fortegn for NOK/CHF, noe som indikerer at en svekkelse av sveitserfrancen i forhold til USD, vil medføre en appresiering av CHF mot kronen. Gjennomsnittskoeffisienten blir for øvrig negativ gitt ved -0,1996, og standardavviket blir relativt høyt på 0,2332. Vi konkluderer med at det tyder på at en svekkelse av den utenlandske valutaen mot kryssvalutaen, vil føre til en svekkelse av den utenlandske valutaen også mot kronen, og dermed føre til en styrkning av kronekursen. Andresen og Berg (2010), samt Bernhardsen (2008) finner en lignende sammenheng for NOK/EUR, da de konkluderer med at dersom euroen styrker seg mot amerikanske dollar, vil det også føre til en appresiering av euroen mot norske kroner i deres valutamodell.

8.3.8 Oppsummering

Forklaringsmodellene har vist relativt god forklaringssevne for endringer i valutakursene. Først og fremst ser vi at endringer i valutakurser i stor grad vil avhenge av endringen i valutakursen i forrige periode. Dette betyr at dersom kronen svekket seg forrige periode er det sannsynlig at den vil svekke seg også neste periode. Svakere kronekurs vil føre til at valutagevinsten med et valutilån reduserer. Svekket kronekurs forrige periode vil derfor implisere at valutilån vil være mindre lønnsomt. Videre har vi sett at økt positiv rentedifferanse vil styrke kronen, og dermed gi valutilåntakere en dobbel effekt; både gjennom rentebesparelser og gjennom valutakursgevinster (Styrket krone gir valutakursgevinst). Økt oljepris vil styrke kronekursen uansett hvilken valuta den noteres mot, og i perioder hvor oljeprisen øker vil dermed valutilån kunne være mer lønnsomt. Økt finansiell uro viser seg å virke negativt på kronekursen, da spesielt for sveitserfranc og japanske yen, som er populære valutaer å ta opp lån i. I tider hvor det er økt internasjonal finansuro vil investorer flykte fra norske kroner og gjerne til sveitserfranc og japanske yen, noe som gir en dobbel negativ effekt for valutilåntakere, siden kronen isolert sett svekkes, samtidig som sveitserfranc og japanske yen isolert sett styrkes. Dersom prisnivået i Norge øker ser det ut som dette kan ha en negativ effekt på kronekursen, selv om denne er vanskeligere å fastslå. Vi velger likevel å konkludere, basert på forklaringsmodellen alene, at når prisnivået i Norge øker (høy inflasjon) vil hjemlån være et bedre alternativ. Dersom den aktuelle lånevalutaen ser ut til å svekkes mot andre store valutaer, tyder det på at den kommer til å svekkes mot den norske kronen også, noe som er til fordel for valutilånet siden kronen da styrkes.

Effektene endringer i de makroøkonomiske variablene, og hvilke konsekvenser det får for kronekursen er oppsummert i tabell 16. I tillegg viser siste kolonne hvilken type lån som vil være mest lønnsom, gitt endringen i kronekursen.

Tabell 16 Oppsummering forklaringsmodeller for valutakursen

Endring makroøkonomiske variabler	Innvirkninger på kronkursen	Velg
Svekket kronkurs forrige periode	➔ Svekker kronkursen	Hjemlån
Økt positiv rentedifferanse	➔ Styrker kronkursen	Valutalån
Økt oljepris	➔ Styrker kronkursen	Valutalån
Økt finansiell uro	➔ Svekker kronkursen	Hjemlån
Økt avkastning S&P 500	➔ Svekker kronkursen	Hjemlån
Økt prisnivå	➔ Svekker kronkursen	Hjemlån
Andre valutakurser svekkes	➔ Styrker kronkursen	Valutalån

8.4 Dynamikk i forklaringsvariablene for endring rentedifferansen

Tabell 17 Oppsummering forklaringsvariabler for endring i rentedifferansen

Variabel	Hypotese sammenheng	NOK/CHF	NOK/EUR	NOK/USD	NOK/JPY	Gj.snitt
Valutakurs	Negativ	- 0,9671	-1,0329**	-0,8802**	- 0,7542**	- 0,9086
$R^{diff}-1$		- 0,1033	0,2886**	- 0,1405	0,0596	0,0261
Oljepris	Positiv	0,1153	0,0509	- 0,1134	0,0851	0,0345
KPI	Positiv	0,4315	-0,2358	0,0938	0,4950	0,1961
S&P 500	Positiv	0,0995	0,3655**	0,0441	0,1700	0,1698
GRI	Negativ	- 0,0069	-0,0403	0,1192	- 0,0219	0,0125
Forklaringsgrad		0,1204	0,3004	0,0892	0,2093	0,1798

*= Signifikant på 5%-nivå, ** = Signifikant på 1%-nivå

Forklaringsmodellene for endring i rentedifferansen har en gjennomsnittlig forklaringssevne på 17,98%. Kun fem forklaringsvariabler viser seg å være signifikante totalt sett. Vi ser likevel noen tendenser for flere av de uavhengige variablene. Endring i valutakurs får en sterk koeffisient for samtlige valutaer. I kapittel 8.2.1, diskuterte vi simultanitetsproblemet som kan oppstå ved estimering av sammenhenger mellom variabler som sammenfaller i tid, noe som betyr at det er vanskelig å avgjøre i hvilken retning påvirkningen skjer. Vi konkluderte da med at rentedifferansen effekt på valutakursen er den dominerende effekten. Den gjennomsnittlige koeffisienten er 0,9086, noe som indikerer en veldig sterk sammenheng mellom rentedifferanse og valutakurs. Dette er som forventet i følge teorien om udekket renteparitet, men noe uventet når vi ser på tilsvarende sammenheng i

forklaringsmodellene for valutakursene. Der var koeffisientene mellom endring i valutakurs og rentedifferanse betydelig svakere. Sammenhengen er negativ, noe som indikerer at en svekkelse av kronkursen vil skje samtidig som en svekkelse av rentedifferansen mellom Norge og utland. Dette indikerer en dobbel negativ effekt på valutalån; rentebesparelsene går ned som følge av redusert rentedifferanse, samtidig som valutagevinsten reduseres som følge av kronesvekkelsen.

Endring i rentedifferansen perioden før viste noe varierende resultater. For to av valutaene viser den et positivt fortegn, som indikerer at en positiv økning i rentedifferansen forrige periode vil predikere en viss positiv økning i rentedifferansen også påfølgende periode. For de to resterende valutaene, viser koeffisienten derimot et negativt fortegn, som indikerer at en økning i positiv rentedifferanse forrige periode predikerer en viss svekkelse i rentedifferansen denne perioden. Gjennomsnittskoeffisienten får derimot en positiv verdi på 0,0261. Rentedifferansen er som nevnt en endogen variabel, og årsakssammenhenger kan være vanskelige å tolke. Utviklingen i rentedifferansen vil gjenspeile sentralbankens forventninger om fremtiden. For Norge vil da utviklingen være konsekvent for samtlige valutaer, mens for valutaene rentedifferansen noteres mot, kan utsiktene for fremtiden være forskjellige, og målene for pengepolitikken deres kan avvike fra Norge. Dette kan være årsaken til et varierende resultat. Siden gjennomsnittsverdien blir positiv velger vi å konkludere med at det tenderer til at økt rentedifferanse i forrige periode vil predikere en økning i rentedifferansen også neste periode. Dette er til fordel for valutalåntakere, da rentebesparelsen øker.

Oljeprisen har fortegn som forventet i alle modellene bortsett fra NOK/USD. Vi velger også her å tolke det uventede resultatet i sammenheng med den varierende utviklingen i rentedifferansen mellom Norge og USA. Gjennomsnittskoeffisienten får en positiv verdi på 0,0345, noe som tyder på at en økt oljepris vil øke den positive rentedifferansen for Norge. Vi ser dermed at økt oljepris vil fungere positiv for både valutakursutviklingen og rentedifferansen, noe som gir en dobbel positiv effekt på valutalån; økt rentebesparelse og økt valutakursgevinst.

Også GRI får motsatt fortegn i NOK/USD-modellen enn i de resterende modellene. I de resterende modellene er det tendenser til at økt internasjonal finansuro vil svekke rentedifferansen. Koeffisienten til NOK/USD er såpass sterkt positiv at

gjennomsnittsverdien får en positiv verdi på 0,0125. Vi velger likevel å konkludere med at de tre negative koeffisientene best representerer faktisk utvikling. Økt internasjonal finansuro tenderer da til å svekke rentedifferansen mellom Norge og utland. Økt GRI gir dermed en dobbel negativ effekt på valutalånet, da den både svekker kronekursen og reduserer den positive renteforskjellen.

KPI har positivt fortegn som forventet for 3 av modellene. NOK/EUR-modellen derimot indikerer at økt prisdifferanse vil svekke rentedifferansen. Sammenhengen er dog heller ikke signifikant, og vi konkluderer med at tendensen sier at økt forskjell i prisnivå fører til økt positiv renteforskjell. Gjennomsnittsverdien blir 0,1961, noe som indikerer en relativt sterk sammenheng. Økt prisnivåforskjell vil dermed kunne svekke kronekursen som vi så i delkapittel 8.3.8, men øke den positive rentedifferansen. Siden forskjeller i prisnivå da virker positivt på rentedifferansen, og negativt på kursutviklingen, er det vanskelig å avgjøre om totaleffekten blir positiv eller negativ for valutalånet. Vi ser at gjennomsnittsverdien er størst for den negative effekten på kronekursen, på 0,3416, sammenlignet med den gjennomsnittlige positive verdien for rentedifferansen på 0,1961. Vi forutsetter da at den negative effekten på kronekursen vil være større enn den positive effekten på rentedifferansen, noe som er til fordel for hjemlån.

S&P 500 har også et positivt fortegn som forventet i alle modellene, og får en gjennomsnittskoeffisient på 0,1698. Dette impliserer at når avkastningen på børsen i USA øker, vil den positive rentedifferansen for Norge også øke, noe som er til fordel for valutalån. Forklaringsmodellene viste derimot at en økning i S&P 500 ville føre til en svekkelse av kronekursen, noe som ikke er til fordel for valutalån. Vi ser dermed at S&P 500 vil redusere valutakursgevinsten ved valutalån, men øke rentebesparelsen. Gjennomsnittskoeffisienten i forklaringsmodellen for valuta var på 0,0103, og vi konkluderer derfor at effekten av rentebesparelsen vil være størst.

Konklusjonene gjort på rentedifferansen isolert sett kan oppsummeres i tabell 18. Merk at vi her ikke har tatt hensyn til at forklaringsvariabelen kan ha en annen, sterkere effekt på valutakursutviklingen.

Tabell 18 Oppsummering forklaringsmodeller for rentedifferansen

Endring makroøkonomiske variabler		Innvirkninger på rentedifferansen	Velg
Svekket krone	➔	Redusert rentedifferanse	Hjemlån
Positiv rentediff. forrige periode	➔	Øker rentedifferanse	Valutalån
Økt oljepris	➔	Økter rentedifferanse	Valutalån
Økt finansiell uro	➔	Reduserer rentedifferanse	Hjemlån
Økt avkastning S&P 500	➔	Økt rentedifferanse	Valutalån
Økt prisnivå	➔	Øker rentedifferansen	Valutalån

8.5 Prediksjonsmodell for valutakurs og rentedifferanseutvikling

I en prediksjonsmodell ønsker vi å kunne si noe om hvordan den avhengige variabelen vil utvikle seg i fremtiden. En prediksjonsmodell er dermed en forutseende modell. Prediksjonsmodellen utvikles med hensyn til hvordan dagens verdi av de makroøkonomiske variablene kan predikere endringen i avhengig variabel i neste periode. For å avgjøre dette kjører vi en regresjon av avhengig variabel mot kun laggede verdier av de uavhengige variablene. Våre to avhengige variabler, endring valutakurs og endring i rentedifferanse, noteres begge på daglig basis, og vi velger derfor å kun inkludere 1 lag av de uavhengige variablene i prediksjonsmodellen. Vi anser det som mindre troverdig at valutakursen i dag vil være påvirket av for eksempel aksjeavkastningen for en måned siden.

Vi velger fortsatt å teste våre konklusjoner opp mot ulike informasjonskriterier. De tre informasjonskriteriene; Akaike (AIC), Schwarz (SC) og Hanna-Quinn (HQ) kriteriene, oppgir at optimalt antall lag varierer mellom 1 og 2 for samtlige valutakurser. Verdiene som minimerer informasjonskriteriene viser til optimalt antall lags (full oversikt over testing for optimalt antall lags finnes i vedlegget). Vi velger derfor å holde oss til konklusjonen om at 1 lag er nok til å predikere utviklingen framover.

Tidligere undersøkelser avslører at det å lage en prediksjonsmodell for valutakursutviklinger er veldig vanskelig (Frankel & Rose, 1995). Allerede i 1983 konkluderte Meese og Rogoff (1983) med at helt enkle "random walk"-modeller kunne predikere valutakurser bedre enn avanserte og komplekse modeller. En "Random-walk"-modell sier av verdien i periode t vil være lik verdien i forrige periode pluss et tilfeldig restledd ε . Modellen er som navnet tilsier,

helt tilfeldig. Vi forventer derfor ikke å finne noen bemerkelsesverdige resultater eller høye forklaringsgrader, men er likevel interessert i å se om noen av variablene viser seg å faktisk være signifikante, og om fortegnene til variablene er de samme som i forklaringsmodellen.

Vi vil for prediksjonsmodellene se på alle valutakursmodellene og rentedifferansemodellene samlet. Dette fordi vi ikke forventer å finne mange individuelle signifikante variabler i enkeltmodellene, og derfor er det mer interessert i se på den helhetlige prediksjonskraften til modellene. Tendensene for hver forklaringsvariabel vil diskuteres, og sees i sammenheng med resultatene vi fant i forklaringsmodellene, for å se om resultatene er systematiske. Vi vil først fremstille og diskutere prediksjonsmodellen for valutakursen. Her vil alle fire regresjonskoeffisienter for forklaringsvariablene oppsummeres for å avsløre trender i resultatene. Avhengig variabel er fortsatt prosentvis endring i valutakursen, hvor en negativ koeffisient impliserer styrket krone. Samtlige variabler er også her også tatt på endringsform og representerer den naturlige logaritmen. Til forskjell fra forklaringsmodellen er nå alle uavhengige variabler inkludert med 1 lag. Til slutt vil vi presentere prediksjonsmodellen for utviklingen i rentedifferansen. Analysen av denne vil være mindre omfattende enn analysen av prediksjonsmodellen for valutakursutviklingen, siden endring i rentedifferansen også her er en endogen variabel. Avslutningsvis vil også hver prediksjonsmodell oppsummeres med konsekvenser i forhold til valutalån. I oppsummeringene vil vi også her inkludere gjennomsnittlige koeffisienter basert på alle fire valutaer, hvor valutaene regnes som likeverdige. Dette for å ha skape et sammenligningsgrunnlag for enkeltkoeffisientene.

8.5.1 Prediksjonsmodell for valutakursen

Tabell 19 Prediksjonsmodell for endring i valutakursen

Variabel	NOK/CHF	NOK/EUR	NOK/USD	NOK/JPY	Gjn.snitt
Konstantledd	0,0028*	0,0009	0,0001	- 0,0010	0,007
($r_H - r_U$) - 1	- 0,0022	0,0254*	0,0051	- 0,0140	0,0036
Oljepris - 1	- 0,0093	-0,0101	- 0,0022	0,0285	0,0017
GRI - 1	0,0270	0,0432*	0,0527*	0,0489	0,0430
S&P 500 - 1	- 0,0904	-0,0159	- 0,0118	- 0,0929	-0,0528
KPI - 1	0,0639	0,1811	0,3503	- 0,0809	0,1286
(NOK/E_u) - 1	0,1922*	0,2202*	0,0637	0,0428	0,1297
(E_u/E_u) - 1	- 0,0288	-0,0478	- 0,3511**	- 0,3051**	-0,1832
Adj.R²	0,2250	0,1746	0,2929	0,3545	0,2617
DW	2,0705	1,8975	1,9084	2,0159	
σ	0,0196	0,0158	0,0268	0,0323	

*= Signifikant på 5%-nivå, ** = Signifikant på 1%-nivå

Vi ser at som forventet, er det få individuelle koeffisienter som utmerker seg som signifikante. Forklaringsevnen varierer fra 17,46% for NOK/EUR til 35,45% for NOK/JPY. Den gjennomsnittlige forklaringsgraden er på 26,17%. Dette impliserer at selv om ikke enkeltvariablene kan tildeles spesielle forklaringsevner, vil modellen totalt sett kunne predikere utviklingen i valutakursen på en grei måte.

Den globale risikoindikatoren er den forklaringsvariabelen som viser seg å være signifikant i flest modeller. For alle modellene utenom NOK/CHF vil GRI i nåværende periode kunne predikere enn viss signifikant utvikling i valutakursen neste periode. Vi kan tolke dette som at endringer i GRI vil "henge igjen" i valutamarkedet og påvirke valutakursene i en viss tid framover. Koeffisientene har positivt fortegn noe som betyr at en økning i internasjonal finansuro vil svekke kronekursen i neste periode. Sammenhenger vi finner her stemmer overens med resultatene vi fikk i forklaringsmodellene. Både forklaringsmodellen og prediksjonsmodellen konkluderer med at økt internasjonal finansuro vil svekke kronekursen.

Laggede verdier av valutakursen er signifikante i kun to av modellene. Dette oppfatter vi som noe uventet da tidligere teori har konkludert med at "random-walk"-modeller fungerer best til å predikere fremtidige valutakursutviklinger. Random-walk sier at verdien i morgen kan best forstås utfra verdien i dag. Samtlige fortegn for tidligere verdier av valutakursen er derimot positive, noe som indikerer at en svekkelse av kronen i nåværende periode vil

predikere svekkelse av kronen også i neste periode. Disse resultatene stemmer overens med hva vi fant i forklaringsmodellen. Vi kan konkludere med at fremtidige valutakurser vil påvirkes av valutakursen i dag.

Oljeprisen er i motsetning til i forklaringsmodellene, ikke signifikant i noen av prediksjonsmodellene. Dette kan henge sammen med at oljepriser noteres daglig, og det kan derfor være rimelig at en månedlig frekvens da ikke vil oppfatte hvordan daglige oljepriser påvirker daglige valutakurser. Fortegnene er som øvrig som forventet, bortsett fra for NOK/JPY, der en økning av oljeprisen i dag vil medføre en svekkelse av kronekursen i neste periode. Koeffisienten til NOK/JPY er såpass sterk at den gjennomsnittlige koeffisienten også blir positiv. Vi velger likevel å konkludere med at økte oljepriser indikerer en styrket kronekurs i neste periode. Resultatene stemmer overens med resultatene Andresen og Berg (2010) fant i sin prediksjonsmodell av NOK/EUR-kursen, hvor en økning i oljeprisen forrige måned predikerte en styrkning av kronekursen på 0,004% neste måned. Denne sammenhengen var heller ikke signifikant.

Rentedifferansen får i prediksjonsmodellene negativt fortegn i to av modellene (slik som i forklaringsmodellene) og positivt fortegn i de resterende to. Gjennomsnittskoeffisienten gir også et positivt fortegn. Det positive fortegnet impliserer at en økning i rentedifferansen i dag vil predikere en viss svekkelse av kronekursen neste periode. Andresen og Berg (2010) finner lignende resultater for sin modell, og forklarer dette med Dornbusch's teori om "overshooting" i valutamarkedet. Med overshooting menes det at en renteøkning har ført til en høyere appresiering av valutakursen enn hva økningen skulle tilsi, slik at valutakursen vil depresiere i påfølgende perioder. De ulike fortegnene gjør det vanskelig å konkludere hvordan rentedifferansen i dag kan predikere valutakurser i fremtiden. Vi ser at sammenhengen vil være forskjellig avhengig av hvilken valutakurs som predikeres.

Den laggede verdien for S&P 500 får motsatt fortegn enn i forklaringsmodellene. I samtlige prediksjonsmodeller får S&P 500 negative koeffisienter, noe som indikerer at dersom avkastningen på det amerikanske aksjemarkedet i dag går opp, vil det predikere enn viss appresiering av kronen i neste periode. Det negative fortegnet stemmer overens med hypotesene vi gjorde i kapittel 6. Vi kan tolke dette som at den økte avkastningen påvirker den norske kronen med et vist tidsetterslep. Dette betyr at det vil ta litt tid før den økte lønnsomheten i USA slår ut i den norske økonomien. Vi kan da konkludere med at økt

avkastning på det amerikanske aksjemarkedet først vil impliserer en viss umiddelbar depresiering av kronekursen, gitt forklaringsmodellene, men også en viss appresiering av kronen i fremtiden gitt prediksjonsmodellene.

Økning i prisdifferansen denne perioden, ser ut til å predikere en svekkelse av kronekursen også neste periode. Sammenhengen er som forventet, men ikke signifikant i noen av modellene. For NOK/JPY har koeffisienten også motsatt fortegn, noe som predikerer at økt prisnivåforskjell vil styrke kronekursen. Vi kommer dermed fram til samme konklusjon som i forklaringsmodellene, om at økt positiv forskjell i prisnivået til kunne svekke kronen umiddelbart og på sikt.

Til slutt ser vi også at dersom den utenlandske valutakursen svekkes mot en annen utenlandsk valuta, tenderer til at den også vil svekkes mot kronen, noe som impliserer en appresiering av kronen. Samtlige modeller viser da negativt fortegn, mens koeffisienten er sterkest for NOK/USD og NOK/JPY.

8.5.2 Oppsummering valutaprediksjonsmodell

Konklusjonene gjort for valutaprediksjonsmodellen kan oppsummeres i tabell 20. Her viser vi endring i makroøkonomisk variabel og hvilke konsekvenser den predikerer for kronekursen i neste periode. I tillegg har vi inkludert en kolonne som sier hvilken type lån prediksjonen impliserer at vil være mest lønnsom. Konklusjonene viser at økt oljepris og økt avkastning på det amerikanske aksjemarkedet vil være til fordel for valutilån, mens økt finansiell uro, økt forskjell i prisnivå samt depresiering av kronen i dag vil være til fordel for hjemlån. Rentedifferansen ser ut til å først styrke kronekursen, for så å svekke den som en følge av ”overshooting” noe som på sikt vil være til fordel for hjemlån.

Tabell 20 Oppsummering prediksjonsmodell for endring i valutakursen

I dag	Predikerer	Nest periode	Til fordel for
Depresiering av kronkursen	→	Svekket kronkurs	↘ Hjemlån
Økt finansiell uro	→	Svekket kronkurs	↘ Hjemlån
Økt oljepris	→	Styrket krone	↗ Valutalån
Økt rentedifferanse	→	Styrket/Svekket krone	↗↘ Hjemlån
Økt avkastning S&P 500	→	Styrket krone	↗ Valutalån
Økt forskjell i prisnivå	→	Svekket krone	↘ Hjemlån
Svekket kryssvaluta	→	Styrket krone	↗ Valutalån

8.5.3 Prediksjonsmodell rentedifferanse

Tabell 21 Prediksjonsmodell for endring i rentedifferansen

Variabel	($r_{NOK} - r_{CHF}$)	($r_{NOK} - r_{EUR}$)	($r_{NOK} - r_{USD}$)	($r_{NOK} - r_{JPY}$)
Konstantledd	- 0,0018	0,0074	0,0012	- 0,0112
($r_h - r_u$) - 1	-0,1421	0,2408**	-0,1166	0,0985
Oljepris - 1	0,1309	0,0016	-0,0227	0,1932**
GRI - 1	-0,1357	- 0,1120*	0,0632	- 0,0970
S&P 500 - 1	-0,1793	- 0,0272	-0,2856	- 0,2040
KPI^{diff} - 1	-0,4603	2,5358*	-2,0390	0,5194
NOK/E - 1	-0,5824	- 0,0511	0,2807	0,0676
Adj.R²	0,1152	0,2626	0,0822	0,1243
DW	1,9460	1,9137	2,1345	2,0379
σ	0,0939	0,0821	0,1109	0,0854

*= Signifikant på 5%-nivå, ** = Signifikant på 1%-nivå

Rentenivåene settes på grunnlag av forventinger om fremtiden. En prediksjonsmodell for rentedifferansen vil da ha til hensikt å si noe om hvordan sentralbanken forventer at utviklingen i de makroøkonomiske variablene skal påvirke fremtiden. Vi ser av oppsummeringstabellen at totalt sett er kun 4 av 28 koeffisienter signifikante. Vi ser at likt som i forklaringsmodellen for endring i rentedifferansen, er det også i prediksjonsmodellen vanskelig å trekke noen bestemte konklusjoner om hvordan makroøkonomiske variabler kan påvirke rentedifferansen. Vi vil likevel prøve å gjøre noen tolkninger basert på trender i fortegn og koeffisienter.

Først og fremst ser vi at endring i rentedifferansen denne periode gir både positiv og negativ effekt på endring i rentedifferanse neste periode. Dette sammenfaller med resultatet vi fant i forklaringsmodellen for rentedifferansen, og vi konkluderer også her med at årsaken er at renter er endogene variabler som settes på grunnlag av mål for pengepolitikken og utsikter for fremtiden. Virkninger av endret rentedifferanse i dag vil påvirke rentedifferansen i fremtiden ulikt for ulike valutaer.

Økt oljepris i dagens periode, vil predikere enn viss økning av rentedifferansen i neste periode. Dette sammenfaller også med tidligere resultat. Økt internasjonal finansuro vil predikere en viss svekkelse av rentedifferansen i neste periode. Videre ser vi at økt avkastning på det amerikanske aksjemarkedet i dag, vil predikere en viss svekkelse av rentedifferansen i neste periode. KPI-differansen gir veldig varierte resultater, og viser at økt forskjell i prisnivå vil predikere redusert rentedifferanse mellom NOK/CHF og NOK/USD, mens for NOK/EUR og NOK/JPY predikerer økt prisforskjell en økt positivrentedifferanse.

Tabell 22 Oppsummering prediksjonsmodell for endring i rentedifferansen

I dag	Predikerer	Nest periode	Til fordel for
Depresiering av kronekursen	→	Redusert renteforskjell	↘ Hjemlån
Økt finansiell uro	→	Redusert renteforskjell	↘ Hjemlån
Økt oljepris	→	Økt renteforskjell	↗ Valutalån
Økt rentedifferanse forrige periode	→	Redusert/økt renteforskjell	↗↘ Hjemlån
Økt avkastning S&P 500	→	Økt rentedifferanse	↗ Valutalån
Økt forskjell i prisnivå	→	Redusert/økt rentedifferanse	↘ Hjemlån

8.6 Oppsummering valutakurs- og rentedifferansemodeller

Dersom vi ser tabell 16, 18, 20 og 22 samlet, kan vi utlede tabell 23 som gir en helhetlig oversikt over hvilke implikasjoner endringer i de ulike makroøkonomiske variablene vil ha på et valutilån. Innvirkningene på både valutakursgevinsten og rentebesparelsen er vist helt til høyre i tabellen. På grunnlag av tabellen har vi til slutt kommet med noen generelle konklusjoner om når valutilån *kan* være lønnsomt, og når valutilån helst bør unngås.

Tabell 23 Oppsummering valutakurs- og rentedifferansemodeller

Makroøkonomiske- Variabler (økning)	Endring i valutakurs		Endring i rentedifferanse		Innvirkninger på valutilån	
	Forklaringsmodell	Prediksjonsmodell	Forklaringsmodell	Prediksjonsmodell	Valutakursgevinst	Rentebesparelse
Valutakurs	Svekker kronen	Svekker kronen	Redusert	Redusert	Redusert	Redusert
Oljepris	Styrker kronen	Styrker kronen	Økt	Økt	Økt	Økt
GRI	Svekker kronen	Svekker kronen	Redusert	Redusert	Redusert	Redusert
S&P 500	Svekker kronen	Styrker kronen	Økt	Økt	Redusert/økt	Økt
KPI-differanse	Svekker kronen	Svekker kronen	Økt	Redusert/økt	Redusert	Økt
Rentedifferanse	Styrker kronen	Styrker/svekker	Redusert/økt	Redusert/økt	Økt	Redusert/Økt
Kryssvaluta	Styrker kronen	Styrker kronen			Økt	

Basert på våre modeller, kan vi konkludere med at valutalån kan være mer lønnsomt når:

- Valutakursen var sterk i forrige periode
- Oljeprisen er høy
- Børsen i USA har høy avkastning
- Rentedifferansen er positiv
- Den utenlandske valutaen svekkes mot andre valutaer
- Prisenivået og inflasjonen i Norge er høy, samtidig som kronen er sterk

Videre kan vi si at valutalån kan være mindre lønnsomt når:

- Valutakursen var svak i forrigeperiode
- Verdensøkonomien er preget av sterk finansiell uro
- Prisenivået og inflasjonen i Norge er høy samtidig som kronen er svak
- Rentedifferansen er lav eller negativ

8.7 Modellen sammenlignet med virkeligheten

Vi ønsker i dette delkapittelet å sammenligne funnene vi oppsummerte i kapittel 8.6 med virkeligheten. I underkapittel 8.7.1 vil vi presentere sammenhengen mellom de ulike valutakursene og rentedifferansene, og utviklingen i de makroøkonomiske variablene grafisk. I tillegg har vi inkludert faktisk mengde valutalån, for å se om omfanget av valutalån henger sammen med våre resultater.

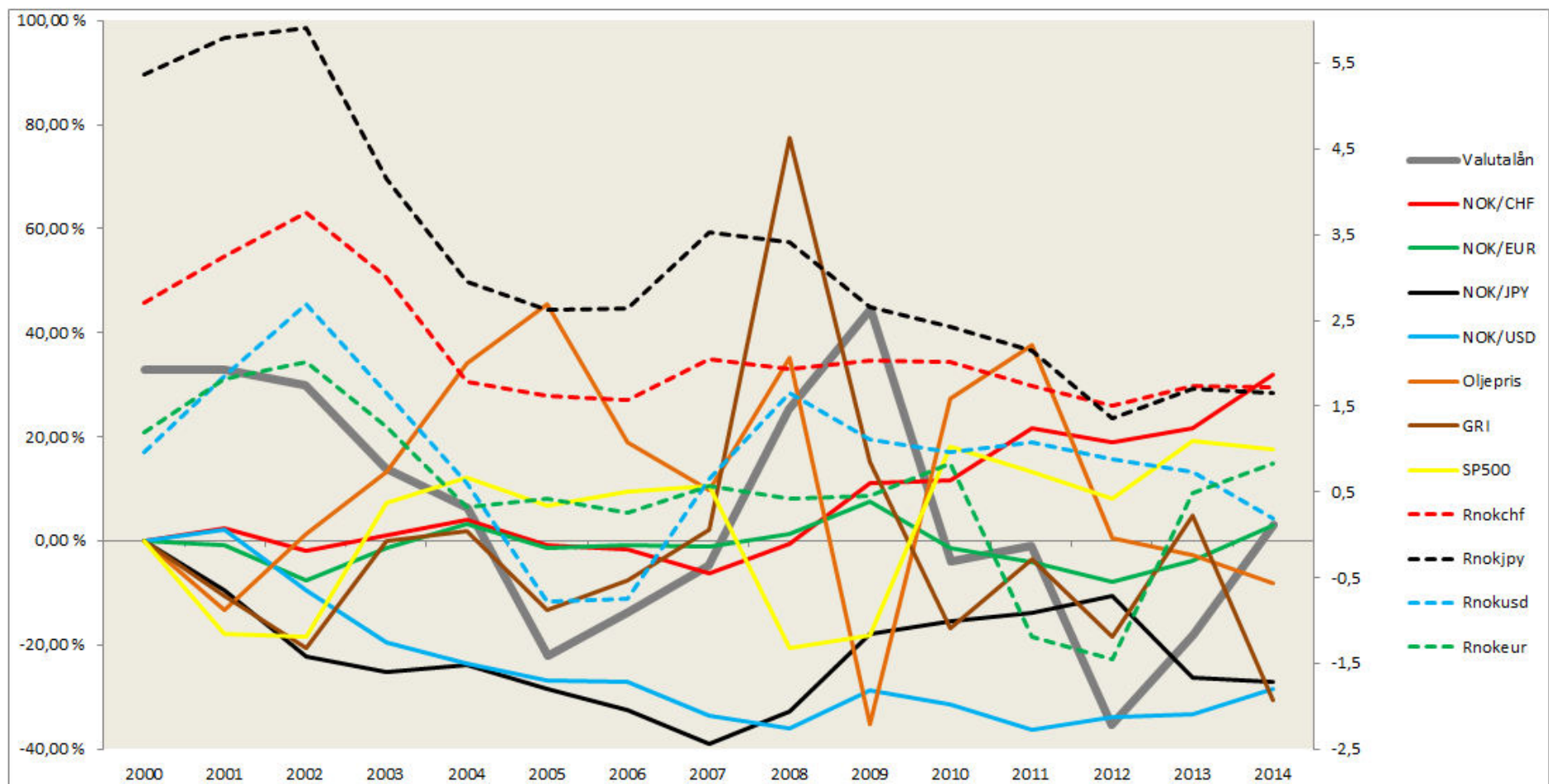
8.7.1 Grafisk vurdering av valutalån mot makroøkonomiske variabler

I dette delkapittelet vil vi presentere tre grafer som viser utviklingen mellom våre utvalgte makroøkonomiske variabler, valutakursene, og tilhørende rentedifferanser. Variabelen KPI-differanse er utelatt fra fremstillingen grunnet variabelens notering. I vårt datamaterialet er KPI satt lik 100 i 2010. Dette medfører at alle verdiene av KPI differansen er 0 i 2010. Hovedpoenget med en grafisk fremstilling er å se hvordan grafene endrer seg mot hverandre over tid. Når alle er lik i 2010, vil dette gi et feil bilde, og vi velger derfor å ikke inkludere variabelen. Videre er alle variablene transformert til årsgjennomsnitt, for å gjøre grafen mer leservennlig.

Alle valutakursene er på endringsform fra år 2000 til det gjeldene året, rentedifferansen er den faktiske renten, mens variablene S&P 500, oljepris, GRI og mengde valutalån er i endringsform fra år til år. Dette er utført da en endring i valutakursen fra året før, ikke er relevant når vi ser på perioder for flere år. Da kan grafen gi ukorrekte fremstillinger.

Rentedifferansen er målt mot tallverdien på den høyre aksene, mens de resterende variablene er oppgitt i prosent mot den venstre aksene.

Når variablene S&P 500, oljepris og GRI over 0%-aksene, betyr dette at det er en positiv endring fra året før. Selv om grafen går nedover, indikerer dette bare en lavere positiv endring enn året før.



Figur 26 Grafisk fremstilling makroøkonomiske variabler, valutakurs, rentedifferanser og omfang valutakurs (endringsform)

I figur 26 over, ser vi hvordan valutaene og våre utvalgte variabler har endret seg de siste 15 årene. Vi velger å dele perioden i mindre delperioder for å forklare utviklingen nærmere:

2000-2005: Mengde valutalån øker.

I starten av analyseperioden var endring i valutalån på et relativt høyt nivå, hvor omfanget økte med nesten 33% det første året, før endringen i valutalån sank jevnt fram til 2005, hvor det ble en negativ endring på 22%. Totalt for perioden økte mengde valutalån med 66%. Vi ser at denne perioden er preget av en negativ endring i S&P 500 i starten av perioden, før den blir positiv mot slutten av perioden. Disse endringene har ført til en nedgang på indeksen på over 25%. Oljeprisen opplevde et fall først i perioden, før den begynte å stige jevnt fra 2002 og utover. GRI viser en negativ endring i uro på verdensøkonomien for perioden. Vi ser at samtlige rentedifferanser er positive i perioden, med et toppnivå i 2002, før de gradvis begynner å gå ned. Vi ser av linjene for valutakursene (svart, blå, grønn og rød) at kronkursen er relativt sterk mot alle fire valutaer, da spesielt mot USD og JPY.

Vi ser at omfanget valutalån øker i takt med økt oljepris, redusert indeks på S&P 500 og en negativ endring av GRI. Valutalån økte med 66% i perioden, oljeprisen steg med nesten 100%, S&P-500 indeksen falt med 25% og GRI ble redusert med nesten 40%.

2005-2009: Mengde valutalån øker

Mengde valutalån økte kraftig i årene fra 2005 til 2009. Vi ser av grafen at de første årene gikk omfanget ned, men steg kraftig de to siste årene. Omfanget økte med 50% totalt sett i denne perioden. I 2005 da omfanget begynte å synke, ser vi at oljeprisen steg samme år. Vi ser også at endringen på S&P 500 var relativt høy fram til 2007 (finanskrisen). Også GRI endret seg negativt i 2005, før den økte kraftig inn i finanskrisen.

2009-2012: Mengde valutalån synker

Det mest interessante i figuren er kanskje omvendingen som skjer i 2009. Denne omvendingen henger sammen med finanskrisen. Vi ser at endringen i GRI fortsetter å øke etter det desidert høyeste nivået i 2008, oljeprisen stuper i 2009, S&P 500 er på sitt bunnivå, samtidig som mengde valutalån reduseres drastisk i 2009.

Denne perioden er en veldig spesiell periode. Vi ser at variablene oljepris, GRI og S&P 500 endrer fra en positiv til en negativ endring i 2008-2009. Det interessante er at mengde valutalån økes kraftig i 2009 fra året før, med en oppgang på nesten 50%. Dette skjer samtidig som at oljeprisen sank med nesten 40%. En tilsvarende reduksjon i valutalån skjer ikke før i 2012, da omfanget sank med nesten 40%. Vi kan ikke observere en trend i valutakursendringen. NOK/CHF deprimerte i denne perioden, mens de tre resterende appresierte.

2012-2014: Mengde valutalån synker.

I perioden etter 2009 falt mengde valutalån helt til 2014. I denne perioden ble det rapportert om mange valutalånkunder som hadde tapt store beløp under og etter finanskrisen. Rådgivere gikk ut og advarte om å bruke valutalån til finansiering av boligkjøp. Dette førte til en nedgang i mengde valutalån på 50 % fra 2009 til 2014.

Oppsummering:

Vi observerer at mengde valutalån mer enn fordoblet fra 2000 til 2009. Fra 2009 begynte advarslene mot valutalån å prege nyhetsbildet. Når valutalån først ble populært var det såpass store rentebesparelser, samtidig som at kronen var relativt sterk. Privatperson og bedrifter investerte da i valutalån, uten å tenke for mye på konsekvensene av en svekket krone. Media, rådgivere og statlige finansgrupper satte et kraftig fokus på å informere om konsekvensene av en deprimering for valutalånet. Flere ble kjent med risikoen i et valutalån, samtidig som rentenivået i Norge falt. Dette gjorde det mindre attraktivt med valutalån, og fra 2009 til 2014 reduserte omfanget av valutalån seg med 50%.

Totalt sett kan vi se at våre konklusjoner om når valutalån vil være lønnsomt i forhold til de makroøkonomiske variablene, i stor grad stemmer overens med mengde valutalån. Vi ser at sammenhengene holdt bedre i perioden før finanskrisen, dog med et tidsetterslep. Tidsetterslepet kan kanskje forklares av markedsadferd, hvor vi ser på valutalån som et "produkt", som dermed følger en produktlivssyklus. Det tar noe tid før produktet kommer i en modningsfase. Satt på en enklere måte; når noen først har gjort det bra med valutalån vil flere etter hvert hve seg med. Vi ser også at sammenhengene holder i større grad når markedet er preget av store endringer eller

sjokk, som i 2008. Da påvirker endringene i de makroøkonomiske variablene omfanget av valutalån nesten umiddelbart.

Vi vil videre se på sammenhengene individuelt for NOK/CHF og NOK/JPY da disse har vært de to mest populære valutaene nordmenn har valgt å plassere sitt valutalån i. Vi har også valgt å fargelegge såkalte lønnsomhetssoner, for når valutalån kan være lønnsomt og når det kan være mindre lønnsomt.

8.7.7.1 NOK/CHF

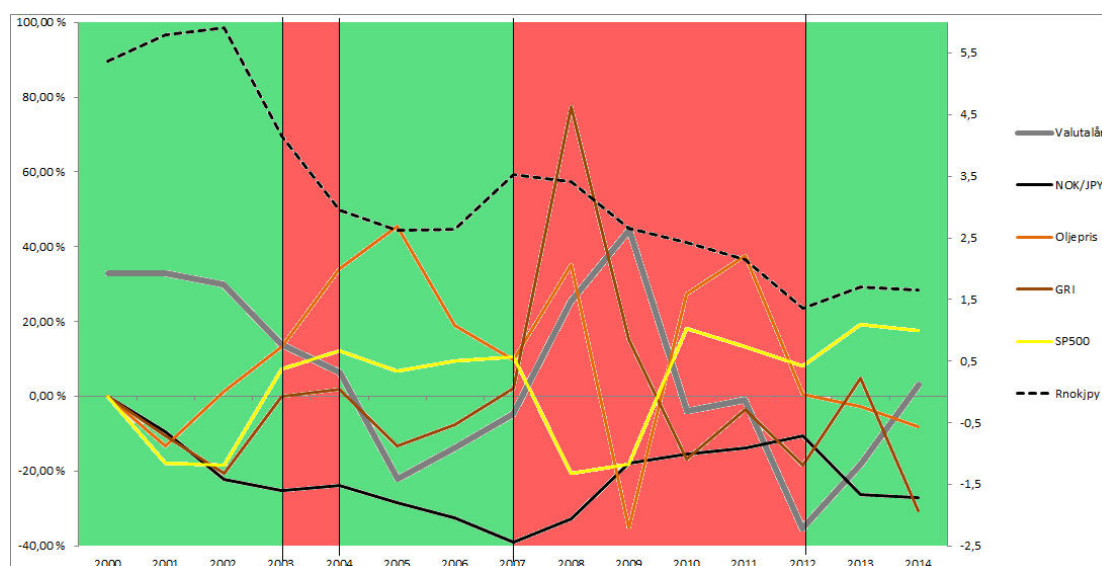
Nedenfor viser vi en graf for hvordan valutakursen NOK/CHF har endret seg i sammenheng med de makroøkonomiske variablene. I de grønne sonene er det meget attraktivt å investere i et valutalån. Valutakursen appresierte samtidig som rentedifferansen var positiv og man fikk da dobbelteffekten av et valutalån. I starten av de grønne feltene, har kronen endret seg fra å depresierte til å appresiere. Disse periodene kan være svært gunstige tidspunkt å investere i et valutalån. Selv om de røde feltene betyr at man ikke burde investere i valutalån, siden kronen opplever en svekkelse, vil ikke dette bety at det nødvendigvis ikke kan lønne seg. Valutakursen depresierte og man fikk en større lånesaldo enn ved låneopptak. Det er ikke gitt at valutaeffekten vil være større enn rente-effekten. Som vi ser av grafen, er rentedifferansen positiv i hele perioden.



Figur 27 Makroøkonomiske variabler og NOK/CHF

Sammenligner man valutakursen med oljeprisen, ser vi at disse muligens er korrelerte. I analysen fikk vi at en endring på 1% i oljeprisen, vil medføre en appresiering av valutakursen på 0,0545%. Dette kan vi også observere av grafen. Vi ser at oljeprisen gikk kraftig ned mens kursen gikk opp under finanskrisen, noe som kan forklare hvorfor vi i regresjonsanalysen opplevde flere ekstremobservasjoner i denne perioden. Vi ser videre at det rimelig ofte varierer mellom å være lønnsomt og mindre lønnsomt da graften viser syv ulike lønnsomhetssoner.

8.7.7.2 NOK/JPY



Figur 28 Makroøkonomiske variabler og NOK/JPY

Valutakursen NOK/JPY har appresiert i tre av de fem markerte periodene. Dersom man investerte i yen under disse periodene, ville dette ha gitt meravkastning. Vi observerer at rentedifferansen også har vært positiv mellom Norge og Japan for hele perioden. Vi kan videre observere i grafen hvordan mengde valutalån har endret seg i forhold til rentedifferansen. Etter 2002 kan vi observere at rentedifferansen til en viss grad er korrelert med mengde valutalån. Økes(reduseres) rentedifferansen, ser vi at mengde valutalån også øker(reduseres). Dette er en forventet observasjon. Utgangspunktet for å investere i et valutalån er ofte rentedifferansen. Er denne negativ, må investoren håpe på en sterk appresiering av kursen for å oppnå en

fortjeneste. Det er derfor valutalån med positiv rentedifferanse er mest populære, da man allerede har en fortjeneste på valutalånet, og man kan tåle en viss depresiering av kursen.

8.7 Talleksempel – når lønner det seg med valutalån?

Basert på lønnsomhetssonene i figur 27 og 28 ønsker vi nå å teste den faktiske lønnsomheten til et valutalån sammenlignet med et hjemlån, i de ulike lønnsomhetssonene. Vi vil først vise et eksempel for valutalån i CHF, hvor vi viser betydningen av timing. Deretter vil vi gi et eksempel i JPY, som viser betydningen av ”tvunget innfrielse”.

Valutakursene er basert på årsgjennomsnittet og rentesatsene er gjennomsnittet av de aktuelle månedene valutalånet holdes i. CHF er oppgitt pr. 1, mens JPY er oppgitt pr. 100. Vi ser bort fra alle andre eventuelle kostnader og avgifter, som for eksempel skatt og transaksjonskostnader.

Utgangspunktet for analysene er at vi investerer NOK 5.000.000 i et valutalån. Tidsperiodene er oppgitt i tabellen, hvor «CHF 00-01» betyr valutalån i Sveits fra 2000 til 2001.

8.7.1 Betydningen av timing for et valutalån i CHF

Tabell 24 viser utregningen for hver av lønnsomhetssonene gitt i figur 27. Vi er hovedsakelig interessert i å se eventuelle valutakursgevinster og/eller rentebesparelser, så vi trekker dem ut av tabell 24 og setter dem inn i tabell 25, hvor vi i tillegg regner ut total gevinst/tap ved valutalånet. Grønne felt indikerer gevinst, mens røde felt indikerer tap.

Tabell 24 Lån i CHF versus lån i NOK

År	Kurs	Lån(CHF)	Kurs	Lån(NOK)	Kursdiff	Valutalån		Hjemlån		Rentediff
						Rente	Kostnad	Rente	Kostnad	
CHF 00-01	5,2090	959 877	5,3308	5 116 913	-116 913	3,67 %	187 791	6,38 %	319 000	131 209
CHF 01-02	5,3308	937 946	5,1167	4 799 186	200 814	3,06 %	146 855	6,31 %	315 500	168 645
CHF 02-04	5,1167	977 192	5,4220	5 298 337	-298 337	2,09 %	221 470	5,47 %	820 500	325 530
CHF 04-06	5,4220	922 169	5,1177	4 719 384	280 616	1,74 %	164 235	3,45 %	540 000	180 765
CHF 04-07	5,4220	922 169	4,8810	4 501 107	498 893	2,13 %	287 621	3,89 %	720 000	295 879
CHF 04-09	5,4220	922 169	5,7813	5 331 335	-331 335	2,20 %	586 447	4,00 %	1 200 000	413 553
CHF 04-12	6,4220	778 574	7,3353	5 711 071	-711 071	1,74 %	794 981	3,59 %	1 615 500	641 019
CHF 07-09	4,8810	1 024 380	5,7813	5 922 250	-922 250	2,60%	307 957	4,60%	460 000	152 043
CHF 07-11	4,8810	1 024 380	6,3353	6 489 756	-1 489 756	1,83 %	475 050	3,84 %	960 000	292 950
CHF 11-12	6,3353	789 229	6,2013	4 894 243	105 757	0,83 %	40 622	2,57 %	128 500	87 878
CHF 12-14	6,2013	806 283	6,8782	5 545 773	-545 773	0,15 %	21 629	1,76 %	267 000	159 363

Tabell 25 Lønnsomhet ved lån i CHF versus lån i NOK

År	Kursgevinst	Rentebesparelse	Totalt:
CHF 00-01	-116 913	131 209	14 296
CHF 01-02	200 814	168 645	369 459
CHF 02-04	-298 337	325 530	27 193
CHF 04-06	280 616	180 765	461 381
CHF 04-07	498 893	295 879	794 773
CHF 04-09	-331 335	413 553	82 218
CHF 04-12	-711 071	641 019	-70 052
CHF 07-09	-922 250	152 043	-770 207
CHF 07-11	-1 489 756	292 950	-1 196 806
CHF 11-12	105 757	87 878	193 634
CHF 12-14	-545 773	159 363	-386 410

Anta at vi i starten av 2004 investerer NOK 5.000.000 i CHF. I 2004 appresierte NOK/CHF, slik at valutalånets totale verdi nå blir lavere enn ved opptakstidspunkt. Kursen appresierte helt fram til 2007 før den begynte å depresiere. Dersom vi da hadde valgt å innfri lånet i slutten av 2007, før depresieringen starten, ser vi at man har spart nesten 800.000 kroner på valutalånet. Lånebeløpets størrelse ble mindre, da kursen ved inngåelse var 5,4220 mens den ved innfrielse var 4,881 (se tabell 24). I tillegg var renten i Sveits 1,76% mindre enn tilsvarende rente i Norge. Ved opptak av valutalån hadde man da oppnådd både valutakursgevinst, og rentebesparelse på til sammen 794 773 kroner.

Dersom vi ikke går ut i 2007, men heller venter til 2009 sitter vi igjen med en total gevinst på ca. 80.000 kroner. Dette inkluderer en rentebesparelse på ca. 400.000, og et valutakurstap på ca. 320.000 kroner. Den totale gevinsten er nå 712.555 kroner *lavere* enn dersom vi hadde gått ut i 2007.

La oss videre anta at vi ikke innfrir lånet i 2009, men heller venter til 2012. Rentedifferansen har for hele perioden vært positiv, og man har oppnådd en rentebesparelse på hele 641 019 kroner. Men fra 2004 til 2012 har CHF totalt sett styrket seg i forhold til den norske kronen. Kursøkningen har da ført til et valutakurstap på -711 071 kroner. Totalt lånetap bli da på -70 052 kroner. Dette er 864.825 kroner *mindre* enn dersom man hadde gått ut i fem år tidligere. Vi ser her at timing av valutalån, når man velger å gå inn, og når man velger å innfri lånet, er avgjørende for lønnsomheten. Vi ser også at valutalånet kan endres fra å være lønnsomt til å bli ulønnsomt, og tilbake igjen, på veldig kort tid.

8.7.2 Betydningen av ”tvungen innfrielse” i JPY og CHF.

Basert på de ulike lønnsomhetssonene gitt i figur 28 har vi også for japanske yen regnet ut lønnsomheten til et valutalån på 5.000.000 kroner. Resultatene er oppstilt for hver enkelt lønnsomhetssone i tabell 26, også her har vi tatt ut valutakursgevinsten og rentebesparelsen i en egen tabell 27. I tillegg til lønnsomhetssonene er det også inkludert resultatene for 08-12 og 08.13 da vi skal bruke disse senere i eksempelet.

Tabell 26 Lån i JPY versus lån i NOK

År	Kurs	Lån(CHF)	Kurs	Lån(NOK)	Kursdiff	Valutalån		Hjemlån		Rentediff
						Rente	Kostnad	Rente	Kostnad	
JPY 00-03	8,1700	611 995	6,1200	3 745 410	1 254 590	0,66 %	74 159	6,35 %	952 500	878 341
JPY 03-04	6,1200	816 993	6,2300	5 089 869	-89 869	0,42 %	21 377	4,58 %	229 000	207 623
JPY 04-07	6,2300	802 568	4,9800	3 996 790	1 003 210	0,85 %	101 918	3,60 %	540 000	438 082
JPY 04-09	6,2300	802 568	6,7200	5 393 258	-393 258	0,96 %	258 876	4,00%	1 000000	741 124
JPY 07-12	4,9800	1 004 016	7,3100	7 339 357	-2 339 357	0,75 %	275 226	3,58 %	895 000	619 774
JPY 12-14	7,3100	683 995	5,9600	4 076 607	923 393	0,23 %	18 752	1,76%	176 000	157 248
JPY 08-12	5,4900	910 747	7,3100	6 657 559	-1 657 559	0,63 %	167 770	3,29 %	658 000	490 230
JPY 08-13	5,4900	910 747	6,0300	5 491 803	-491 803	0,55 %	151 025	2,95 %	737 500	586 475

Tabell 27 Lønnsomhet ved lån i JPY versus lån i NOK

År	Kursgevinst	Rentebesparelse	Totalt:
JPY 00-03	1 254 590	878 341	2 132 931
JPY 03-04	-89 869	207 623	117 753
JPY 04-07	1 003 210	438 082	1 441 292
JPY 04-09	-393 258	741 124	333 848
JPY 07-12	-2 339 357	619 774	-1 719 583
JPY 12-14	923 393	157 248	1 084 640
JPY 08-12	-1 657 559	490 230	-1 167 330
JPY 08-13	-491 803	586 475	94 672

Som vi ser av tabell 27, har det vært mulig å oppnå veldig lønnsomme gevinster dersom man hadde investert i yen i noen av periodene. Den største gevinsten var fra 2000 til 2003. Hovedgrunnen til dette var at valutakursen appresierte fra 8,17 til 6,12. På disse tre årene reduserte lånesaldoen seg fra NOK 5.000.000 til NOK 3.745.410. I motsatt tilfelle, depresierte kursen fra 2007 til 2012. Depresieringen førte til at lånesaldoen økte fra NOK 5.000.000 til NOK 7.339.357. I denne perioden tapte man NOK 1.719.583. Vi ser også her at valutalånets lønnsomhet kan endres drastisk på kort tid.

Ved opptak av valutalån stiller bankene en rekke krav til sikkerhet, både for at bankene selv ikke skal komme økonomisk dårlig ut, men også for å beskytte kundene mot alvorlige økonomiske tap. Ved opptak av valutalån for å finansiere et boligkjøp, stiller for eksempel Sparebank1 et krav til at maksimalt 60% av boligverdien kan belånes (se vedlegg for full oversikt over kravene). Dersom valutakursen depresierer etter inngåelse av valutalånet vil den totale lånesaldoen øke. Når lånesaldoen øker, går sikkerhetsgraden ned. Dette kan føre til press fra bankene om å stille med mer sikkerhet, eller en nedbetaling av lånet, slik at sikkerheten igjen er god nok. Dersom låntaker ikke kan stille med mer sikkerhet, vil han i noen tilfeller måtte innfri lånet, såkalt "tvungen innfrielse". Vi ønsker å belyse hvordan en slik tvungen innfrielse i mange tilfeller vil "redde" kunden fra å gå på et ennå større tap, men også hvordan denne tvungne innfrielsen forårsaker et større tap enn nødvendig.

Anta at vi går inn i CHF i 2007. I perioden 2007 til 2011 depresierte NOK mot CHF. Dersom vi da holder på lånet helt fram til 2011, vil dette medføre et tap på totalt NOK 1.196.806. Anta videre at banken allerede i 2009 hadde stilt høyere krav til sikkerhet.

Hvis vi da ikke hadde tilgjengelige midler, kunne vi blitt tvunget til å innfri lånet. Dersom vi innfrir lånet i 2009 medfører dette et tap på NOK 770.207. Da ville bankens sikkerhetskrav ha forhindret et ytteligere tap på NOK 426.599, og vært til fordel for oss som kunde. Denne ”tvungne innfrielsen” kan derimot slå ut begge veier.

Anta at vi går inn i JPY i 2008 etter å ha hørt hvor lønnsomt valutalån i yen har vært tidligere år. Vi ser av figur 28 at i årene etter 2008 opplever kronen en depresiering. Fra 2008 til 2012 har utviklingen gått så galt at vi står med et urealisert tap på 1.167.330 kroner. Rentedifferansen har vært positiv hele perioden og rentebesparelsen alene har vært på 490.230 kroner, men valutakursen har svekket seg slik at det totale lånebeløpet nå har økt til 6.657.559 kroner. Vi har ikke mulighet til å stille med ekstra sikkerhet og banken krever at vi innfrir lånet. Vi ender da opp med et *realisert* tap på 1.167.330 kroner. Dersom banken ikke hadde krevd at vi innfridde lånet, og vi kunne holdt på det til 2013, hadde situasjonen vært veldig annerledes. I 2013 styrket kronen seg noe igjen, og kursen steg til 6,0300 i motsetning til 7,3100 som den var i 2012. I 2013 er rentebesparelsene på 586 475 kroner, og valutakurstapet er redusert fra -1 657 559 til - 491 803 kroner. Totalt sett sitter vi nå med en urealisert gevinst på 94 672 kroner. Dersom vi velger å innfri lånet i 2013 i stedet for i 2012, vil vi da spare 1.262.002 kroner. Bankens krav om innfrielse av lånet i 2012 vill da ha påført oss et tap vi kunne unngått ved å holde på lånet et år til.

9. Konklusjon

Hovedproblemstillingen for oppgaven har vært å se valutalån i sammenheng med endringer i makroøkonomiske variabler. Vi ønsket å se om valutalånets lønnsomhet kunne beskrives ved hjelp av flere faktorer i tillegg til positiv renteforskjell og sterk kronekurs. Vi tok utgangspunkt i tidligere valutakursmodeller og rentemodeller for å finne hvilke variabler som kunne påvirke valutalånets utfall. I forkant av analysen gjorde vi noen antagelser om hvordan variablene kom til å påvirke valutakursen og rentenivået, og uttrykte disse gjennom hypoteser som ble utgangspunktet for den videre analysen.

En av forutsetningene for at valutalån skal kunne gi høyere avkastning enn tilsvarende lån i hjemland, er at teorien om UDRP ikke holder. En enkel regresjons med endring i valutakurs som avhengig variabel, og endring i rentedifferansen som uavhengig variabel, gjorde at vi kunne konkludere med at UDRP ikke holdt for noen av valutaene i analysen, verken før eller etter finanskrisen, eller gjennom hele tidsperioden.

Gjennom en forklaringsmodell og en prediksjonsmodell, kunne vi konkludere med at kronekursen styrkes når kronekursen perioden før var sterk, når rentedifferansen er positiv og når oljeprisen er høy. Økt avkastning på S&P 500 vil også styrke kronen med et tidsetterslep. Ved innføring av en kryssvaluta, så vi at når utlandsvalutaen svekket seg mot andre valutaer, var det en tendens til at den svekket seg mot norske kroner også. Vi så videre tendenser til at kronekursen svekkes når det er økt finansiell uro i verdensøkonomien, og når prisnivået i Norge er høyt, samtidig som kronekursen er svak. I tillegg så vi tendenser til at en positiv endring i rentedifferansen perioden før vil kunne føre til en svekkelse av kronen i påfølgende periode som følge av "overshooting" i markedet.

Endringer i rentedifferansen var vanskeligere å gjøre noen bestemte konklusjoner på, men vi så tendenser til at rentedifferansen økte med økt oljepris, økt prisnivå og økt avkastning på S&P 500. Videre så vi også tendenser til at positiv rentedifferanse forrige periode vil predikere enn positiv rentedifferanse også neste periode, men sammenhengen var ikke konsekvent. Vi fant også en sterk sammenheng mellom

rentedifferansen og endringer i valutakursen, men konkluderte med at effekten gikk fra renten til valutakursen og ikke omvendt.

Når vi satte resultatene fra valutakursmodellene og rentedifferansen sammen, kom vi fram til at valutalån kan være mer lønnsomt når; rentedifferansen er positiv, valutakursen var sterk i forrige periode, oljeprisen er høy, avkastningen på S&P 500 er høy, den utenlandske valutaen svekkes mot andre valutaer og når prisnivået og inflasjonen i Norge er høy, samtidig som kronen er sterk.

Videre fant vi at valutalån vil være mindre lønnsomt når: valutakursen var svak i forrige periode, når verdensøkonomien er preget av sterk finansiell uro, når prisnivået og inflasjonen i Norge er høy, samtidig som kronen er svak, og når rentedifferansen er lav eller negativ.

Vi har avslutningsvis i oppgaven vist betydningen av timing, og bankenes rolle for valutalånets lønnsomhet. Dette har vi gjort gjennom et talleksempel som viste at konsekvensen av å holde et valutalån i CHF et år ekstra førte til en reduksjon av den økonomiske gevinsten på 712.555 kroner. Samt et talleksempel som viste hvordan bankenes krav til sikkerhet kan føre til både positive og negative utfall for valutalåntaker. Vi så også hvordan valutalånets lønnsomhet kan variere drastisk på veldig korte tidsperioder. Dette betyr at selv om dagens økonomiske situasjon, med et lavt rentenivå og en svak krone, ikke nødvendigvis betyr at de som ennå sitter med et valutalån vil ende opp med store realiserte tap. Historien viser at situasjonen fort kan endre seg.

10. Veien videre

Etter hvert som vi har arbeidet med oppgaven og undersøkelsene har vi kommet over flere interessante fenomener som kan motivere til videre forskning. Først og fremst ville det vært interessant og studere nærmere hvordan utviklingen har endret seg etter finanskrisen i forhold til før finanskrisen. Vil kronkursen påvirkes på en annen måte nå av de makroøkonomiske variablene enn før finanskrisen? Dette er spesielt interessant siden avkastningen på aksjemarkedet i USA fikk veldig varierende resultater i analysen vår. Dette tyder på at en endring er skjedd de siste årene.

Videre ville det vært interessant å studere implikasjonene av oljeprisfallet i 2014 på den norske kronkursen. Vi har sett at oljeprisfallet har ført til en betydelig svekkelse av kronkursen. Kronkursvekkelsen har videre ført til store ringvirkninger på den norske økonomien, spesielt i næringer som driver med import og eksport. Handlingsregelen skal hindre at den norske økonomien i stor grad blir påvirket av endringer i petroleumssektoren, men den svake kronkursen kan tyde på at dette ikke stemmer. En mer omfattende undersøkelse av sammenhengen mellom kronkursen og oljeprisen for siste halvdel av 2014 og starten av 2015 ville da vært veldig interessant.

Referanseliste

- Akram, F., & Winje, P. (2008). *Oppgang i oljeprisen - fundamentale og finansielle faktorer* Norges Bank Norge Bank Norges Bank.
- Akram, Q. F. (2000). *PPP despite real shocks: An empirical analysis of the Norwegian real exchange rate*: Department of Economics, University of Oxford.
- Akram, Q. F. (2006). PPP in the medium run: The case of Norway. *Journal of Macroeconomics*, 28(4), 700-719.
- Andresen, K., & Berg, M. (2010). Valutakursmodell for den norske kronen: empirisk modellering av NOK/EUR-kursen basert på fundamentalfaktorer.
- Ballovare, A. (1994). Porteføljeteori og styring av valutalån. Bodø: A. Ballovare.
- Bank, N. (2015). Statsobligasjoner månedsgjennomsnitt. Retrieved 03.03.2015, from Norges Bank <http://www.norges-bank.no/Statistikk/Rentestatistikk/Statsobligasjoner-Rente-Manedsgjennomsnitt-av-daglige-noteringer/>
- Befring, E. (2002). *Forskningsmetode, etikk og statistikk*. Oslo: Samlaget.
- Bernhardsen, T., & Bårdsen, G. (2004). Sammenhengen mellom styringsrenten og makroøkonomiske variable: Noen enkle likninger for Norge *Norges Bank, Staff Memo No. 2*.
- Bernhardsen, T., & Røisland, Ø. (2000). Hvilke faktorer påvirker kronekursen. *Penger og Kreditt*, 3, 187-194.
- Bilson, J. F. O. (1981). The 'Speculative Efficiency' Hypothesis. *Journal of Business*, 54(3), 435-451.
- Biørn, E. (2008). *Økonometriske emner: en videreføring*. [Oslo]: Unipub.
- Biørn, E. (2009). *Økonometriske emner*. [Oslo]: Unipub.
- Brooks, C. (2008). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Brousseau, V., & Scacciavillani, F. (1999). A global hazard index for the world foreign exchange markets.
- Buckley, A. (1998). *International investment: value creation and appraisal : a real options approach*. [Copenhagen]: Handelshøjskolens Forlag.
- Burnside, C., Eichenbaum, M., & Rebelo, S. (2007). The returns to currency speculation in emerging markets. *American Economic Review*, 97(1), 333-338.
- Chaboud, A. P., & Wright, J. H. (2005). Uncovered interest parity: it works, but not for long. *Journal of International Economics*, 66(2), 349-362.
- Chinn, M. D., & Meredith, G. (2002). *Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons during the Post-Bretton Wood Era*. Working Paper 02/14. University of California.
- Committeri, M., Rossi, S., & Santrorelli, A. (1993). Tests of covered interest parity on the Euromarket with high-quality data. *Applied Financial Economics*, 3(1), 89-93.
- DN. (2002). Mange satser på valutalån. Retrieved 28.11.2014, 2014, from <http://www.dn.no/nyheter/article237745.ece>

- DN. (2014a). Svekket krone gir lånesmell. Retrieved 28.11.2014, 2014, from <http://www.dn.no/nyheter/finans/2014/11/23/2056/Valuta/svekket-krone-gir-lnesmell>
- DN. (2014b). Yen får svekket status som trygg havn. <http://www.dn.no/nyheter/2014/03/28/Valuta/yen-fr-svekket-status-som-trygg-havn>
- Dyrnes, L. H. (2006). Makroøkonomiske faktorer og det norske aksjemarkedet.
- E24. (2009). Blodrødt i skiløypa for Madshus. Retrieved 28.22.2014, 2014, from <http://e24.no/naeringsliv/blodroedt-i-skiloeypa-for-madshus/2928878>
- E24. (2014). Skulle "redde sønnens økonomi"- tapte 900.000 på valutalån. Retrieved 28.11.2014, 2014, from <http://e24.no/privat/rettigheter/skulle-redde-soennens-oekonomi-tapte-900-000-paa-valutalaan/22975779>
- E24. (2015). DNB stander valutalån til bolig: - Blir bare et spekulasjonsprodukt <http://e24.no/privat/dnb-stanser-valutalaan-til-bolig-blir-bare-et-spekulasjonsprodukt/23376994>
- e-conomic. (2014). Likviditet - Hva er likviditet? Retrieved 03.12.2014, 2014, from <https://http://www.e-conomic.no/regnskapsprogram/ordliste/likviditet>
- EIA. Retrieved 24.02.2015 from U.S. Energy Information Administration <http://www.eia.gov/cfapps/ipdbproject/iedindex3.cfm?tid=5&pid=53&aid=1&cid=ww,&syid=2000&eyid=2014&unit=TBPD>
- Engel, C. (1996). The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent Evidence. *Journal of Empirical Finance*, 3(2), 123-192.
- Eurostat. (2009). Extra-EU27 trade, by main partners, total product from Eurostat <http://ec.europa.eu/eurostat/tgm/refreshTableAction.do?tab=table&plugin=1&pcode=tet00040&language=en>
- Fama, E. F. (1984). Forward and spot exchange rates. *Journal of Monetary Economics*, 14(3), 319-338.
- Fjelland, H. M. (2014). Hva påvirker norske renteendringer?
- Flatner, A. (2009). Norske kroner ingen trygg havn. *Aktuell kommentar nr. 3-Norges Bank*.
- Flood, R. P., & Rose, A. K. (2002). Uncovered Interest Parity in Crisis. *IMF Staff Papers*, 49(2).
- Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1995). A survey of empirical research on nominal exchange rates: University of California at Berkeley.
- Froot, K. A., & Thaler, R. H. (1990). Anomalies: Foreign Exchange. *The Journal of Economic Perspectives*, 4(3), 179-192.
- Handelsbanken. (2011). Futures og terminer. Retrieved 03.12.2014, 2014, from [http://www.handelsbanken.dk/shb/inet/icentda.nsf/vlookuppics/handelsbankendk_infoblad_futures_terminer_okt07/\\$file/infoblad_futures_terminer_okt07.pdf](http://www.handelsbanken.dk/shb/inet/icentda.nsf/vlookuppics/handelsbankendk_infoblad_futures_terminer_okt07/$file/infoblad_futures_terminer_okt07.pdf)
- Hansen, L. P., & Hodrick, R. J. (1980). Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis. *Journal of Political Economy*, 88(5), 829-853.
- Holmbukt, S.-B., & Eriksen, S. G. H. (2009). Valutakursprognoser og håndtering av valutarisiko.

- Huisman, R., Koedijk, K., Kool, C., & Nissen, F. (1998). Extreme support for uncovered interest parity. *Journal of International Money and Finance*, 17, 211-228.
- Hveem, D. J. (2013). *Personlig økonomi 2013/2014*. [Oslo]: Cappelen Damm akademisk.
- Håland, J. (2003). Holder udekket renteparitet? En empirisk undersøkelse av udekket renteparitet med utgangspunkt i norske kroner. In S.-o. n. AS (Ed.). Bergen.
- Investing.com. (2015). Government Bonds. Retrieved 03.03.2015
<http://www.investing.com/rates-bonds/>
- Kleppe, H. (2015). Nytt rentesjokk - Sveitserfranc løper løpsk.
<http://www.hegnar.no/bors/artikkel532683.ece>
- Kloster, A., Lokshall, R., & Røisland, Ø. (2003). Hvor mye av bevegelsene i kronekursen kan forklares av rentedifferansen? , *Norges Banks Skriftserie nr 31, Norsk økonomisk tidsskrift* (2), 95-108.
- Korsvold, P. E. (2000). *Valutastyring*. Oslo: Cappelen akademisk forl.
- Langli, J. C. (1991). *Terminkursen på valuta som en forventningsrettet estimator på spotkurs*. Norges Handelshøyskole.
- Levi, M. D. (1990). *International finance: the markets and financial management of multinational business*. New York: McGraw-Hill.
- Levich, R. M. (2001). *International financial markets: prices and policies*. Boston, Mass.: McGraw-Hill/Irwin.
- Meese, R. A., & Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate model of the seventies: Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, 14(1-2), 3-24.
- Meredith, G., & Ma, Y. (2002). *The Forward Premium Puzzle Revisited* IMF Working Papers 02/28.
- Mishkin, F. S., Matthews, K., & Giuliadori, M. (2013). *The economics of money, banking and financial markets*. Harlow: Pearson.
- Naug, B. E. (2003). *Kapittel 7 - Faktorer bak utviklingen i kronekursen - en empirisk analyse*. Norges Banks skriftserie.
- Nettavisen. (2009). Tjener rått på valutaspekulasjon. Retrieved 28.11.2014, 2014, from <http://www.nettavisen.no/na24/tjener-ratt-pa-valutaspekulasjon/2579402.html>
- Norges Bank. (2004). Norske finansmarkeder - pengepolitikk og finansiell stabilitet. *Norges Bank skriftserie*, 34, Kapittel 7.
- Norges Bank. (2006). Pengepolitikk. Retrieved 26.04.2015, 2015, from <http://www.norges-bank.no/Om-Norges-Bank/Mandat-og-oppgaver/Pengepolitikken-i-Noreg/>
- Norges Bank. (2008). Pressemelding 17. desember 2008. Retrieved 03.12.2014, 2014, from. <http://www.norges-bank.no/Publisert/Pressemeldinger/2008/Pressemelding-17-desember-2008/>
- Norges Bank. (2009). Pressemelding 28. oktober 2009. Retrieved 03.12.2014, 2014, from <http://www.norges-bank.no/Publisert/Pressemeldinger/2009/Pressemelding-28-oktober-2009/Vedlegg-til-pressemelding-28102009/>.

- Norges Bank. (2012). Pressemelding 14. mars 2012. Retrieved 03.12.2014, 2014, from <http://www.norges-bank.no/Publisert/Pressemeldinger/2012/Pressemelding-14-mars-2012/>
- Norges Bank. (2014a). Endringer i styringsrenten. Retrieved 28.11.2014, 2014, from <http://www.norges-bank.no/pengepolitikk/Styringsrenten/Styringsrenten-Oversikt-over-rentemoter-og-endringer-i-styringsrenten-/>
- Norges Bank. (2014b). Valutakurser. Retrieved 28.11.2014, 2014, from <http://www.norges-bank.no/statistikk/valutakurser/>
- Næs, R., Skjeltnor, J., & Ødegaard, B. A. (2007). Hvilke faktorer driver kursutviklingen på Oslo Børs. *Hentet Mars*, 3, 2013.
- OECD. (2009). Import origins of Switzerland (2009). Observatory of economic complexity, from Observatory of Economic complexity https://atlas.media.mit.edu/en/explore/tree_map/hs/import/che/show/all/2009/
- OECD. (2015). Consumer price index. Retrieved 03.03.2015, from OECD Library <http://stats.oecd.org/index.aspx?r=778009>
- Oljeskattekontoret. (2013). *Petroleumssektoren og petroleumsskatten i tall og trender* Oljeskattekontoret
- Oslo Børs. (2015). Om Oslo Børs. Retrieved 02.05.2015, 2015, from <http://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Om-Oslo-Boers>
- Regjeringen. (1999). NOU 199:12. Retrieved 26.11.2014, 2014, from <http://www.regjeringen.no/nb/dep/asd/dok/nouer/1999/nou-1999-12/8.html?id=352828>
- Regjeringen. (2014a). Markedsverdi Statens pensjonsfond utland (SPU) Retrieved 24.02.2015, 2014, from <https://http://www.regjeringen.no/nb/tema/okonomi-og-budsjett/statens-pensjonsfond/statens-pensjonsfond-utland-spu1/markedsverdi/id696852/>
- Regjeringen. (2014b). Norsk oljehistorie på 5 minutter. <https://http://www.regjeringen.no/nb/tema/energi/olje-og-gass/norsk-oljehistorie-pa-5-minutter/id440538/>
- Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power. *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647-688.
- Schmidt, S. J. (2005). *Econometrics*. Boston: McGraw-Hill Irwin.
- Scrase, P. M. (2008). Empirisk valutakursmodellering: en økonometrisk modell for NOK/EUR-kursen under fleksibel inflasjonsstyring.
- Sercu, P., & Uppal, R. (1995). *International financial markets and the firm*. Cincinnati, Ohio: South-Western College Pub. Co.
- SpareBank1. (2014). Valutalån. *SpareBank 1*. 2014, from <https://http://www.sparebank1.no/sr-bank/lan/ovrige-lan/valutalan/>
- SSB. (2013). Statens Petroleumsinntekter Retrieved 25.02.2015, from <http://www.ssb.no/offentlig-sektor/statens-petroleumsinntekter>
- SSB. (2014a). *Dette er Norge 2014 - Hva tallene forteller* Statistisk Sentralbyrå.
- SSB. (2014b). Kredittvurderingen K2. Retrieved 28.11.14, 2014, from <http://www.ssb.no/statistikbanken>
- SSB. (2015a). Boligprisindeksen, 1.kvartal 2015. Retrieved 03.05.2015, 2015, from Statistisk sentralbyrå

- SSB. (2015b). Olje- og gassvirksomhet, internasjonale markedsførhold. from Statistisk sentralbyrå
<https://http://www.ssb.no/statistikkbanken/selectvarval/Define.asp?subjectcode=&ProductId=&MainTable=PrisBrentBlend&nvl=&PLanguage=0&nyTmpVar=true&CMSSubjectArea=energi-og-industri&KortNavnWeb=ogintma&StatVariant=&checked=true>
- Steigum, E. (2004). *Moderne makroøkonomi*. Oslo: Gyldendal akademisk.
- Store norske leksikon. (2014). Spekulasjon - økonomi. Retrieved 03.12.2014, 2014, from <https://snl.no/spekulasjon%2F%C3%B8konomi>
- Synnestvedt, T. (2009). *Makroøkonomi i korte trekk*. [Oslo]: Zigma forl.
- Taylor, M. P. (1987). Covered Interest Parity: A High-Frequency, High-Quality Data Study. *Economica*, 54(216), 429-438.
- Taylor, M. P. (1989). Covered Interest Arbitrage and Marked Tubulence. *The Economic Journal*, 99(396), 376-391.
- Utenriksdepartementet. (2015). Økonomi USA. Retrieved 01.05.2015, 2015, from <http://www.landsider.no/land/usa/fakta/okonomi/>
- Wisth, T. E. (1990). Valutalån : Lønnsomhet og risiko i dagens rentemarked. Bodø.
- Aamodt, E. (2009). *Valutakursmodellering av den norske kronen - en undersøkelse av informasjonsinnholdet i NOK/SEK-kursen*. (Masteroppgave), Norges handelshøyskole.
- Aas, F., Bardo, H., & Helø, M. H. (2003). Valutalån og kronekursen : hvorfor holder ikke udekket renteparitet? : kan kronekursen predikeres? Bodø: Forfatterne.

Vedlegg

VEDLEGG 1: Stasjonæritetstest

Oljepris:

Null Hypothesis: OLJEPRIS has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.985373	0.2931
Test critical values:		
1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(OLJEPRIS)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:34
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OLJEPRIS(-1)	-0.022210	0.011187	-1.985373	0.0487
D(OLJEPRIS(-1))	0.470289	0.068852	6.830423	0.0000
C	1.551381	0.843931	1.838279	0.0677
R-squared	0.219555	Mean dependent var		0.190435
Adjusted R-squared	0.210636	S.D. dependent var		5.633512
S.E. of regression	5.005159	Akaike info criterion		6.075526
Sum squared resid	4384.032	Schwarz criterion		6.129151
Log likelihood	-537.7218	Hannan-Quinn criter.		6.097272
F-statistic	24.61560	Durbin-Watson stat		1.952912
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: OLJEPRIS has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.879961	0.1716
Test critical values:		
1% level	-4.010440	
5% level	-3.435269	
10% level	-3.141649	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(OLJEPRIS)
 Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 08:35
Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OLJEPRIS(-1)	-0.074203	0.025765	-2.879961	0.0045
D(OLJEPRIS(-1))	0.507597	0.070098	7.241280	0.0000
C	1.652401	0.835691	1.977288	0.0496
@TREND("2000M01")	0.037629	0.016841	2.234338	0.0267
R-squared	0.241323	Mean dependent var		0.190435
Adjusted R-squared	0.228242	S.D. dependent var		5.633512
S.E. of regression	4.949026	Akaike info criterion		6.058474
Sum squared resid	4261.757	Schwarz criterion		6.129975
Log likelihood	-535.2042	Hannan-Quinn criter.		6.087470
F-statistic	18.44886	Durbin-Watson stat		1.985024
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: OLJEPRIS has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.757078	0.3872
Test critical values:		
1% level	-2.578018	
5% level	-1.942624	
10% level	-1.615515	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(OLJEPRIS)
Method: Least Squares
Date: 05/12/15 Time: 08:35
Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OLJEPRIS(-1)	-0.003796	0.005014	-0.757078	0.4500
D(OLJEPRIS(-1))	0.467039	0.069293	6.740055	0.0000
R-squared	0.204485	Mean dependent var		0.190435
Adjusted R-squared	0.199965	S.D. dependent var		5.633512
S.E. of regression	5.038876	Akaike info criterion		6.083416
Sum squared resid	4468.688	Schwarz criterion		6.119166
Log likelihood	-539.4240	Hannan-Quinn criter.		6.097913
Durbin-Watson stat	1.944188			

Null Hypothesis: D(OLJEPRIS) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
--	-------------	--------

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.752482	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.467205	
	5% level	-2.877636	
	10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(OLJEPRIS,2)

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 08:35

Sample (adjusted): 2000M03 2014M12

Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(OLJEPRIS(-1))	-0.537371	0.069316	-7.752482	0.0000
C	0.051075	0.378851	0.134816	0.8929
R-squared	0.254556	Mean dependent var		-0.110801
Adjusted R-squared	0.250321	S.D. dependent var		5.828805
S.E. of regression	5.046814	Akaike info criterion		6.086564
Sum squared resid	4482.778	Schwarz criterion		6.122314
Log likelihood	-539.7042	Hannan-Quinn criter.		6.101061
F-statistic	60.10098	Durbin-Watson stat		1.936836
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(OLJEPRIS) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.780064	0.0000
Test critical values:		
	1% level	-4.010440
	5% level	-3.435269
	10% level	-3.141649

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(OLJEPRIS,2)

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 08:35

Sample (adjusted): 2000M03 2014M12

Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(OLJEPRIS(-1))	-0.540551	0.069479	-7.780064	0.0000
C	0.610971	0.768943	0.794559	0.4279
@TREND("2000M01")	-0.006176	0.007379	-0.836971	0.4038
R-squared	0.257528	Mean dependent var		-0.110801
Adjusted R-squared	0.249043	S.D. dependent var		5.828805
S.E. of regression	5.051113	Akaike info criterion		6.093805
Sum squared resid	4464.905	Schwarz criterion		6.147430
Log likelihood	-539.3486	Hannan-Quinn criter.		6.115551

F-statistic	30.34962	Durbin-Watson stat	1.938497
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: D(OLJEPRIS) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.778446	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.578018	
5% level	-1.942624	
10% level	-1.615515	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(OLJEPRIS,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:35
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(OLJEPRIS(-1))	-0.536856	0.069018	-7.778446	0.0000
R-squared	0.254479	Mean dependent var		-0.110801
Adjusted R-squared	0.254479	S.D. dependent var		5.828805
S.E. of regression	5.032797	Akaike info criterion		6.075431
Sum squared resid	4483.241	Schwarz criterion		6.093306
Log likelihood	-539.7134	Hannan-Quinn criter.		6.082680
Durbin-Watson stat	1.937617			

GRI:

Null Hypothesis: GRI has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.240893	0.0193
Test critical values:		
1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GRI)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:36
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GRI(-1)	-0.091012	0.028082	-3.240893	0.0014
D(GRI(-1))	0.233574	0.073581	3.174376	0.0018
C	1.182786	0.384264	3.078056	0.0024
R-squared	0.089857	Mean dependent var		-0.018465
Adjusted R-squared	0.079456	S.D. dependent var		1.473486
S.E. of regression	1.413736	Akaike info criterion		3.547059
Sum squared resid	349.7638	Schwarz criterion		3.600685
Log likelihood	-312.6883	Hannan-Quinn criter.		3.568806
F-statistic	8.638762	Durbin-Watson stat		1.978839
Prob(F-statistic)	0.000264			

Null Hypothesis: GRI has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.242715	0.0796
Test critical values:		
1% level	-4.010440	
5% level	-3.435269	
10% level	-3.141649	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GRI)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:36
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GRI(-1)	-0.091406	0.028188	-3.242715	0.0014
D(GRI(-1))	0.233799	0.073778	3.168946	0.0018
C	1.133076	0.420968	2.691597	0.0078
@TREND("2000M01")	0.000607	0.002070	0.293023	0.7699
R-squared	0.090306	Mean dependent var		-0.018465
Adjusted R-squared	0.074622	S.D. dependent var		1.473486
S.E. of regression	1.417443	Akaike info criterion		3.557802
Sum squared resid	349.5913	Schwarz criterion		3.629303
Log likelihood	-312.6444	Hannan-Quinn criter.		3.586798
F-statistic	5.757712	Durbin-Watson stat		1.979466
Prob(F-statistic)	0.000889			

Null Hypothesis: GRI has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.999499	0.2841
Test critical values:		
1% level	-2.578018	
5% level	-1.942624	
10% level	-1.615515	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GRI)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:37
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GRI(-1)	-0.007925	0.007929	-0.999499	0.3189
D(GRI(-1))	0.191017	0.073990	2.581656	0.0106
R-squared	0.040582	Mean dependent var		-0.018465
Adjusted R-squared	0.035131	S.D. dependent var		1.473486
S.E. of regression	1.447372	Akaike info criterion		3.588548
Sum squared resid	368.6999	Schwarz criterion		3.624299
Log likelihood	-317.3808	Hannan-Quinn criter.		3.603046
Durbin-Watson stat	1.961150			

Null Hypothesis: D(GRI) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.95140	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GRI,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:37
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GRI(-1))	-0.812023	0.074148	-10.95140	0.0000

C	-0.014275	0.108800	-0.131200	0.8958
R-squared	0.405271	Mean dependent var		0.003826
Adjusted R-squared	0.401892	S.D. dependent var		1.876714
S.E. of regression	1.451403	Akaike info criterion		3.594111
Sum squared resid	370.7564	Schwarz criterion		3.629861
Log likelihood	-317.8758	Hannan-Quinn criter.		3.608608
F-statistic	119.9332	Durbin-Watson stat		1.960532
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(GRI) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.92063	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.010440	
5% level	-3.435269	
10% level	-3.141649	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(GRI,2)
Method: Least Squares
Date: 05/12/15 Time: 08:37
Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GRI(-1))	-0.812010	0.074356	-10.92063	0.0000
C	-0.040189	0.220955	-0.181890	0.8559
@TREND("2000M01")	0.000286	0.002123	0.134876	0.8929
R-squared	0.405333	Mean dependent var		0.003826
Adjusted R-squared	0.398537	S.D. dependent var		1.876714
S.E. of regression	1.455468	Akaike info criterion		3.605243
Sum squared resid	370.7179	Schwarz criterion		3.658868
Log likelihood	-317.8666	Hannan-Quinn criter.		3.626989
F-statistic	59.64118	Durbin-Watson stat		1.960761
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(GRI) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.98120	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.578018	
5% level	-1.942624	
10% level	-1.615515	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(GRI,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:37
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GRI(-1))	-0.811875	0.073933	-10.98120	0.0000
R-squared	0.405213	Mean dependent var		0.003826
Adjusted R-squared	0.405213	S.D. dependent var		1.876714
S.E. of regression	1.447368	Akaike info criterion		3.582972
Sum squared resid	370.7927	Schwarz criterion		3.600848
Log likelihood	-317.8846	Hannan-Quinn criter.		3.590221
Durbin-Watson stat	1.960610			

S&P 500:

Null Hypothesis: S_P500 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.269784	0.9761
Test critical values:		
1% level	-3.466994	
5% level	-2.877544	
10% level	-2.575381	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(S_P500)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:38
 Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
 Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

S_P500(-1)	0.003840	0.014234	0.269784	0.7876
C	-1.767870	18.55358	-0.095285	0.9242
R-squared	0.000411	Mean dependent var		3.130223
Adjusted R-squared	-0.005236	S.D. dependent var		51.00578
S.E. of regression	51.13915	Akaike info criterion		10.71809
Sum squared resid	462892.6	Schwarz criterion		10.75370
Log likelihood	-957.2689	Hannan-Quinn criter.		10.73253
F-statistic	0.072784	Durbin-Watson stat		1.780861
Prob(F-statistic)	0.787640			

Null Hypothesis: S_P500 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.233707	0.8999
Test critical values:		
1% level	-4.010143	
5% level	-3.435125	
10% level	-3.141565	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(S_P500)
Method: Least Squares
Date: 05/12/15 Time: 08:39
Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
S_P500(-1)	-0.020077	0.016274	-1.233707	0.2190
C	6.995956	18.44627	0.379261	0.7050
@TREND("2000M01")	0.241585	0.084573	2.856528	0.0048
R-squared	0.044701	Mean dependent var		3.130223
Adjusted R-squared	0.033845	S.D. dependent var		51.00578
S.E. of regression	50.13520	Akaike info criterion		10.68394
Sum squared resid	442382.8	Schwarz criterion		10.73736
Log likelihood	-953.2128	Hannan-Quinn criter.		10.70560
F-statistic	4.117739	Durbin-Watson stat		1.819295
Prob(F-statistic)	0.017876			

Null Hypothesis: S_P500 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.859341	0.8946
Test critical values:		
1% level	-2.577945	
5% level	-1.942614	
10% level	-1.615522	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(S_P500)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:39
 Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
 Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
S_P500(-1)	0.002513	0.002924	0.859341	0.3913
R-squared	0.000360	Mean dependent var		3.130223
Adjusted R-squared	0.000360	S.D. dependent var		51.00578
S.E. of regression	50.99661	Akaike info criterion		10.70697
Sum squared resid	462916.4	Schwarz criterion		10.72477
Log likelihood	-957.2735	Hannan-Quinn criter.		10.71419
Durbin-Watson stat	1.778401			

Null Hypothesis: D(S_P500) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.90196	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(S_P500,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:39
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(S_P500(-1))	-0.889391	0.074726	-11.90196	0.0000
C	3.053577	3.818381	0.799705	0.4250
R-squared	0.445943	Mean dependent var		0.210674
Adjusted R-squared	0.442795	S.D. dependent var		68.11304
S.E. of regression	50.84379	Akaike info criterion		10.70657
Sum squared resid	454976.0	Schwarz criterion		10.74232
Log likelihood	-950.8843	Hannan-Quinn criter.		10.72106
F-statistic	141.6567	Durbin-Watson stat		1.998380
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(S_P500) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.23887	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.010440	
5% level	-3.435269	
10% level	-3.141649	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(S_P500,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:39
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(S_P500(-1))	-0.922096	0.075342	-12.23887	0.0000
C	-11.92275	7.708580	-1.546686	0.1237
@TREND("2000M01")	0.166639	0.074777	2.228495	0.0271
R-squared	0.461232	Mean dependent var		0.210674
Adjusted R-squared	0.455075	S.D. dependent var		68.11304
S.E. of regression	50.28041	Akaike info criterion		10.68982
Sum squared resid	442420.9	Schwarz criterion		10.74344
Log likelihood	-948.3938	Hannan-Quinn criter.		10.71156
F-statistic	74.90758	Durbin-Watson stat		1.991406
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(S_P500) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.88731	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.578018	
5% level	-1.942624	
10% level	-1.615515	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(S_P500,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:39
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(S_P500(-1))	-0.885653	0.074504	-11.88731	0.0000
R-squared	0.443930	Mean dependent var		0.210674
Adjusted R-squared	0.443930	S.D. dependent var		68.11304
S.E. of regression	50.79199	Akaike info criterion		10.69896

Sum squared resid	456629.2	Schwarz criterion	10.71683
Log likelihood	-951.2071	Hannan-Quinn criter.	10.70621
Durbin-Watson stat	1.998442		

Rentediff NOK/CHF:

Null Hypothesis: RENTEDIFF has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.744504	0.4072
Test critical values:		
1% level	-3.466994	
5% level	-2.877544	
10% level	-2.575381	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RENTEDIFF)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:42
 Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
 Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RENTEDIFF(-1)	-0.034242	0.019628	-1.744504	0.0828
C	0.065538	0.044768	1.463942	0.1450

R-squared	0.016903	Mean dependent var	-0.008641
Adjusted R-squared	0.011349	S.D. dependent var	0.188433
S.E. of regression	0.187360	Akaike info criterion	-0.500456
Sum squared resid	6.213390	Schwarz criterion	-0.464842
Log likelihood	46.79078	Hannan-Quinn criter.	-0.486015
F-statistic	3.043296	Durbin-Watson stat	1.981737
Prob(F-statistic)	0.082807		

Null Hypothesis: RENTEDIFF has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.344730	0.4074
Test critical values:		
1% level	-4.010143	
5% level	-3.435125	
10% level	-3.141565	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RENTEDIFF)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:43
 Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
 Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RENTEDIFF(-1)	-0.060548	0.025823	-2.344730	0.0202
C	0.172559	0.081849	2.108260	0.0364
@TREND("2000M01")	-0.000556	0.000357	-1.559216	0.1207
R-squared	0.030298	Mean dependent var		-0.008641
Adjusted R-squared	0.019279	S.D. dependent var		0.188433
S.E. of regression	0.186607	Akaike info criterion		-0.503001
Sum squared resid	6.128732	Schwarz criterion		-0.449581
Log likelihood	48.01862	Hannan-Quinn criter.		-0.481340
F-statistic	2.749528	Durbin-Watson stat		1.956910
Prob(F-statistic)	0.066707			

Null Hypothesis: RENTEDIFF has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.128150	0.2353
Test critical values:		
1% level	-2.577945	
5% level	-1.942614	
10% level	-1.615522	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RENTEDIFF)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:43
 Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
 Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RENTEDIFF(-1)	-0.006949	0.006160	-1.128150	0.2608
R-squared	0.005000	Mean dependent var		-0.008641

Adjusted R-squared	0.005000	S.D. dependent var	0.188433
S.E. of regression	0.187961	Akaike info criterion	-0.499594
Sum squared resid	6.288622	Schwarz criterion	-0.481787
Log likelihood	45.71362	Hannan-Quinn criter.	-0.492373
Durbin-Watson stat	2.012285		

Null Hypothesis: D(RENTEDIFF) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.44440	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RENTEDIFF,2)
Method: Least Squares
Date: 05/12/15 Time: 08:43
Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RENTEDIFF(-1))	-1.011920	0.075267	-13.44440	0.0000
C	-0.007722	0.014178	-0.544600	0.5867

R-squared	0.506660	Mean dependent var	0.000325
Adjusted R-squared	0.503857	S.D. dependent var	0.268316
S.E. of regression	0.188995	Akaike info criterion	-0.483020
Sum squared resid	6.286561	Schwarz criterion	-0.447270
Log likelihood	44.98881	Hannan-Quinn criter.	-0.468523
F-statistic	180.7519	Durbin-Watson stat	1.996594
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: D(RENTEDIFF) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.40645	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.010440	
5% level	-3.435269	
10% level	-3.141649	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RENTEDIFF,2)
Method: Least Squares
Date: 05/12/15 Time: 08:43

Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RENTEDIFF(-1))	-1.011876	0.075477	-13.40645	0.0000
C	-0.003729	0.028779	-0.129580	0.8970
@TREND("2000M01")	-4.41E-05	0.000276	-0.159559	0.8734
R-squared	0.506732	Mean dependent var		0.000325
Adjusted R-squared	0.501094	S.D. dependent var		0.268316
S.E. of regression	0.189520	Akaike info criterion		-0.471930
Sum squared resid	6.285647	Schwarz criterion		-0.418304
Log likelihood	45.00176	Hannan-Quinn criter.		-0.450183
F-statistic	89.88823	Durbin-Watson stat		1.996983
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(RENTEDIFF) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.46016	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.578018	
5% level	-1.942624	
10% level	-1.615515	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RENTEDIFF,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:44
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RENTEDIFF(-1))	-1.010190	0.075050	-13.46016	0.0000
R-squared	0.505829	Mean dependent var		0.000325
Adjusted R-squared	0.505829	S.D. dependent var		0.268316
S.E. of regression	0.188619	Akaike info criterion		-0.492573
Sum squared resid	6.297155	Schwarz criterion		-0.474697
Log likelihood	44.83896	Hannan-Quinn criter.		-0.485324
Durbin-Watson stat	1.996940			

Rentediff NOK/JPY:

Null Hypothesis: RENTEDIFF has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.985680	0.7581
Test critical values: 1% level	-3.466994	

5% level -2.877544
 10% level -2.575381

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RENTEDIFF)

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 08:45

Sample (adjusted): 2000M02 2014M12

Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RENTEDIFF(-1)	-0.010968	0.011127	-0.985680	0.3256
C	0.012929	0.039486	0.327425	0.7437
R-squared	0.005459	Mean dependent var		-0.022551
Adjusted R-squared	-0.000160	S.D. dependent var		0.217139
S.E. of regression	0.217157	Akaike info criterion		-0.205286
Sum squared resid	8.346788	Schwarz criterion		-0.169672
Log likelihood	20.37306	Hannan-Quinn criter.		-0.190845
F-statistic	0.971566	Durbin-Watson stat		1.729744
Prob(F-statistic)	0.325635			

Null Hypothesis: RENTEDIFF has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.285037	0.4395
Test critical values:		
1% level	-4.010440	
5% level	-3.435269	
10% level	-3.141649	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RENTEDIFF)

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 08:45

Sample (adjusted): 2000M03 2014M12

Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RENTEDIFF(-1)	-0.050706	0.022191	-2.285037	0.0235
D(RENTEDIFF(-1))	0.154971	0.075009	2.066034	0.0403
C	0.256734	0.125254	2.049701	0.0419
@TREND("2000M01")	-0.001244	0.000627	-1.983722	0.0489
R-squared	0.045349	Mean dependent var		-0.022632
Adjusted R-squared	0.028890	S.D. dependent var		0.217749
S.E. of regression	0.214581	Akaike info criterion		-0.218046
Sum squared resid	8.011807	Schwarz criterion		-0.146546
Log likelihood	23.40613	Hannan-Quinn criter.		-0.189051
F-statistic	2.755202	Durbin-Watson stat		1.994766

Prob(F-statistic) 0.044022

Null Hypothesis: RENTEDIFF has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.675973	0.0886
Test critical values: 1% level	-2.577945	
5% level	-1.942614	
10% level	-1.615522	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RENTEDIFF)
Method: Least Squares
Date: 05/12/15 Time: 08:45
Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RENTEDIFF(-1)	-0.007646	0.004562	-1.675973	0.0955
R-squared	0.004857	Mean dependent var		-0.022551
Adjusted R-squared	0.004857	S.D. dependent var		0.217139
S.E. of regression	0.216611	Akaike info criterion		-0.215853
Sum squared resid	8.351844	Schwarz criterion		-0.198047
Log likelihood	20.31886	Hannan-Quinn criter.		-0.208633
Durbin-Watson stat	1.734427			

Null Hypothesis: D(RENTEDIFF) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.63211	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RENTEDIFF,2)
Method: Least Squares
Date: 05/12/15 Time: 08:45
Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RENTEDIFF(-1))	-0.870595	0.074844	-11.63211	0.0000

C	-0.019822	0.016311	-1.215256	0.2259
R-squared	0.434640	Mean dependent var		-0.000917
Adjusted R-squared	0.431427	S.D. dependent var		0.287168
S.E. of regression	0.216536	Akaike info criterion		-0.210951
Sum squared resid	8.252228	Schwarz criterion		-0.175201
Log likelihood	20.77467	Hannan-Quinn criter.		-0.196454
F-statistic	135.3059	Durbin-Watson stat		1.987250
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(RENTEDIFF) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.59874	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.010440	
5% level	-3.435269	
10% level	-3.141649	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RENTEDIFF,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:45
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RENTEDIFF(-1))	-0.870591	0.075059	-11.59874	0.0000
C	-0.019598	0.033015	-0.593609	0.5535
@TREND("2000M01")	-2.48E-06	0.000317	-0.007819	0.9938
R-squared	0.434640	Mean dependent var		-0.000917
Adjusted R-squared	0.428179	S.D. dependent var		0.287168
S.E. of regression	0.217153	Akaike info criterion		-0.199716
Sum squared resid	8.252225	Schwarz criterion		-0.146090
Log likelihood	20.77470	Hannan-Quinn criter.		-0.177969
F-statistic	67.26862	Durbin-Watson stat		1.987258
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(RENTEDIFF) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.55304	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.578018	
5% level	-1.942624	
10% level	-1.615515	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RENTEDIFF,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:45
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RENTEDIFF(-1))	-0.861532	0.074572	-11.55304	0.0000
R-squared	0.429896	Mean dependent var		-0.000917
Adjusted R-squared	0.429896	S.D. dependent var		0.287168
S.E. of regression	0.216827	Akaike info criterion		-0.213831
Sum squared resid	8.321474	Schwarz criterion		-0.195956
Log likelihood	20.03097	Hannan-Quinn criter.		-0.206582
Durbin-Watson stat	1.988115			

Rentediff NOK/EUR:

Null Hypothesis: RENTEDIFF has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.985680	0.7581
Test critical values:		
1% level	-3.466994	
5% level	-2.877544	
10% level	-2.575381	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RENTEDIFF)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:46
 Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
 Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RENTEDIFF(-1)	-0.010968	0.011127	-0.985680	0.3256
C	0.012929	0.039486	0.327425	0.7437
R-squared	0.005459	Mean dependent var		-0.022551
Adjusted R-squared	-0.000160	S.D. dependent var		0.217139
S.E. of regression	0.217157	Akaike info criterion		-0.205286
Sum squared resid	8.346788	Schwarz criterion		-0.169672
Log likelihood	20.37306	Hannan-Quinn criter.		-0.190845
F-statistic	0.971566	Durbin-Watson stat		1.729744
Prob(F-statistic)	0.325635			

Null Hypothesis: RENTEDIFF has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.285037	0.4395
Test critical values:		
1% level	-4.010440	
5% level	-3.435269	
10% level	-3.141649	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RENTEDIFF)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:46
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RENTEDIFF(-1)	-0.050706	0.022191	-2.285037	0.0235
D(RENTEDIFF(-1))	0.154971	0.075009	2.066034	0.0403
C	0.256734	0.125254	2.049701	0.0419
@TREND("2000M01")	-0.001244	0.000627	-1.983722	0.0489
R-squared	0.045349	Mean dependent var		-0.022632
Adjusted R-squared	0.028890	S.D. dependent var		0.217749
S.E. of regression	0.214581	Akaike info criterion		-0.218046
Sum squared resid	8.011807	Schwarz criterion		-0.146546
Log likelihood	23.40613	Hannan-Quinn criter.		-0.189051
F-statistic	2.755202	Durbin-Watson stat		1.994766
Prob(F-statistic)	0.044022			

Null Hypothesis: RENTEDIFF has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.675973	0.0886
Test critical values:		
1% level	-2.577945	
5% level	-1.942614	
10% level	-1.615522	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RENTEDIFF)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:46
 Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
 Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RENTEDIFF(-1)	-0.007646	0.004562	-1.675973	0.0955
R-squared	0.004857	Mean dependent var		-0.022551
Adjusted R-squared	0.004857	S.D. dependent var		0.217139

S.E. of regression	0.216611	Akaike info criterion	-0.215853
Sum squared resid	8.351844	Schwarz criterion	-0.198047
Log likelihood	20.31886	Hannan-Quinn criter.	-0.208633
Durbin-Watson stat	1.734427		

Null Hypothesis: D(RENTEDIFF) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.63211	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RENTEDIFF,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:47
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RENTEDIFF(-1))	-0.870595	0.074844	-11.63211	0.0000
C	-0.019822	0.016311	-1.215256	0.2259
R-squared	0.434640	Mean dependent var		-0.000917
Adjusted R-squared	0.431427	S.D. dependent var		0.287168
S.E. of regression	0.216536	Akaike info criterion		-0.210951
Sum squared resid	8.252228	Schwarz criterion		-0.175201
Log likelihood	20.77467	Hannan-Quinn criter.		-0.196454
F-statistic	135.3059	Durbin-Watson stat		1.987250
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(RENTEDIFF) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.59874	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.010440	
5% level	-3.435269	
10% level	-3.141649	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RENTEDIFF,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:47
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12

Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RENTEDIFF(-1))	-0.870591	0.075059	-11.59874	0.0000
C	-0.019598	0.033015	-0.593609	0.5535
@TREND("2000M01")	-2.48E-06	0.000317	-0.007819	0.9938
R-squared	0.434640	Mean dependent var		-0.000917
Adjusted R-squared	0.428179	S.D. dependent var		0.287168
S.E. of regression	0.217153	Akaike info criterion		-0.199716
Sum squared resid	8.252225	Schwarz criterion		-0.146090
Log likelihood	20.77470	Hannan-Quinn criter.		-0.177969
F-statistic	67.26862	Durbin-Watson stat		1.987258
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(RENTEDIFF) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.55304	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.578018	
5% level	-1.942624	
10% level	-1.615515	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RENTEDIFF,2)

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 08:47

Sample (adjusted): 2000M03 2014M12

Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RENTEDIFF(-1))	-0.861532	0.074572	-11.55304	0.0000
R-squared	0.429896	Mean dependent var		-0.000917
Adjusted R-squared	0.429896	S.D. dependent var		0.287168
S.E. of regression	0.216827	Akaike info criterion		-0.213831
Sum squared resid	8.321474	Schwarz criterion		-0.195956
Log likelihood	20.03097	Hannan-Quinn criter.		-0.206582
Durbin-Watson stat	1.988115			

Rentediff NOK/USD:

Null Hypothesis: RENTEDIFF has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.874928	0.3436
Test critical values: 1% level	-3.466994	
5% level	-2.877544	

10% level

-2.575381

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RENTEDIFF)

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 08:48

Sample (adjusted): 2000M02 2014M12

Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RENTEDIFF(-1)	-0.038034	0.020286	-1.874928	0.0624
C	0.031631	0.025953	1.218789	0.2245
R-squared	0.019474	Mean dependent var		0.000672
Adjusted R-squared	0.013934	S.D. dependent var		0.269768
S.E. of regression	0.267882	Akaike info criterion		0.214567
Sum squared resid	12.70162	Schwarz criterion		0.250180
Log likelihood	-17.20375	Hannan-Quinn criter.		0.229008
F-statistic	3.515354	Durbin-Watson stat		2.108313
Prob(F-statistic)	0.062450			

Null Hypothesis: RENTEDIFF has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.085107	0.5502
Test critical values:		
1% level	-4.010143	
5% level	-3.435125	
10% level	-3.141565	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RENTEDIFF)

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 08:48

Sample (adjusted): 2000M02 2014M12

Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RENTEDIFF(-1)	-0.042579	0.020420	-2.085107	0.0385
C	0.089500	0.045550	1.964849	0.0510
@TREND("2000M01")	-0.000602	0.000390	-1.543025	0.1246
R-squared	0.032561	Mean dependent var		0.000672
Adjusted R-squared	0.021568	S.D. dependent var		0.269768
S.E. of regression	0.266843	Akaike info criterion		0.212303
Sum squared resid	12.53208	Schwarz criterion		0.265723
Log likelihood	-16.00111	Hannan-Quinn criter.		0.233964
F-statistic	2.961853	Durbin-Watson stat		2.127120
Prob(F-statistic)	0.054307			

Null Hypothesis: RENTEDIFF has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.423204	0.1438
Test critical values: 1% level	-2.577945	
5% level	-1.942614	
10% level	-1.615522	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RENTEDIFF)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:48
 Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
 Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RENTEDIFF(-1)	-0.022304	0.015672	-1.423204	0.1564
R-squared	0.011245	Mean dependent var		0.000672
Adjusted R-squared	0.011245	S.D. dependent var		0.269768
S.E. of regression	0.268247	Akaike info criterion		0.211751
Sum squared resid	12.80821	Schwarz criterion		0.229558
Log likelihood	-17.95173	Hannan-Quinn criter.		0.218972
Durbin-Watson stat	2.123818			

Null Hypothesis: D(RENTEDIFF) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.33235	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RENTEDIFF,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:48
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RENTEDIFF(-1))	-1.082247	0.075511	-14.33235	0.0000
C	-0.000120	0.020241	-0.005922	0.9953

R-squared	0.538562	Mean dependent var	-0.003316
Adjusted R-squared	0.535940	S.D. dependent var	0.396392
S.E. of regression	0.270030	Akaike info criterion	0.230606
Sum squared resid	12.83326	Schwarz criterion	0.266356
Log likelihood	-18.52392	Hannan-Quinn criter.	0.245104
F-statistic	205.4162	Durbin-Watson stat	1.994755
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: D(RENTEDIFF) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.41005	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.010440	
5% level	-3.435269	
10% level	-3.141649	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RENTEDIFF,2)
Method: Least Squares
Date: 05/12/15 Time: 08:48
Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RENTEDIFF(-1))	-1.089805	0.075628	-14.41005	0.0000
C	0.044701	0.041040	1.089205	0.2776
@TREND("2000M01")	-0.000495	0.000395	-1.254776	0.2112

R-squared	0.542676	Mean dependent var	-0.003316
Adjusted R-squared	0.537450	S.D. dependent var	0.396392
S.E. of regression	0.269591	Akaike info criterion	0.232885
Sum squared resid	12.71883	Schwarz criterion	0.286511
Log likelihood	-17.72677	Hannan-Quinn criter.	0.254632
F-statistic	103.8306	Durbin-Watson stat	1.998176
Prob(F-statistic)	0.000000		

Null Hypothesis: D(RENTEDIFF) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.37394	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.578018	
5% level	-1.942624	
10% level	-1.615515	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RENTEDIFF,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:49
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(RENTEDIFF(-1))	-1.082252	0.075293	-14.37394	0.0000
R-squared	0.538562	Mean dependent var		-0.003316
Adjusted R-squared	0.538562	S.D. dependent var		0.396392
S.E. of regression	0.269266	Akaike info criterion		0.219370
Sum squared resid	12.83326	Schwarz criterion		0.237245
Log likelihood	-18.52394	Hannan-Quinn criter.		0.226619
Durbin-Watson stat	1.994745			

KPIDIFF NOK/CHF:

Null Hypothesis: KPIDIFF has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.599969	0.9894
Test critical values:		
1% level	-3.466994	
5% level	-2.877544	
10% level	-2.575381	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(KPIDIFF)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:50
 Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
 Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KPIDIFF(-1)	0.004335	0.007226	0.599969	0.5493
C	0.116364	0.041906	2.776805	0.0061
R-squared	0.002030	Mean dependent var		0.102793
Adjusted R-squared	-0.003609	S.D. dependent var		0.471125
S.E. of regression	0.471974	Akaike info criterion		1.347324
Sum squared resid	39.42842	Schwarz criterion		1.382938
Log likelihood	-118.5855	Hannan-Quinn criter.		1.361765
F-statistic	0.359963	Durbin-Watson stat		2.179663
Prob(F-statistic)	0.549294			

Null Hypothesis: KPIDIFF has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
--	-------------	--------

Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.752475	0.7236
Test critical values:	1% level	-4.010143	
	5% level	-3.435125	
	10% level	-3.141565	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(KPIDIFF)

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 08:51

Sample (adjusted): 2000M02 2014M12

Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KPIDIFF(-1)	-0.044215	0.025230	-1.752475	0.0814
C	-0.466161	0.293214	-1.589832	0.1137
@TREND("2000M01")	0.004784	0.002384	2.006943	0.0463
R-squared	0.024357	Mean dependent var		0.102793
Adjusted R-squared	0.013271	S.D. dependent var		0.471125
S.E. of regression	0.467988	Akaike info criterion		1.335870
Sum squared resid	38.54627	Schwarz criterion		1.389290
Log likelihood	-116.5604	Hannan-Quinn criter.		1.357532
F-statistic	2.196970	Durbin-Watson stat		2.123933
Prob(F-statistic)	0.114178			

Null Hypothesis: KPIDIFF has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.048169	0.2651
Test critical values:	1% level	-2.577945
	5% level	-1.942614
	10% level	-1.615522

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(KPIDIFF)

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 08:51

Sample (adjusted): 2000M02 2014M12

Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KPIDIFF(-1)	-0.006495	0.006197	-1.048169	0.2960
R-squared	-0.041445	Mean dependent var		0.102793
Adjusted R-squared	-0.041445	S.D. dependent var		0.471125
S.E. of regression	0.480788	Akaike info criterion		1.378792
Sum squared resid	41.14604	Schwarz criterion		1.396599
Log likelihood	-122.4019	Hannan-Quinn criter.		1.386013
Durbin-Watson stat	2.066239			

Null Hypothesis: D(KPIDIFF) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.42489	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(KPIDIFF,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:51
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KPIDIFF(-1))	-1.085396	0.075245	-14.42489	0.0000
C	0.111958	0.036179	3.094611	0.0023
R-squared	0.541759	Mean dependent var		0.002809
Adjusted R-squared	0.539156	S.D. dependent var		0.695297
S.E. of regression	0.472006	Akaike info criterion		1.347523
Sum squared resid	39.21102	Schwarz criterion		1.383274
Log likelihood	-117.9296	Hannan-Quinn criter.		1.362021
F-statistic	208.0776	Durbin-Watson stat		1.994512
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(KPIDIFF) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.49531	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.010440	
5% level	-3.435269	
10% level	-3.141649	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(KPIDIFF,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:51
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

D(KPIDIFF(-1))	-1.092567	0.075374	-14.49531	0.0000
C	0.036798	0.071607	0.513878	0.6080
@TREND("2000M01")	0.000838	0.000690	1.215710	0.2257
R-squared	0.545597	Mean dependent var		0.002809
Adjusted R-squared	0.540404	S.D. dependent var		0.695297
S.E. of regression	0.471367	Akaike info criterion		1.350349
Sum squared resid	38.88264	Schwarz criterion		1.403975
Log likelihood	-117.1811	Hannan-Quinn criter.		1.372096
F-statistic	105.0603	Durbin-Watson stat		1.996919
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(KPIDIFF) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.75983	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.578018	
5% level	-1.942624	
10% level	-1.615515	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(KPIDIFF,2)
Method: Least Squares
Date: 05/12/15 Time: 08:51
Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KPIDIFF(-1))	-1.036695	0.075342	-13.75983	0.0000
R-squared	0.516825	Mean dependent var		0.002809
Adjusted R-squared	0.516825	S.D. dependent var		0.695297
S.E. of regression	0.483307	Akaike info criterion		1.389271
Sum squared resid	41.34459	Schwarz criterion		1.407146
Log likelihood	-122.6451	Hannan-Quinn criter.		1.396520
Durbin-Watson stat	1.989322			

KPIdiff NOK/JPY:

Null Hypothesis: KPIDIFF has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.820443	0.3697
Test critical values: 1% level	-3.468295	
5% level	-2.878113	
10% level	-2.575684	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(KPIDIFF)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:52
 Sample (adjusted): 2000M08 2014M12
 Included observations: 173 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KPIDIFF(-1)	-0.009005	0.004946	-1.820443	0.0705
D(KPIDIFF(-1))	0.016541	0.071242	0.232176	0.8167
D(KPIDIFF(-2))	-0.040797	0.070807	-0.576168	0.5653
D(KPIDIFF(-3))	-0.110540	0.070282	-1.572805	0.1177
D(KPIDIFF(-4))	-0.118082	0.070290	-1.679919	0.0949
D(KPIDIFF(-5))	0.088210	0.071036	1.241765	0.2161
D(KPIDIFF(-6))	-0.395501	0.071629	-5.521514	0.0000
C	0.159980	0.054396	2.941040	0.0037
R-squared	0.190278	Mean dependent var		0.141040
Adjusted R-squared	0.155926	S.D. dependent var		0.529143
S.E. of regression	0.486142	Akaike info criterion		1.440507
Sum squared resid	38.99510	Schwarz criterion		1.586324
Log likelihood	-116.6039	Hannan-Quinn criter.		1.499664
F-statistic	5.539080	Durbin-Watson stat		1.965698
Prob(F-statistic)	0.000010			

Null Hypothesis: KPDIFF has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.635613	0.2652
Test critical values:		
1% level	-4.010143	
5% level	-3.435125	
10% level	-3.141565	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(KPIDIFF)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:53
 Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
 Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KPIDIFF(-1)	-0.083438	0.031658	-2.635613	0.0091
C	-1.513157	0.658436	-2.298107	0.0227
@TREND("2000M01")	0.011784	0.004810	2.449864	0.0153
R-squared	0.043136	Mean dependent var		0.143575
Adjusted R-squared	0.032263	S.D. dependent var		0.523601
S.E. of regression	0.515085	Akaike info criterion		1.527649
Sum squared resid	46.69507	Schwarz criterion		1.581069
Log likelihood	-133.7246	Hannan-Quinn criter.		1.549311
F-statistic	3.967094	Durbin-Watson stat		1.973198

Prob(F-statistic) 0.020645

Null Hypothesis: KPIDIFF has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.467492	0.0006
Test critical values: 1% level	-2.577945	
5% level	-1.942614	
10% level	-1.615522	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(KPIDIFF)
Method: Least Squares
Date: 05/12/15 Time: 08:53
Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KPIDIFF(-1)	-0.012832	0.003701	-3.467492	0.0007
R-squared	-0.007554	Mean dependent var		0.143575
Adjusted R-squared	-0.007554	S.D. dependent var		0.523601
S.E. of regression	0.525575	Akaike info criterion		1.556923
Sum squared resid	49.16876	Schwarz criterion		1.574730
Log likelihood	-138.3446	Hannan-Quinn criter.		1.564143
Durbin-Watson stat	2.011212			

Null Hypothesis: D(KPIDIFF) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.132496	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.468295	
5% level	-2.878113	
10% level	-2.575684	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(KPIDIFF,2)
Method: Least Squares
Date: 05/12/15 Time: 08:53
Sample (adjusted): 2000M08 2014M12
Included observations: 173 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KPIDIFF(-1))	-1.522580	0.187222	-8.132496	0.0000

D(KPIDIFF(-1),2)	0.542849	0.170135	3.190705	0.0017
D(KPIDIFF(-2),2)	0.509188	0.146931	3.465489	0.0007
D(KPIDIFF(-3),2)	0.404664	0.124982	3.237779	0.0015
D(KPIDIFF(-4),2)	0.293085	0.102106	2.870400	0.0046
D(KPIDIFF(-5),2)	0.387710	0.071998	5.385031	0.0000
C	0.214561	0.045702	4.694838	0.0000
<hr/>				
R-squared	0.596568	Mean dependent var	-0.001156	
Adjusted R-squared	0.581986	S.D. dependent var	0.757136	
S.E. of regression	0.489519	Akaike info criterion	1.448832	
Sum squared resid	39.77832	Schwarz criterion	1.576422	
Log likelihood	-118.3240	Hannan-Quinn criter.	1.500595	
F-statistic	40.91157	Durbin-Watson stat	1.952906	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(KPIDIFF) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.346395	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.011977	
5% level	-3.436009	
10% level	-3.142085	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(KPIDIFF,2)
Method: Least Squares
Date: 05/12/15 Time: 08:53
Sample (adjusted): 2000M08 2014M12
Included observations: 173 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KPIDIFF(-1))	-1.586811	0.190119	-8.346395	0.0000
D(KPIDIFF(-1),2)	0.598547	0.172453	3.470780	0.0007
D(KPIDIFF(-2),2)	0.552686	0.148428	3.723595	0.0003
D(KPIDIFF(-3),2)	0.437353	0.125831	3.475733	0.0007
D(KPIDIFF(-4),2)	0.315029	0.102397	3.076551	0.0025
D(KPIDIFF(-5),2)	0.399588	0.071960	5.552952	0.0000
C	0.341573	0.088409	3.863543	0.0002
@TREND("2000M01")	-0.001268	0.000757	-1.674975	0.0958
<hr/>				
R-squared	0.603313	Mean dependent var	-0.001156	
Adjusted R-squared	0.586484	S.D. dependent var	0.757136	
S.E. of regression	0.486878	Akaike info criterion	1.443533	
Sum squared resid	39.11326	Schwarz criterion	1.589350	
Log likelihood	-116.8656	Hannan-Quinn criter.	1.502690	
F-statistic	35.84927	Durbin-Watson stat	1.967798	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(KPIDIFF) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.79558	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.578018	
5% level	-1.942624	
10% level	-1.615515	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(KPIDIFF,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:53
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KPIDIFF(-1))	-0.957698	0.074846	-12.79558	0.0000
R-squared	0.480508	Mean dependent var		-0.003933
Adjusted R-squared	0.480508	S.D. dependent var		0.752274
S.E. of regression	0.542208	Akaike info criterion		1.619267
Sum squared resid	52.03609	Schwarz criterion		1.637142
Log likelihood	-143.1148	Hannan-Quinn criter.		1.626516
Durbin-Watson stat	2.002839			

KPIdiff NOK/EUR:

Null Hypothesis: KPIDIFF has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.080987	0.2527
Test critical values:		
1% level	-3.466994	
5% level	-2.877544	
10% level	-2.575381	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(KPIDIFF)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:55
 Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
 Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KPIDIFF(-1)	-0.018848	0.009057	-2.080987	0.0389
C	-0.047740	0.030908	-1.544579	0.1242
R-squared	0.023882	Mean dependent var		-0.058659
Adjusted R-squared	0.018367	S.D. dependent var		0.411315
S.E. of regression	0.407520	Akaike info criterion		1.053659

Sum squared resid	29.39490	Schwarz criterion	1.089272
Log likelihood	-92.30246	Hannan-Quinn criter.	1.068100
F-statistic	4.330505	Durbin-Watson stat	2.050807
Prob(F-statistic)	0.038875		

Null Hypothesis: KPIDIFF has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.167862	0.5041
Test critical values:		
1% level	-4.010143	
5% level	-3.435125	
10% level	-3.141565	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(KPIDIFF)
Method: Least Squares
Date: 05/12/15 Time: 08:55
Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KPIDIFF(-1)	-0.054402	0.025095	-2.167862	0.0315
C	0.196050	0.163487	1.199175	0.2321
@TREND("2000M01")	-0.002480	0.001633	-1.518365	0.1307

R-squared	0.036503	Mean dependent var	-0.058659
Adjusted R-squared	0.025554	S.D. dependent var	0.411315
S.E. of regression	0.406026	Akaike info criterion	1.051818
Sum squared resid	29.01483	Schwarz criterion	1.105238
Log likelihood	-91.13771	Hannan-Quinn criter.	1.073479
F-statistic	3.333937	Durbin-Watson stat	2.005121
Prob(F-statistic)	0.037918		

Null Hypothesis: KPIDIFF has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.368512	0.0177
Test critical values:		
1% level	-2.577945	
5% level	-1.942614	
10% level	-1.615522	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(KPIDIFF)
Method: Least Squares
Date: 05/12/15 Time: 08:55

Sample (adjusted): 2000M02 2014M12
 Included observations: 179 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KPIDIFF(-1)	-0.021223	0.008960	-2.368512	0.0189
R-squared	0.010725	Mean dependent var		-0.058659
Adjusted R-squared	0.010725	S.D. dependent var		0.411315
S.E. of regression	0.409104	Akaike info criterion		1.055874
Sum squared resid	29.79110	Schwarz criterion		1.073681
Log likelihood	-93.50074	Hannan-Quinn criter.		1.063095
Durbin-Watson stat	2.018735			

Null Hypothesis: D(KPIDIFF) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.53570	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(KPIDIFF,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:55
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KPIDIFF(-1))	-1.020449	0.075389	-13.53570	0.0000
C	-0.060207	0.031319	-1.922349	0.0562
R-squared	0.510043	Mean dependent var		0.000562
Adjusted R-squared	0.507259	S.D. dependent var		0.589120
S.E. of regression	0.413535	Akaike info criterion		1.083025
Sum squared resid	30.09804	Schwarz criterion		1.118776
Log likelihood	-94.38926	Hannan-Quinn criter.		1.097523
F-statistic	183.2151	Durbin-Watson stat		1.994684
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(KPIDIFF) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.65437	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.010440	
5% level	-3.435269	
10% level	-3.141649	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(KPIDIFF,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:55
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KPIDIFF(-1))	-1.031482	0.075542	-13.65437	0.0000
C	-0.140009	0.063381	-2.209018	0.0285
@TREND("2000M01")	0.000875	0.000604	1.446831	0.1497
R-squared	0.515834	Mean dependent var		0.000562
Adjusted R-squared	0.510301	S.D. dependent var		0.589120
S.E. of regression	0.412257	Akaike info criterion		1.082370
Sum squared resid	29.74226	Schwarz criterion		1.135996
Log likelihood	-93.33097	Hannan-Quinn criter.		1.104117
F-statistic	93.22330	Durbin-Watson stat		1.995588
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(KPIDIFF) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-13.29764	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.578018	
5% level	-1.942624	
10% level	-1.615515	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(KPIDIFF,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:55
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KPIDIFF(-1))	-0.999674	0.075177	-13.29764	0.0000
R-squared	0.499755	Mean dependent var		0.000562
Adjusted R-squared	0.499755	S.D. dependent var		0.589120
S.E. of regression	0.416672	Akaike info criterion		1.092569
Sum squared resid	30.73000	Schwarz criterion		1.110444
Log likelihood	-96.23862	Hannan-Quinn criter.		1.099818
Durbin-Watson stat	1.996784			

KPIdiff NOK/USD:

Null Hypothesis: KPIDIFF has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.035189	0.2717
Test critical values:		
1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(KPIDIFF)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:57
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KPIDIFF(-1)	-0.031967	0.015707	-2.035189	0.0433
D(KPIDIFF(-1))	0.204517	0.073806	2.770999	0.0062
C	-0.026082	0.039667	-0.657529	0.5117
R-squared	0.059169	Mean dependent var		-0.021910
Adjusted R-squared	0.048416	S.D. dependent var		0.538278
S.E. of regression	0.525086	Akaike info criterion		1.566199
Sum squared resid	48.25011	Schwarz criterion		1.619825
Log likelihood	-136.3917	Hannan-Quinn criter.		1.587946
F-statistic	5.502865	Durbin-Watson stat		2.032586
Prob(F-statistic)	0.004811			

Null Hypothesis: KPIDIFF has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.574181	0.2927
Test critical values:		
1% level	-4.010440	
5% level	-3.435269	
10% level	-3.141649	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(KPIDIFF)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:57
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KPIDIFF(-1)	-0.069786	0.027110	-2.574181	0.0109
D(KPIDIFF(-1))	0.229757	0.074880	3.068319	0.0025

C	0.167760	0.120220	1.395444	0.1647
@TREND("2000M01")	-0.002260	0.001324	-1.706923	0.0896
R-squared	0.074663	Mean dependent var		-0.021910
Adjusted R-squared	0.058709	S.D. dependent var		0.538278
S.E. of regression	0.522238	Akaike info criterion		1.560829
Sum squared resid	47.45548	Schwarz criterion		1.632330
Log likelihood	-134.9138	Hannan-Quinn criter.		1.589825
F-statistic	4.679887	Durbin-Watson stat		2.047305
Prob(F-statistic)	0.003602			

Null Hypothesis: KPIDIFF has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.975967	0.0464
Test critical values:		
1% level	-2.578018	
5% level	-1.942624	
10% level	-1.615515	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(KPIDIFF)
Method: Least Squares
Date: 05/12/15 Time: 08:57
Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
KPIDIFF(-1)	-0.030782	0.015578	-1.975967	0.0497
D(KPIDIFF(-1))	0.206451	0.073628	2.803956	0.0056
R-squared	0.056844	Mean dependent var		-0.021910
Adjusted R-squared	0.051486	S.D. dependent var		0.538278
S.E. of regression	0.524238	Akaike info criterion		1.557431
Sum squared resid	48.36931	Schwarz criterion		1.593181
Log likelihood	-136.6114	Hannan-Quinn criter.		1.571929
Durbin-Watson stat	2.034169			

Null Hypothesis: D(KPIDIFF) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.87411	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.467205	
5% level	-2.877636	
10% level	-2.575430	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(KPIDIFF,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:57
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KPIDIFF(-1))	-0.807229	0.074234	-10.87411	0.0000
C	-0.016820	0.039755	-0.423095	0.6727
R-squared	0.401862	Mean dependent var		0.004494
Adjusted R-squared	0.398463	S.D. dependent var		0.683032
S.E. of regression	0.529752	Akaike info criterion		1.578356
Sum squared resid	49.39212	Schwarz criterion		1.614107
Log likelihood	-138.4737	Hannan-Quinn criter.		1.592854
F-statistic	118.2463	Durbin-Watson stat		2.023302
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(KPIDIFF) has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.87800	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.010440	
5% level	-3.435269	
10% level	-3.141649	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(KPIDIFF,2)
 Method: Least Squares
 Date: 05/12/15 Time: 08:57
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KPIDIFF(-1))	-0.809867	0.074450	-10.87800	0.0000
C	-0.064443	0.080740	-0.798150	0.4259
@TREND("2000M01")	0.000525	0.000775	0.678000	0.4987
R-squared	0.403429	Mean dependent var		0.004494
Adjusted R-squared	0.396611	S.D. dependent var		0.683032
S.E. of regression	0.530567	Akaike info criterion		1.586969
Sum squared resid	49.26271	Schwarz criterion		1.640594
Log likelihood	-138.2402	Hannan-Quinn criter.		1.608715
F-statistic	59.17148	Durbin-Watson stat		2.022912
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(KPIDIFF) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.89176	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.578018	
5% level	-1.942624	
10% level	-1.615515	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(KPIDIFF,2)

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 08:57

Sample (adjusted): 2000M03 2014M12

Included observations: 178 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(KPIDIFF(-1))	-0.805681	0.073972	-10.89176	0.0000
R-squared	0.401253	Mean dependent var		0.004494
Adjusted R-squared	0.401253	S.D. dependent var		0.683032
S.E. of regression	0.528522	Akaike info criterion		1.568137
Sum squared resid	49.44235	Schwarz criterion		1.586012
Log likelihood	-138.5642	Hannan-Quinn criter.		1.575386
Durbin-Watson stat	2.024584			

VEDLEGG 2: REGRESJON

NOK/CHF:

Dependent Variable: D(LOGNOKCHF)

Method: Least Squares

Date: 05/07/15 Time: 15:08

Sample (adjusted): 2000M03 2014M12

Included observations: 178 after adjustments

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002479	0.001224	2.025887	0.0444
D(LOGNOKCHF1)	0.167870	0.065219	2.573964	0.0109
D(LOGOLJEPRIS)	-0.054512	0.016682	-3.267671	0.0013
D(LOGGRI)	0.047698	0.017450	2.733349	0.0069
D(LOGSP500)	0.004927	0.026466	0.186179	0.8525
D(LOGKPIDIFF)	0.564829	0.233232	2.421747	0.0165
D(LOGRENTEDIFF)	-0.035798	0.013471	-2.657394	0.0086
D(LOGUSDCHF)	0.071143	0.037637	1.890240	0.0604
DUMMY200902	-0.051678	0.002993	-17.26521	0.0000
DUMMY201109	-0.100452	0.004474	-22.45179	0.0000
R-squared	0.423709	Mean dependent var		0.002203
Adjusted R-squared	0.392837	S.D. dependent var		0.019573
S.E. of regression	0.015251	Akaike info criterion		-5.473791
Sum squared resid	0.039076	Schwarz criterion		-5.295039
Log likelihood	497.1674	Hannan-Quinn criter.		-5.401303
F-statistic	13.72439	Durbin-Watson stat		1.949094
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LOGNOKCHF)

Method: Least Squares

Date: 05/07/15 Time: 16:09

Sample (adjusted): 2000M03 2014M12

Included observations: 178 after adjustments

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002827	0.001329	2.127648	0.0348
D(LOGNOKCHF1)	0.192213	0.082439	2.331575	0.0209
D(LOGOLJEPRIS1)	-0.009345	0.016194	-0.577107	0.5646
D(LOGGRI1)	0.026990	0.017544	1.538475	0.1258
D(LOGSP5001)	-0.090448	0.049172	-1.839424	0.0676
D(LOGKPIDIFF1)	0.063855	0.305757	0.208841	0.8348
D(LOGRENTEDIFF1)	-0.002246	0.015067	-0.149050	0.8817
D(LOGUSDCHF1)	-0.028801	0.044454	-0.647880	0.5179
DUMMY200902	-0.060852	0.007086	-8.587205	0.0000
DUMMY201109	-0.096490	0.007719	-12.49990	0.0000
R-squared	0.264394	Mean dependent var		0.002203
Adjusted R-squared	0.224986	S.D. dependent var		0.019573
S.E. of regression	0.017231	Akaike info criterion		-5.229709
Sum squared resid	0.049879	Schwarz criterion		-5.050957
Log likelihood	475.4441	Hannan-Quinn criter.		-5.157220
F-statistic	6.709230	Durbin-Watson stat		2.070489
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LOGRENTEDIFF)
Method: Least Squares
Date: 05/07/15 Time: 17:44
Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
Included observations: 178 after adjustments
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001468	0.006755	-0.217364	0.8282
D(LOGRENTEDIFF1)	-0.103288	0.084467	-1.222827	0.2231
D(LOGOLJEPRIS)	0.115250	0.087394	1.318729	0.1890
D(LOGGRI)	-0.006901	0.081898	-0.084264	0.9329
D(LOGSP500)	0.099490	0.166961	0.595891	0.5520
D(LOGKPIDIFF)	0.431547	1.342259	0.321508	0.7482
D(LOGNOKCHF)	-0.967108	0.509137	-1.899506	0.0592
DUMMY200802R	-0.334016	0.009682	-34.49747	0.0000
R-squared	0.155163	Mean dependent var		-0.003884
Adjusted R-squared	0.120375	S.D. dependent var		0.093925
S.E. of regression	0.088090	Akaike info criterion		-1.977006
Sum squared resid	1.319184	Schwarz criterion		-1.834004
Log likelihood	183.9535	Hannan-Quinn criter.		-1.919015
F-statistic	4.460311	Durbin-Watson stat		1.969773
Prob(F-statistic)	0.000140	Wald F-statistic		406.6819
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LOGRENTEDIFF)
Method: Least Squares
Date: 05/07/15 Time: 17:51
Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
Included observations: 178 after adjustments
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001808	0.006747	-0.268008	0.7890
D(LOGRENTEDIFF1)	-0.142121	0.092449	-1.537286	0.1261
D(LOGOLJEPRIS1)	0.130850	0.082289	1.590117	0.1137
D(LOGGRI1)	-0.135692	0.086273	-1.572816	0.1176
D(LOGSP5001)	-0.179290	0.176216	-1.017446	0.3104
D(LOGKPIDIFF1)	-0.460273	1.412779	-0.325793	0.7450
D(LOGNOKCHF1)	-0.582443	0.503291	-1.157268	0.2488
DUMMY200802R	-0.311737	0.020319	-15.34231	0.0000
R-squared	0.150159	Mean dependent var		-0.003884
Adjusted R-squared	0.115166	S.D. dependent var		0.093925
S.E. of regression	0.088351	Akaike info criterion		-1.971101
Sum squared resid	1.326997	Schwarz criterion		-1.828099
Log likelihood	183.4280	Hannan-Quinn criter.		-1.913110
F-statistic	4.291062	Durbin-Watson stat		1.946008
Prob(F-statistic)	0.000214	Wald F-statistic		397.7168
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

NOK/JPY:

Dependent Variable: D(LOGNOKYEN)
 Method: Least Squares
 Date: 05/07/15 Time: 16:10
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001012	0.001897	-0.533245	0.5946
D(LOGNOKYEN1)	0.184438	0.054910	3.358947	0.0010
D(LOGOLJEPRIS)	-0.100376	0.023807	-4.216215	0.0000
D(LOGGRI)	0.052321	0.022128	2.364447	0.0192
D(LOGSP500)	-0.042216	0.044383	-0.951176	0.3429
D(LOGKPIDIFF)	0.207738	0.320431	0.648310	0.5177
D(LOGRENTEDIFF)	-0.057177	0.027971	-2.044178	0.0425
D(LOGUSDJPY)	-0.334264	0.069269	-4.825572	0.0000
DUMMY200012	-0.074918	0.006946	-10.78503	0.0000
DUMMY200810	0.089301	0.012324	7.246369	0.0000
R-squared	0.522474	Mean dependent var	-0.001179	
Adjusted R-squared	0.496892	S.D. dependent var	0.032254	
S.E. of regression	0.022878	Akaike info criterion	-4.662750	
Sum squared resid	0.087931	Schwarz criterion	-4.483998	
Log likelihood	424.9847	Hannan-Quinn criter.	-4.590261	
F-statistic	20.42368	Durbin-Watson stat	2.288686	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LOGNOKYEN)
 Method: Least Squares
 Date: 05/07/15 Time: 17:17
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001075	0.002091	-0.514149	0.6078
D(LOGNOKYEN1)	0.042779	0.094041	0.454896	0.6498
D(LOGOLJEPRIS1)	-0.028498	0.033368	-0.854059	0.3943
D(LOGGRI1)	0.048931	0.026170	1.869735	0.0633
D(LOGSP5001)	-0.092822	0.057278	-1.620557	0.1070
D(LOGRENTEDIFF1)	-0.014204	0.021131	-0.672182	0.5024
D(LOGKPIDIFF1)	-0.080889	0.307985	-0.262639	0.7932
D(LOGUSDJPY1)	-0.305134	0.073156	-4.171021	0.0000
DUMMY200012	-0.048260	0.003250	-14.84808	0.0000
DUMMY200810	0.152379	0.011664	13.06361	0.0000
R-squared	0.387332	Mean dependent var	-0.001179	
Adjusted R-squared	0.354510	S.D. dependent var	0.032254	
S.E. of regression	0.025914	Akaike info criterion	-4.413545	
Sum squared resid	0.112816	Schwarz criterion	-4.234793	
Log likelihood	402.8055	Hannan-Quinn criter.	-4.341057	
F-statistic	11.80116	Durbin-Watson stat	2.015931	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LOGRENTEDIFF)
Method: Least Squares
Date: 05/07/15 Time: 17:44
Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
Included observations: 178 after adjustments
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.012405	0.006061	-2.046731	0.0422
D(LOGRENTEDIFF1)	0.059594	0.089664	0.664629	0.5072
D(LOGOLJEPRIS)	0.085103	0.067527	1.260292	0.2093
D(LOGGRI)	-0.021881	0.062221	-0.351670	0.7255
D(LOGSP500)	0.169974	0.139653	1.217116	0.2252
D(LOGKPIDIFF)	0.494972	1.062598	0.465813	0.6419
D(LOGNOKYEN)	-0.754239	0.217798	-3.463019	0.0007
DUMMY201306R	0.392086	0.016521	23.73229	0.0000
R-squared	0.240617	Mean dependent var		-0.008266
Adjusted R-squared	0.209349	S.D. dependent var		0.085398
S.E. of regression	0.075935	Akaike info criterion		-2.273974
Sum squared resid	0.980243	Schwarz criterion		-2.130973
Log likelihood	210.3837	Hannan-Quinn criter.		-2.215983
F-statistic	7.695157	Durbin-Watson stat		1.969066
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		584.6521
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LOGRENTEDIFF)
Method: Least Squares
Date: 05/07/15 Time: 17:44
Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
Included observations: 178 after adjustments
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.011238	0.006363	-1.766017	0.0792
D(LOGRENTEDIFF1)	0.098512	0.090698	1.086159	0.2789
D(LOGOLJEPRIS1)	0.193171	0.070754	2.730204	0.0070
D(LOGGRI1)	-0.097037	0.076886	-1.262083	0.2086
D(LOGSP5001)	-0.203979	0.141596	-1.440571	0.1515
D(LOGKPIDIFF1)	0.519416	1.026600	0.505957	0.6135
D(LOGNOKYEN1)	0.067622	0.229884	0.294155	0.7690
DUMMY201306R	0.351516	0.010937	32.14132	0.0000
R-squared	0.158971	Mean dependent var		-0.008266
Adjusted R-squared	0.124340	S.D. dependent var		0.085398
S.E. of regression	0.079913	Akaike info criterion		-2.171853
Sum squared resid	1.085636	Schwarz criterion		-2.028852
Log likelihood	201.2949	Hannan-Quinn criter.		-2.113862
F-statistic	4.590470	Durbin-Watson stat		2.037925
Prob(F-statistic)	0.000101	Wald F-statistic		514.2840
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

NOK/EUR:

Dependent Variable: D(LOGNOKEUR)
 Method: Least Squares
 Date: 05/07/15 Time: 15:23
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001186	0.001049	1.130671	0.2598
D(LOGNOKEUR1)	0.201390	0.075502	2.667331	0.0084
D(LOGOLJEPRIS)	-0.066947	0.017832	-3.754272	0.0002
D(LOGGRI)	0.013875	0.014224	0.975495	0.3307
D(LOGSP500)	0.035940	0.026074	1.378390	0.1699
D(LOGKPIDIFF)	0.212687	0.239837	0.886799	0.3764
D(LOGRENTEDIFF)	-0.030095	0.013968	-2.154533	0.0326
D(LOGUSDEUR)	-0.090901	0.046801	-1.942308	0.0538
DUMMY200902	-0.048809	0.003315	-14.72463	0.0000
R-squared	0.284953	Mean dependent var		0.000575
Adjusted R-squared	0.251105	S.D. dependent var		0.015769
S.E. of regression	0.013647	Akaike info criterion		-5.701419
Sum squared resid	0.031473	Schwarz criterion		-5.540542
Log likelihood	516.4263	Hannan-Quinn criter.		-5.636179
F-statistic	8.418515	Durbin-Watson stat		1.900878
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		306.0559
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LOGNOKEUR)
 Method: Least Squares
 Date: 05/07/15 Time: 15:26
 Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
 Included observations: 178 after adjustments
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000874	0.001115	0.783791	0.4343
D(LOGNOKEUR1)	0.220243	0.086735	2.539271	0.0120
D(LOGOLJEPRIS1)	-0.010148	0.016263	-0.623999	0.5335
D(LOGGRI1)	0.043169	0.017121	2.521371	0.0126
D(LOGSP5001)	-0.015914	0.033932	-0.468979	0.6397
D(LOGKPIDIFF1)	0.181125	0.279096	0.648971	0.5172
D(LOGRENTEDIFF1)	0.025420	0.010334	2.459739	0.0149
D(LOGUSDEUR1)	-0.047974	0.044285	-1.083303	0.2802
DUMMY200902	-0.038842	0.005709	-6.804134	0.0000
R-squared	0.211904	Mean dependent var		0.000575
Adjusted R-squared	0.174598	S.D. dependent var		0.015769
S.E. of regression	0.014327	Akaike info criterion		-5.604147
Sum squared resid	0.034688	Schwarz criterion		-5.443270
Log likelihood	507.7691	Hannan-Quinn criter.		-5.538907
F-statistic	5.680104	Durbin-Watson stat		1.897500
Prob(F-statistic)	0.000002	Wald F-statistic		278.0625
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LOGRENTEDIFF)
Method: Least Squares
Date: 05/07/15 Time: 17:45
Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
Included observations: 178 after adjustments
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005445	0.004871	1.117775	0.2652
D(LOGRENTEDIFF1)	0.288565	0.080997	3.562676	0.0005
D(LOGOLJEPRIS)	-0.050907	0.048754	-1.044164	0.2979
D(LOGGRI)	-0.040276	0.051801	-0.777530	0.4379
D(LOGSP500)	0.365502	0.111165	3.287921	0.0012
D(LOGKPIDIFF)	-0.235849	1.370501	-0.172089	0.8636
D(LOGNOKEUR)	-1.032928	0.236740	-4.363143	0.0000
DUMMY201111R	-0.472280	0.011994	-39.37691	0.0000
DUMMY201203R	-0.112839	0.007171	-15.73571	0.0000
R-squared	0.332009	Mean dependent var		0.003344
Adjusted R-squared	0.300388	S.D. dependent var		0.082135
S.E. of regression	0.068700	Akaike info criterion		-2.468905
Sum squared resid	0.797621	Schwarz criterion		-2.308028
Log likelihood	228.7325	Hannan-Quinn criter.		-2.403665
F-statistic	10.49966	Durbin-Watson stat		1.877648
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LOGRENTEDIFF)
Method: Least Squares
Date: 05/07/15 Time: 17:45
Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
Included observations: 178 after adjustments
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007417	0.005698	1.301658	0.1948
D(LOGRENTEDIFF1)	0.240797	0.080075	3.007160	0.0030
D(LOGOLJEPRIS1)	0.001635	0.046211	0.035377	0.9718
D(LOGGRI1)	-0.112043	0.054595	-2.052247	0.0417
D(LOGSP5001)	-0.027209	0.097020	-0.280450	0.7795
D(LOGKPIDIFF1)	2.535787	1.413495	1.793983	0.0746
D(LOGNOKEUR1)	-0.511209	0.339850	-1.504220	0.1344
DUMMY201111R	-0.468682	0.014249	-32.89292	0.0000
DUMMY201203R	-0.095165	0.010825	-8.791195	0.0000
R-squared	0.295956	Mean dependent var		0.003344
Adjusted R-squared	0.262628	S.D. dependent var		0.082135
S.E. of regression	0.070529	Akaike info criterion		-2.416339
Sum squared resid	0.840670	Schwarz criterion		-2.255462
Log likelihood	224.0542	Hannan-Quinn criter.		-2.351099
F-statistic	8.880219	Durbin-Watson stat		1.913675
Prob(F-statistic)	0.000000			

NOK/USD:

Dependent Variable: D(LOGNOKUSD)
Method: Least Squares
Date: 05/07/15 Time: 16:00
Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
Included observations: 178 after adjustments
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000119	0.001354	0.087729	0.9302
D(LOGNOKUSD1)	0.251755	0.059771	4.211993	0.0000
D(LOGOLJEPRIS)	-0.091159	0.020867	-4.368462	0.0000
D(LOGGRI)	0.011789	0.014763	0.798606	0.4256
D(LOGSP500)	0.042414	0.037103	1.143134	0.2546
D(LOGKPIDIFF)	0.381323	0.268572	1.419817	0.1575
D(LOGRENTEDIFF)	-0.009962	0.012965	-0.768391	0.4433
D(LOGEURUSD)	-0.444513	0.050259	-8.844457	0.0000
DUMMY200005	0.073893	0.004973	14.85952	0.0000
R-squared	0.567348	Mean dependent var	-0.000700	
Adjusted R-squared	0.546867	S.D. dependent var	0.026941	
S.E. of regression	0.018136	Akaike info criterion	-5.132647	
Sum squared resid	0.055584	Schwarz criterion	-4.971771	
Log likelihood	465.8056	Hannan-Quinn criter.	-5.067407	
F-statistic	27.70178	Durbin-Watson stat	2.424027	
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	193.1021	
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LOGNOKUSD)
Method: Least Squares
Date: 05/07/15 Time: 16:15
Sample (adjusted): 2000M03 2014M12
Included observations: 178 after adjustments
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.59E-05	0.001758	0.031819	0.9747
D(LOGNOKUSD1)	0.063676	0.092571	0.687863	0.4925
D(LOGOLJEPRIS1)	-0.022403	0.024800	-0.903354	0.3676
D(LOGGRI1)	0.052736	0.023688	2.226246	0.0273
D(LOGSP5001)	-0.011773	0.063443	-0.185569	0.8530
D(LOGKPIDIFF1)	0.350255	0.371001	0.944082	0.3465
D(LOGRENTEDIFF1)	0.005138	0.013756	0.373493	0.7092
D(LOGEURUSD1)	-0.351066	0.073209	-4.795368	0.0000
DUMMY200005	0.027577	0.004506	6.120649	0.0000
R-squared	0.324823	Mean dependent var	-0.000700	
Adjusted R-squared	0.292861	S.D. dependent var	0.026941	
S.E. of regression	0.022655	Akaike info criterion	-4.687605	
Sum squared resid	0.086742	Schwarz criterion	-4.526729	
Log likelihood	426.1969	Hannan-Quinn criter.	-4.622365	
F-statistic	10.16307	Durbin-Watson stat	1.908448	
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	131.7386	
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LOGRENTEDIFF)

Method: Least Squares

Date: 05/07/15 Time: 17:42

Sample (adjusted): 2000M03 2014M12

Included observations: 178 after adjustments

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000860	0.008110	0.106083	0.9156
D(LOGRENTEDIFF1)	-0.140455	0.083602	-1.680050	0.0948
D(LOGOLJEPRIS)	-0.113365	0.123603	-0.917169	0.3604
D(LOGGRI)	0.119179	0.090616	1.315216	0.1902
D(LOGSP500)	0.044098	0.203191	0.217027	0.8284
D(LOGKPIDIFF)	0.093833	1.454059	0.064532	0.9486
D(LOGNOKUSD)	-0.880157	0.330104	-2.666300	0.0084
DUMMY201305R	-0.380969	0.010237	-37.21323	0.0000
R-squared	0.125177	Mean dependent var		-0.001333
Adjusted R-squared	0.089155	S.D. dependent var		0.110912
S.E. of regression	0.105853	Akaike info criterion		-1.609634
Sum squared resid	1.904815	Schwarz criterion		-1.466632
Log likelihood	151.2574	Hannan-Quinn criter.		-1.551643
F-statistic	3.474997	Durbin-Watson stat		2.041838
Prob(F-statistic)	0.001662	Wald F-statistic		372.4098
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: D(LOGRENTEDIFF)

Method: Least Squares

Date: 05/07/15 Time: 17:42

Sample (adjusted): 2000M03 2014M12

Included observations: 178 after adjustments

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001240	0.008271	0.149975	0.8810
D(LOGRENTEDIFF1)	-0.116613	0.080999	-1.439676	0.1518
D(LOGOLJEPRIS1)	-0.022690	0.113384	-0.200119	0.8416
D(LOGGRI1)	0.063181	0.117879	0.535976	0.5927
D(LOGSP5001)	-0.285601	0.212343	-1.345000	0.1804
D(LOGKPIDIFF1)	-2.039029	1.312867	-1.553112	0.1223
D(LOGNOKUSD1)	0.280745	0.339285	0.827462	0.4091
DUMMY201305R	-0.379484	0.016793	-22.59731	0.0000
R-squared	0.118513	Mean dependent var		-0.001333
Adjusted R-squared	0.082216	S.D. dependent var		0.110912
S.E. of regression	0.106255	Akaike info criterion		-1.602045
Sum squared resid	1.919325	Schwarz criterion		-1.459044
Log likelihood	150.5820	Hannan-Quinn criter.		-1.544054
F-statistic	3.265125	Durbin-Watson stat		2.134489
Prob(F-statistic)	0.002799	Wald F-statistic		376.7947
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

VEDLEGG 3: Heteroskedastitetest

NOK/CHF:

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.950830	Prob. F(37,140)	0.0029
Obs*R-squared	60.55295	Prob. Chi-Square(37)	0.0086
Scaled explained SS	53.22725	Prob. Chi-Square(37)	0.0409

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 09:02

Sample: 2000M03 2014M12

Included observations: 178

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000222	4.16E-05	5.347493	0.0000
D(LOGNOKCHF1)^2	0.068341	0.067605	1.010894	0.3138
D(LOGNOKCHF1)*D(LOGOLJEPRIS)	-0.028405	0.021563	-1.317296	0.1899
D(LOGNOKCHF1)*D(LOGGRI)	-0.020724	0.017508	-1.183715	0.2385
D(LOGNOKCHF1)*D(LOGSP500)	0.065110	0.035978	1.809733	0.0725
D(LOGNOKCHF1)*D(LOGKPIDIFF)	-0.291157	0.335759	-0.867158	0.3873
D(LOGNOKCHF1)*D(LOGRENTEDIFF)	-0.018109	0.017373	-1.042349	0.2990
D(LOGNOKCHF1)*D(LOGUSDCHF)	-0.036082	0.049592	-0.727585	0.4681
D(LOGNOKCHF1)*DUMMY200902	-0.011085	0.029380	-0.377307	0.7065
D(LOGNOKCHF1)*DUMMY201109	-0.006152	0.007202	-0.854165	0.3945
D(LOGNOKCHF1)	0.003976	0.001666	2.386140	0.0184
D(LOGOLJEPRIS)^2	-1.41E-05	0.002991	-0.004714	0.9962
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGGRI)	0.004580	0.004767	0.960817	0.3383
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGSP500)	0.010995	0.008042	1.367237	0.1737
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGKPIDIFF)	0.013613	0.058110	0.234255	0.8151
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGRENTEDIFF)	0.002911	0.004277	0.680677	0.4972
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGUSDCHF)	-0.009750	0.012325	-0.791035	0.4303
D(LOGOLJEPRIS)	0.000375	0.000337	1.112310	0.2679
D(LOGGRI)^2	0.000920	0.002216	0.415226	0.6786
D(LOGGRI)*D(LOGSP500)	-0.007491	0.007741	-0.967737	0.3348
D(LOGGRI)*D(LOGKPIDIFF)	-0.064722	0.072315	-0.895007	0.3723
D(LOGGRI)*D(LOGRENTEDIFF)	-0.000291	0.003468	-0.083994	0.9332
D(LOGGRI)*D(LOGUSDCHF)	0.015329	0.007744	1.979303	0.0497
D(LOGGRI)	0.001005	0.000342	2.937395	0.0039
D(LOGSP500)^2	-0.009968	0.010232	-0.974233	0.3316
D(LOGSP500)*D(LOGKPIDIFF)	0.054325	0.127328	0.426650	0.6703
D(LOGSP500)*D(LOGRENTEDIFF)	0.005044	0.008207	0.614639	0.5398
D(LOGSP500)*D(LOGUSDCHF)	0.006964	0.021948	0.317272	0.7515
D(LOGSP500)	-0.000455	0.000658	-0.690854	0.4908
D(LOGKPIDIFF)^2	-0.120227	0.517212	-0.232452	0.8165
D(LOGKPIDIFF)*D(LOGRENTEDIFF)	-0.051728	0.071228	-0.726232	0.4689
D(LOGKPIDIFF)*D(LOGUSDCHF)	0.083330	0.202261	0.411993	0.6810
D(LOGKPIDIFF)	-0.006755	0.005722	-1.180479	0.2398
D(LOGRENTEDIFF)^2	-0.000551	0.001764	-0.312080	0.7554
D(LOGRENTEDIFF)*D(LOGUSDCHF)	-0.008764	0.008525	-1.028046	0.3057
D(LOGRENTEDIFF)	0.000101	0.000309	0.327240	0.7440
D(LOGUSDCHF)^2	-0.032335	0.017411	-1.857197	0.0654
D(LOGUSDCHF)	6.73E-05	0.000857	0.078531	0.9375

R-squared	0.340185	Mean dependent var	0.000220
Adjusted R-squared	0.165805	S.D. dependent var	0.000309

S.E. of regression	0.000282	Akaike info criterion	-13.31917
Sum squared resid	1.12E-05	Schwarz criterion	-12.63991
Log likelihood	1223.406	Hannan-Quinn criter.	-13.04371
F-statistic	1.950830	Durbin-Watson stat	1.908490
Prob(F-statistic)	0.002937		

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.566957	Prob. F(28,149)	0.0464
Obs*R-squared	40.49110	Prob. Chi-Square(28)	0.0597
Scaled explained SS	43.68940	Prob. Chi-Square(28)	0.0298

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 09:02

Sample: 2000M03 2014M12

Included observations: 178

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007416	0.001482	5.003153	0.0000
D(LOGRENTEDIFF1)^2	-0.017439	0.071877	-0.242630	0.8086
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGOLJEPRIS)	-0.227875	0.147947	-1.540249	0.1256
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGGRI)	-0.346446	0.134663	-2.572682	0.0111
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGSP500)	-0.182195	0.265551	-0.686101	0.4937
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGKPIDIFF)	-0.722322	2.330312	-0.309968	0.7570
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGNOKCHF)	0.430232	0.607869	0.707772	0.4802
D(LOGRENTEDIFF1)*DUMMY200802R	-0.214670	0.297767	-0.720934	0.4721
D(LOGRENTEDIFF1)	-0.004682	0.010306	-0.454333	0.6503
D(LOGOLJEPRIS)^2	-0.027615	0.119380	-0.231323	0.8174
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGGRI)	-0.043439	0.149324	-0.290903	0.7715
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGSP500)	0.292954	0.297551	0.984550	0.3264
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGKPIDIFF)	-2.003207	2.519264	-0.795156	0.4278
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGNOKCHF)	1.352051	0.682783	1.980206	0.0495
D(LOGOLJEPRIS)	0.022607	0.012457	1.814747	0.0716
D(LOGGRI)^2	-0.046795	0.076108	-0.614845	0.5396
D(LOGGRI)*D(LOGSP500)	-0.255037	0.260700	-0.978279	0.3295
D(LOGGRI)*D(LOGKPIDIFF)	-2.138105	2.626200	-0.814144	0.4169
D(LOGGRI)*D(LOGNOKCHF)	0.112653	0.610783	0.184440	0.8539
D(LOGGRI)	0.012165	0.012892	0.943555	0.3469
D(LOGSP500)^2	-0.282982	0.350359	-0.807693	0.4206
D(LOGSP500)*D(LOGKPIDIFF)	-2.086407	4.046708	-0.515581	0.6069
D(LOGSP500)*D(LOGNOKCHF)	-0.746611	1.106344	-0.674846	0.5008
D(LOGSP500)	-0.019636	0.022483	-0.873338	0.3839
D(LOGKPIDIFF)^2	6.188130	20.59211	0.300510	0.7642
D(LOGKPIDIFF)*D(LOGNOKCHF)	-6.683346	12.29387	-0.543632	0.5875
D(LOGKPIDIFF)	-0.167343	0.192574	-0.868979	0.3863
D(LOGNOKCHF)^2	2.853296	1.931501	1.477243	0.1417
D(LOGNOKCHF)	0.089627	0.058540	1.531030	0.1279

R-squared	0.227478	Mean dependent var	0.007411
Adjusted R-squared	0.082306	S.D. dependent var	0.011431
S.E. of regression	0.010951	Akaike info criterion	-6.042775
Sum squared resid	0.017869	Schwarz criterion	-5.524395
Log likelihood	566.8070	Hannan-Quinn criter.	-5.832558
F-statistic	1.566957	Durbin-Watson stat	2.044554
Prob(F-statistic)	0.046388		

NOK/JPY:

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.650947	Prob. F(37,140)	0.0201
Obs*R-squared	54.07232	Prob. Chi-Square(37)	0.0346
Scaled explained SS	39.86245	Prob. Chi-Square(37)	0.3440

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 09:04

Sample: 2000M03 2014M12

Included observations: 178

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000379	9.84E-05	3.846952	0.0002
D(LOGNOKYEN1)^2	0.035972	0.037104	0.969497	0.3340
D(LOGNOKYEN1)*D(LOGOLJEPRIS)	-0.004598	0.024013	-0.191479	0.8484
D(LOGNOKYEN1)*D(LOGGRI)	-0.021587	0.020889	-1.033391	0.3032
D(LOGNOKYEN1)*D(LOGSP500)	-0.019622	0.037415	-0.524448	0.6008
D(LOGNOKYEN1)*D(LOGKPIDIFF)	-0.732118	0.385629	-1.898506	0.0597
D(LOGNOKYEN1)*D(LOGRENTEDIFF)	0.004999	0.023993	0.208375	0.8352
D(LOGNOKYEN1)*D(LOGUSDJPY)	0.008090	0.079284	0.102044	0.9189
D(LOGNOKYEN1)*DUMMY200012	0.015440	0.126518	0.122040	0.9030
D(LOGNOKYEN1)*DUMMY200810	0.003020	0.018379	0.164335	0.8697
D(LOGNOKYEN1)	-0.000446	0.002033	-0.219300	0.8267
D(LOGOLJEPRIS)^2	0.003988	0.006630	0.601541	0.5485
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGGRI)	-0.002401	0.010088	-0.238022	0.8122
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGSP500)	-0.009933	0.018772	-0.529174	0.5975
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGKPIDIFF)	0.013716	0.136061	0.100805	0.9198
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGRENTEDIFF)	-0.001333	0.011819	-0.112766	0.9104
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGUSDJPY)	-0.007665	0.032810	-0.233627	0.8156
D(LOGOLJEPRIS)	0.000871	0.000736	1.182764	0.2389
D(LOGGRI)^2	-0.003136	0.004886	-0.641793	0.5221
D(LOGGRI)*D(LOGSP500)	-0.014925	0.016480	-0.905674	0.3667
D(LOGGRI)*D(LOGKPIDIFF)	0.001016	0.107614	0.009438	0.9925
D(LOGGRI)*D(LOGRENTEDIFF)	0.001066	0.009360	0.113932	0.9095
D(LOGGRI)*D(LOGUSDJPY)	0.017936	0.023243	0.771703	0.4416
D(LOGGRI)	0.002189	0.000735	2.978531	0.0034
D(LOGSP500)^2	0.016881	0.020816	0.810979	0.4188
D(LOGSP500)*D(LOGKPIDIFF)	-0.192607	0.219089	-0.879125	0.3808
D(LOGSP500)*D(LOGRENTEDIFF)	-0.027358	0.018309	-1.494198	0.1374
D(LOGSP500)*D(LOGUSDJPY)	0.024241	0.052623	0.460644	0.6458
D(LOGSP500)	0.000263	0.001365	0.192763	0.8474
D(LOGKPIDIFF)^2	-0.559460	0.955106	-0.585757	0.5590
D(LOGKPIDIFF)*D(LOGRENTEDIFF)	-0.189802	0.118541	-1.601153	0.1116
D(LOGKPIDIFF)*D(LOGUSDJPY)	0.256881	0.472501	0.543662	0.5875
D(LOGKPIDIFF)	-0.009277	0.010703	-0.866717	0.3876
D(LOGRENTEDIFF)^2	0.012129	0.003973	3.053175	0.0027
D(LOGRENTEDIFF)*D(LOGUSDJPY)	-0.040416	0.025755	-1.569255	0.1188
D(LOGRENTEDIFF)	0.001509	0.000639	2.363297	0.0195
D(LOGUSDJPY)^2	0.026711	0.063502	0.420627	0.6747
D(LOGUSDJPY)	-0.001131	0.002190	-0.516401	0.6064

R-squared 0.303777 Mean dependent var 0.000494

Adjusted R-squared	0.119775	S.D. dependent var	0.000637
S.E. of regression	0.000598	Akaike info criterion	-11.81932
Sum squared resid	5.01E-05	Schwarz criterion	-11.14006
Log likelihood	1089.919	Hannan-Quinn criter.	-11.54386
F-statistic	1.650947	Durbin-Watson stat	1.852226
Prob(F-statistic)	0.020103		

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.373284	Prob. F(28,149)	0.1169
Obs*R-squared	36.51307	Prob. Chi-Square(28)	0.1300
Scaled explained SS	47.22219	Prob. Chi-Square(28)	0.0130

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 09:05

Sample: 2000M03 2014M12

Included observations: 178

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004633	0.001217	3.808422	0.0002
D(LOGRENTEDIFF1)^2	0.193892	0.058314	3.324969	0.0011
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGOLJEPRIS)	-0.203704	0.175118	-1.163236	0.2466
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGGRI)	-0.111356	0.155254	-0.717251	0.4743
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGSP500)	-0.412595	0.272577	-1.513679	0.1322
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGKPIDIFF)	-0.011959	2.056970	-0.005814	0.9954
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGNOKYEN)	0.254154	0.367113	0.692305	0.4898
D(LOGRENTEDIFF1)*DUMMY201306R	0.167281	0.137250	1.218806	0.2248
D(LOGRENTEDIFF1)	-0.016823	0.010594	-1.587990	0.1144
D(LOGOLJEPRIS)^2	-0.023822	0.086793	-0.274468	0.7841
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGGRI)	-0.015081	0.130966	-0.115150	0.9085
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGSP500)	-0.116169	0.252557	-0.459971	0.6462
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGKPIDIFF)	1.907772	2.049925	0.930655	0.3535
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGNOKYEN)	0.133302	0.356187	0.374246	0.7088
D(LOGOLJEPRIS)	0.006963	0.010428	0.667756	0.5053
D(LOGGRI)^2	-0.034771	0.068587	-0.506970	0.6129
D(LOGGRI)*D(LOGSP500)	-0.214185	0.234482	-0.913437	0.3625
D(LOGGRI)*D(LOGKPIDIFF)	-0.566000	1.560506	-0.362703	0.7173
D(LOGGRI)*D(LOGNOKYEN)	-0.212587	0.284363	-0.747588	0.4559
D(LOGGRI)	0.009453	0.010257	0.921653	0.3582
D(LOGSP500)^2	-0.008157	0.279925	-0.029141	0.9768
D(LOGSP500)*D(LOGKPIDIFF)	4.306828	2.956716	1.456625	0.1473
D(LOGSP500)*D(LOGNOKYEN)	-0.911061	0.637284	-1.429600	0.1549
D(LOGSP500)	-0.018586	0.020353	-0.913178	0.3626
D(LOGKPIDIFF)^2	-2.490847	14.25922	-0.174683	0.8616
D(LOGKPIDIFF)*D(LOGNOKYEN)	-2.621457	5.821927	-0.450273	0.6532
D(LOGKPIDIFF)	-0.189691	0.145366	-1.304926	0.1939
D(LOGNOKYEN)^2	0.721591	0.710246	1.015974	0.3113
D(LOGNOKYEN)	0.034375	0.033393	1.029414	0.3050

R-squared	0.205130	Mean dependent var	0.005507
Adjusted R-squared	0.055758	S.D. dependent var	0.009300
S.E. of regression	0.009037	Akaike info criterion	-6.427023
Sum squared resid	0.012168	Schwarz criterion	-5.908642
Log likelihood	601.0050	Hannan-Quinn criter.	-6.216806
F-statistic	1.373284	Durbin-Watson stat	1.949095

Prob(F-statistic)

0.116929

NOK/EUR:

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.449314	Prob. F(36,141)	0.0664
Obs*R-squared	48.07655	Prob. Chi-Square(36)	0.0860
Scaled explained SS	55.21348	Prob. Chi-Square(36)	0.0212

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 08:59

Sample: 2000M03 2014M12

Included observations: 178

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000181	4.09E-05	4.411760	0.0000
D(LOGNOKEUR1)^2	-0.083802	0.083612	-1.002279	0.3179
D(LOGNOKEUR1)*D(LOGOLJEPRIS)	-0.022936	0.023044	-0.995330	0.3213
D(LOGNOKEUR1)*D(LOGGRI)	-0.012220	0.020055	-0.609337	0.5433
D(LOGNOKEUR1)*D(LOGSP500)	0.011288	0.053694	0.210228	0.8338
D(LOGNOKEUR1)*D(LOGKPIDIFF)	-0.595354	0.371229	-1.603736	0.1110
D(LOGNOKEUR1)*D(LOGRENTEDIFF)	-0.012909	0.028648	-0.450605	0.6530
D(LOGNOKEUR1)*D(LOGUSDEUR)	0.125714	0.076158	1.650695	0.1010
D(LOGNOKEUR1)*DUMMY200902	-0.001326	0.017077	-0.077644	0.9382
D(LOGNOKEUR1)	0.003332	0.001722	1.935285	0.0550
D(LOGOLJEPRIS)^2	0.003863	0.002879	1.341706	0.1818
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGGRI)	0.004100	0.003954	1.036916	0.3016
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGSP500)	0.008247	0.008386	0.983413	0.3271
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGKPIDIFF)	-0.076457	0.073594	-1.038911	0.3006
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGRENTEDIFF)	0.010677	0.007430	1.437005	0.1529
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGUSDEUR)	0.017196	0.009822	1.750758	0.0822
D(LOGOLJEPRIS)	0.000157	0.000335	0.469230	0.6396
D(LOGGRI)^2	0.000130	0.001945	0.067057	0.9466
D(LOGGRI)*D(LOGSP500)	0.000379	0.007590	0.049890	0.9603
D(LOGGRI)*D(LOGKPIDIFF)	0.101951	0.065004	1.568366	0.1190
D(LOGGRI)*D(LOGRENTEDIFF)	0.001418	0.005251	0.269988	0.7876
D(LOGGRI)*D(LOGUSDEUR)	0.016150	0.010259	1.574165	0.1177
D(LOGGRI)	0.000415	0.000320	1.295457	0.1973
D(LOGSP500)^2	-0.012583	0.010615	-1.185400	0.2379
D(LOGSP500)*D(LOGKPIDIFF)	-0.033160	0.121474	-0.272982	0.7853
D(LOGSP500)*D(LOGRENTEDIFF)	0.011046	0.013802	0.800310	0.4249
D(LOGSP500)*D(LOGUSDEUR)	-0.011603	0.023715	-0.489265	0.6254
D(LOGSP500)	0.000260	0.000619	0.419010	0.6758
D(LOGKPIDIFF)^2	-0.011435	0.584993	-0.019548	0.9844
D(LOGKPIDIFF)*D(LOGRENTEDIFF)	0.011287	0.082594	0.136657	0.8915
D(LOGKPIDIFF)*D(LOGUSDEUR)	-0.259905	0.242386	-1.072279	0.2854
D(LOGKPIDIFF)	-0.002352	0.005628	-0.417946	0.6766
D(LOGRENTEDIFF)^2	-0.000132	0.001130	-0.117113	0.9069
D(LOGRENTEDIFF)*D(LOGUSDEUR)	0.023301	0.016198	1.438476	0.1525
D(LOGRENTEDIFF)	-0.000320	0.000418	-0.765975	0.4450
D(LOGUSDEUR)^2	-0.016256	0.023059	-0.704952	0.4820
D(LOGUSDEUR)	-0.000467	0.000908	-0.515134	0.6073
R-squared	0.270093	Mean dependent var	0.000177	

Adjusted R-squared	0.083734	S.D. dependent var	0.000283
S.E. of regression	0.000271	Akaike info criterion	-13.40674
Sum squared resid	1.03E-05	Schwarz criterion	-12.74536
Log likelihood	1230.200	Hannan-Quinn criter.	-13.13853
F-statistic	1.449314	Durbin-Watson stat	2.218642
Prob(F-statistic)	0.066431		

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	0.495689	Prob. F(29,148)	0.9855
Obs*R-squared	15.75825	Prob. Chi-Square(29)	0.9782
Scaled explained SS	169.5358	Prob. Chi-Square(29)	0.0000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 09:01

Sample: 2000M03 2014M12

Included observations: 178

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005204	0.003070	1.695229	0.0921
D(LOGRENTEDIFF1)^2	-0.030093	0.069134	-0.435293	0.6640
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGOLJEPRIS)	0.152404	0.516675	0.294970	0.7684
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGGRI)	0.517761	0.326812	1.584277	0.1153
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGSP500)	0.604631	0.697867	0.866399	0.3877
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGKPIDIFF)	-12.77764	6.859293	-1.862821	0.0645
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGNOKEUR)	-0.214576	2.550413	-0.084134	0.9331
D(LOGRENTEDIFF1)*DUMMY201111R	-0.139272	0.264741	-0.526069	0.5996
D(LOGRENTEDIFF1)*DUMMY201203R	0.102247	0.540857	0.189047	0.8503
D(LOGRENTEDIFF1)	0.022221	0.028767	0.772443	0.4411
D(LOGOLJEPRIS)^2	-0.114821	0.249054	-0.461030	0.6455
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGGRI)	-0.078601	0.296642	-0.264968	0.7914
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGSP500)	0.206012	0.649492	0.317189	0.7515
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGKPIDIFF)	-2.257027	6.410748	-0.352069	0.7253
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGNOKEUR)	-0.499173	1.601389	-0.311712	0.7557
D(LOGOLJEPRIS)	-0.015820	0.026999	-0.585922	0.5588
D(LOGGRI)^2	-0.003700	0.161723	-0.022878	0.9818
D(LOGGRI)*D(LOGSP500)	-0.178941	0.519809	-0.344244	0.7312
D(LOGGRI)*D(LOGKPIDIFF)	-3.802919	6.043857	-0.629221	0.5302
D(LOGGRI)*D(LOGNOKEUR)	-0.680534	1.454824	-0.467777	0.6406
D(LOGGRI)	0.009739	0.027190	0.358167	0.7207
D(LOGSP500)^2	-0.360147	0.752299	-0.478728	0.6328
D(LOGSP500)*D(LOGKPIDIFF)	-9.304883	9.129361	-1.019226	0.3098
D(LOGSP500)*D(LOGNOKEUR)	-0.789122	3.122431	-0.252727	0.8008
D(LOGSP500)	0.018985	0.048109	0.394615	0.6937
D(LOGKPIDIFF)^2	55.23625	50.36811	1.096651	0.2746
D(LOGKPIDIFF)*D(LOGNOKEUR)	16.10765	33.02862	0.487688	0.6265
D(LOGKPIDIFF)	-0.603967	0.447160	-1.350674	0.1789
D(LOGNOKEUR)^2	-2.566623	5.592570	-0.458934	0.6470
D(LOGNOKEUR)	-0.055774	0.144395	-0.386258	0.6999

R-squared	0.088529	Mean dependent var	0.004481
Adjusted R-squared	-0.090069	S.D. dependent var	0.021955
S.E. of regression	0.022922	Akaike info criterion	-4.560934
Sum squared resid	0.077762	Schwarz criterion	-4.024679
Log likelihood	435.9232	Hannan-Quinn criter.	-4.343468

F-statistic	0.495689	Durbin-Watson stat	2.042786
Prob(F-statistic)	0.985472		

NOK/USD:

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.164308	Prob. F(36,141)	0.2627
Obs*R-squared	40.78880	Prob. Chi-Square(36)	0.2680
Scaled explained SS	25.00283	Prob. Chi-Square(36)	0.9158

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 09:06

Sample: 2000M03 2014M12

Included observations: 178

Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000173	5.72E-05	3.031987	0.0029
D(LOGNOKUSD1)^2	0.094417	0.042776	2.207241	0.0289
D(LOGNOKUSD1)*D(LOGOLJEPRIS)	0.033304	0.019414	1.715512	0.0884
D(LOGNOKUSD1)*D(LOGGRI)	-0.004673	0.015248	-0.306438	0.7597
D(LOGNOKUSD1)*D(LOGSP500)	-0.037474	0.028210	-1.328366	0.1862
D(LOGNOKUSD1)*D(LOGKPIDIFF)	0.279639	0.270314	1.034497	0.3027
D(LOGNOKUSD1)*D(LOGRENTEDIFF)	0.001964	0.012929	0.151945	0.8794
D(LOGNOKUSD1)*D(LOGEURUSD)	-0.043851	0.054454	-0.805277	0.4220
D(LOGNOKUSD1)*DUMMY200005	-0.026941	0.018808	-1.432437	0.1542
D(LOGNOKUSD1)	-0.000454	0.001249	-0.363778	0.7166
D(LOGOLJEPRIS)^2	0.003921	0.004147	0.945364	0.3461
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGGRI)	0.000398	0.005965	0.066693	0.9469
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGSP500)	-0.016662	0.011497	-1.449289	0.1495
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGKPIDIFF)	0.054659	0.080103	0.682362	0.4961
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGRENTEDIFF)	0.008044	0.004627	1.738494	0.0843
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGEURUSD)	-0.008584	0.014596	-0.588081	0.5574
D(LOGOLJEPRIS)	0.000541	0.000487	1.112241	0.2679
D(LOGGRI)^2	-0.002576	0.002654	-0.970457	0.3335
D(LOGGRI)*D(LOGSP500)	0.000361	0.009865	0.036553	0.9709
D(LOGGRI)*D(LOGKPIDIFF)	0.045672	0.064516	0.707919	0.4802
D(LOGGRI)*D(LOGRENTEDIFF)	0.002037	0.004217	0.482950	0.6299
D(LOGGRI)*D(LOGEURUSD)	-0.016796	0.014155	-1.186545	0.2374
D(LOGGRI)	-7.72E-05	0.000415	-0.186009	0.8527
D(LOGSP500)^2	0.018853	0.012662	1.488976	0.1387
D(LOGSP500)*D(LOGKPIDIFF)	-0.031263	0.132322	-0.236262	0.8136
D(LOGSP500)*D(LOGRENTEDIFF)	0.007067	0.009458	0.747226	0.4562
D(LOGSP500)*D(LOGEURUSD)	0.001934	0.031111	0.062180	0.9505
D(LOGSP500)	0.001165	0.000820	1.421197	0.1575
D(LOGKPIDIFF)^2	0.685355	0.634262	1.080556	0.2817
D(LOGKPIDIFF)*D(LOGRENTEDIFF)	-0.002546	0.066599	-0.038235	0.9696
D(LOGKPIDIFF)*D(LOGEURUSD)	0.155122	0.273712	0.566734	0.5718
D(LOGKPIDIFF)	-0.010724	0.006159	-1.741266	0.0838
D(LOGRENTEDIFF)^2	-0.000728	0.001703	-0.427354	0.6698
D(LOGRENTEDIFF)*D(LOGEURUSD)	-0.005735	0.013010	-0.440785	0.6600
D(LOGRENTEDIFF)	-0.000434	0.000301	-1.441431	0.1517
D(LOGEURUSD)^2	0.040170	0.033958	1.182951	0.2388

D(LOGEURUSD)	5.28E-05	0.001137	0.046401	0.9631
R-squared	0.229151	Mean dependent var		0.000312
Adjusted R-squared	0.032338	S.D. dependent var		0.000365
S.E. of regression	0.000359	Akaike info criterion		-12.84245
Sum squared resid	1.82E-05	Schwarz criterion		-12.18107
Log likelihood	1179.978	Hannan-Quinn criter.		-12.57424
F-statistic	1.164308	Durbin-Watson stat		2.036761
Prob(F-statistic)	0.262732			

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	1.137562	Prob. F(28,149)	0.3037
Obs*R-squared	31.34948	Prob. Chi-Square(28)	0.3018
Scaled explained SS	35.81296	Prob. Chi-Square(28)	0.1474

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 09:06

Sample: 2000M03 2014M12

Included observations: 178

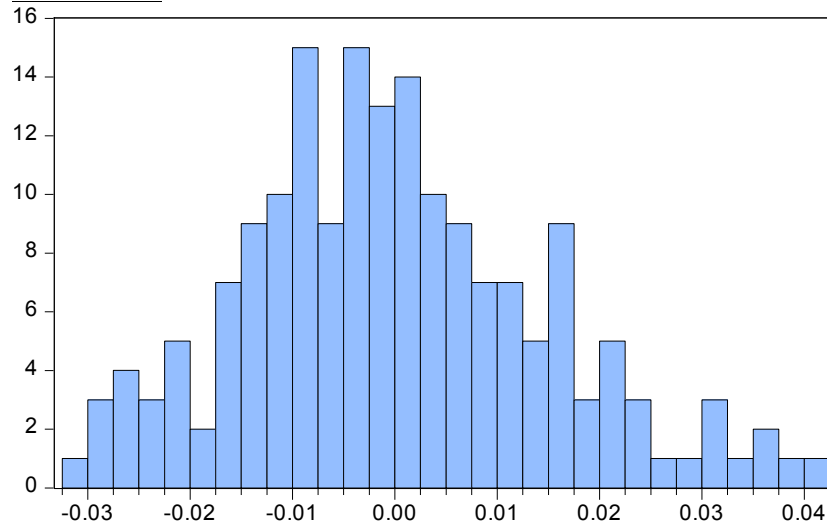
Collinear test regressors dropped from specification

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.009295	0.002350	3.955029	0.0001
D(LOGRENTEDIFF1)^2	0.047038	0.073487	0.640085	0.5231
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGOLJEPRIS)	-0.085822	0.210002	-0.408671	0.6834
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGGRI)	-0.167466	0.164485	-1.018127	0.3103
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGSP500)	-0.071187	0.288909	-0.246399	0.8057
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGKPIDIFF)	-1.148844	2.452110	-0.468512	0.6401
D(LOGRENTEDIFF1)*D(LOGNOKUSD)	-0.655656	0.724256	-0.905282	0.3668
D(LOGRENTEDIFF1)*DUMMY201305R	-1.323980	2.807368	-0.471609	0.6379
D(LOGRENTEDIFF1)	-0.007380	0.013203	-0.559019	0.5770
D(LOGOLJEPRIS)^2	0.148518	0.166832	0.890229	0.3748
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGGRI)	-0.194398	0.250594	-0.775748	0.4391
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGSP500)	-0.408278	0.466394	-0.875393	0.3828
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGKPIDIFF)	-5.349293	4.236733	-1.262599	0.2087
D(LOGOLJEPRIS)*D(LOGNOKUSD)	-0.128326	0.692519	-0.185303	0.8532
D(LOGOLJEPRIS)	-0.022348	0.019758	-1.131125	0.2598
D(LOGGRI)^2	-0.081160	0.109740	-0.739564	0.4607
D(LOGGRI)*D(LOGSP500)	0.136519	0.402358	0.339296	0.7349
D(LOGGRI)*D(LOGKPIDIFF)	5.185541	2.812240	1.843919	0.0672
D(LOGGRI)*D(LOGNOKUSD)	-0.962485	0.846020	-1.137662	0.2571
D(LOGGRI)	0.026679	0.018938	1.408712	0.1610
D(LOGSP500)^2	0.727666	0.529032	1.375466	0.1711
D(LOGSP500)*D(LOGKPIDIFF)	15.67408	5.774297	2.714456	0.0074
D(LOGSP500)*D(LOGNOKUSD)	-1.490200	1.341998	-1.110433	0.2686
D(LOGSP500)	0.026750	0.034013	0.786469	0.4328
D(LOGKPIDIFF)^2	-17.22260	27.93833	-0.616451	0.5385
D(LOGKPIDIFF)*D(LOGNOKUSD)	-12.29383	13.18356	-0.932512	0.3526
D(LOGKPIDIFF)	0.221200	0.255021	0.867380	0.3871
D(LOGNOKUSD)^2	-1.027134	2.012273	-0.510435	0.6105
D(LOGNOKUSD)	0.037119	0.063026	0.588954	0.5568
R-squared	0.176121	Mean dependent var		0.010701
Adjusted R-squared	0.021298	S.D. dependent var		0.016984
S.E. of regression	0.016802	Akaike info criterion		-5.186579

Sum squared resid	0.042066	Schwarz criterion	-4.668199
Log likelihood	490.6055	Hannan-Quinn criter.	-4.976362
F-statistic	1.137562	Durbin-Watson stat	1.940135
Prob(F-statistic)	0.303710		

VEDLEGG 4: JB

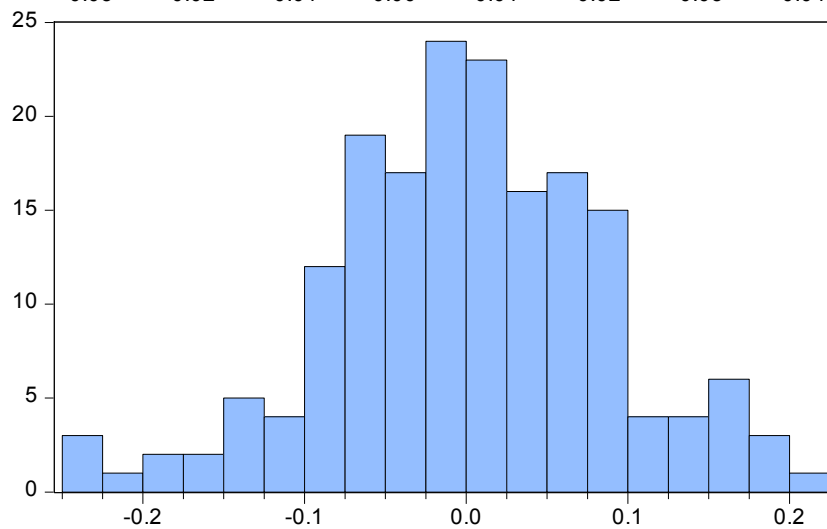
NOK/CHF:



Series: Residuals
Sample 2000M03 2014M12
Observations 178

Mean	-1.13e-18
Median	-0.001554
Maximum	0.041096
Minimum	-0.031387
Std. Dev.	0.014858
Skewness	0.391143
Kurtosis	2.973559

Jarque-Bera	4.543975
Probability	0.103107

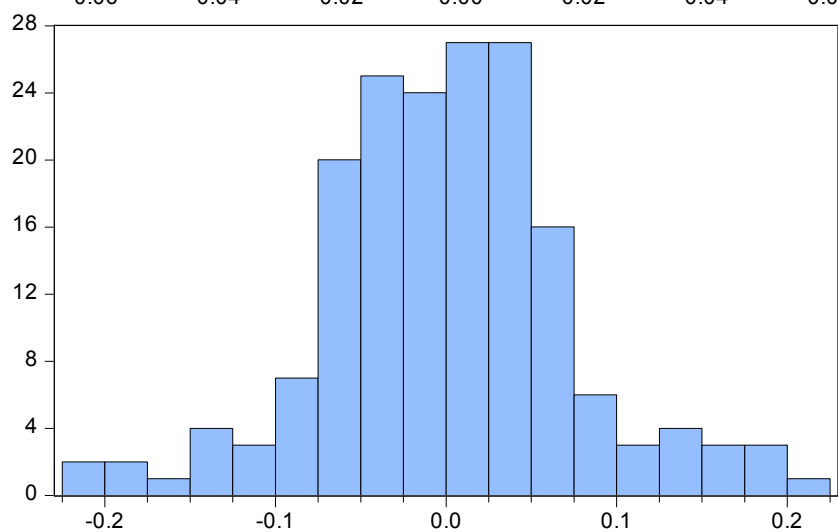
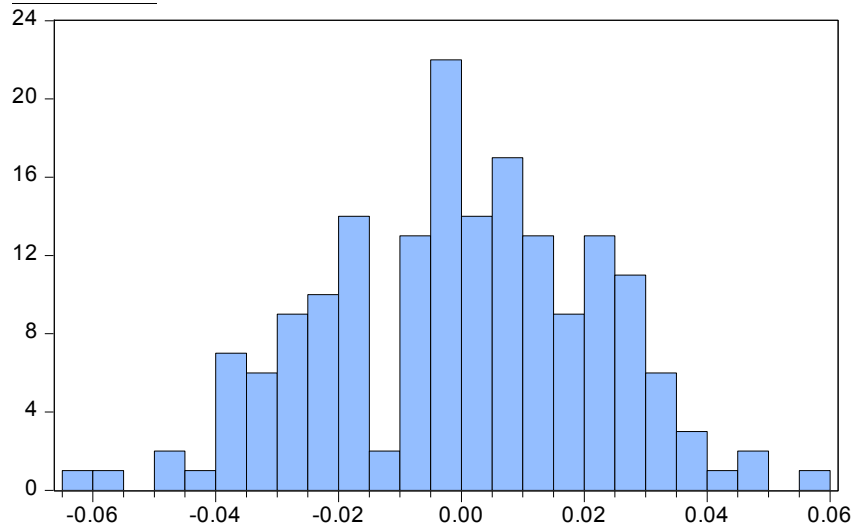


Series: Residuals
Sample 2000M03 2014M12
Observations 178

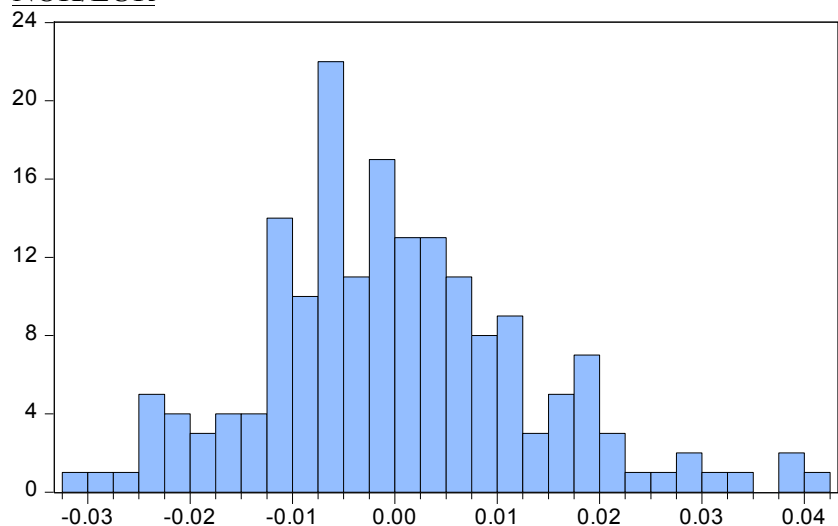
Mean	1.17e-19
Median	-0.000528
Maximum	0.213664
Minimum	-0.239554
Std. Dev.	0.086331
Skewness	-0.138603
Kurtosis	3.365858

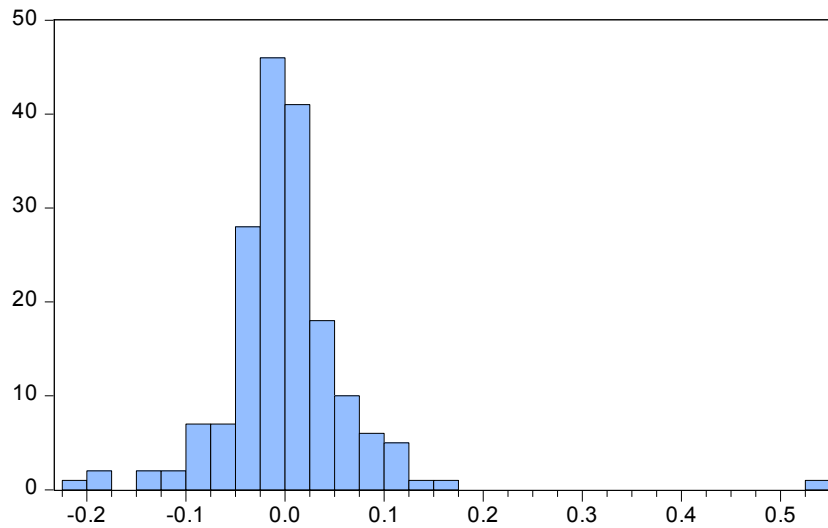
Jarque-Bera	1.562654
Probability	0.457798

NOK/YEN



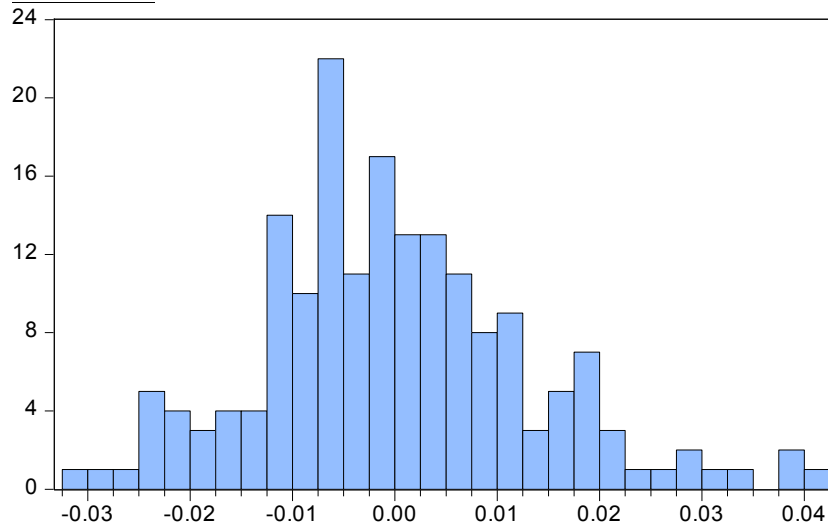
NOK/EUR



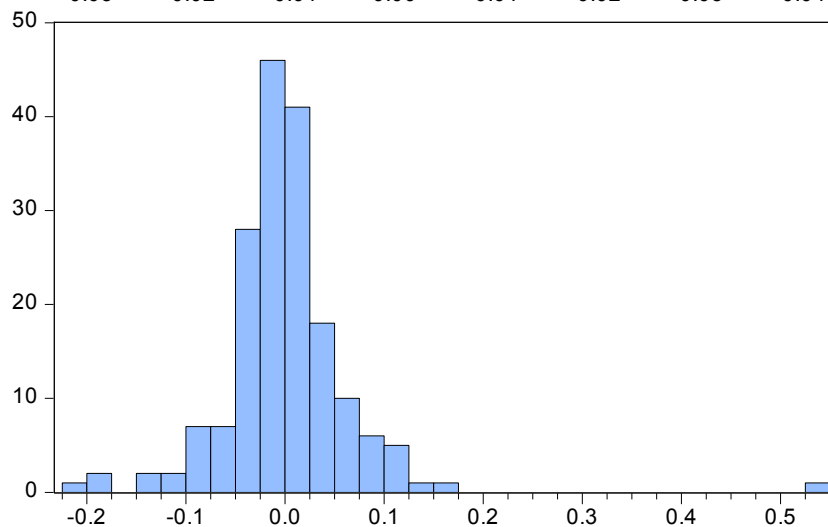


Series: Residuals	
Sample 2000M03 2014M12	
Observations 178	
Mean	1.33e-18
Median	-0.004566
Maximum	0.532716
Minimum	-0.214253
Std. Dev.	0.067129
Skewness	2.537091
Kurtosis	24.86987
Jarque-Bera	3738.285
Probability	0.000000

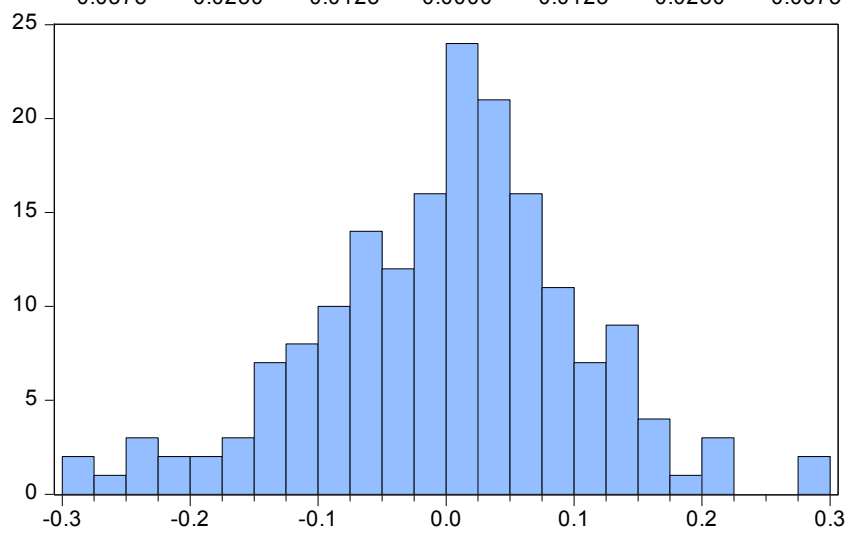
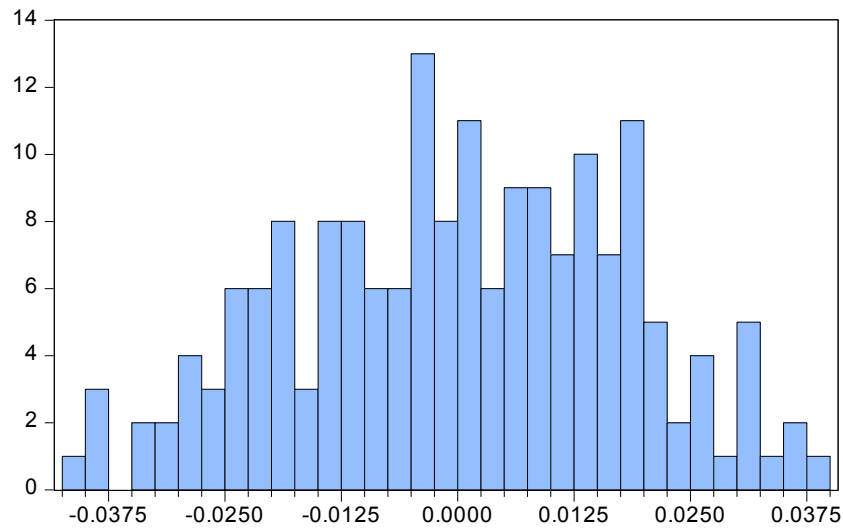
NOK/USD



Series: Residuals	
Sample 2000M03 2014M12	
Observations 178	
Mean	7.80e-20
Median	-0.001095
Maximum	0.041356
Minimum	-0.032483
Std. Dev.	0.013335
Skewness	0.497957
Kurtosis	3.548053
Jarque-Bera	9.583857
Probability	0.008296



Series: Residuals	
Sample 2000M03 2014M12	
Observations 178	
Mean	1.33e-18
Median	-0.004566
Maximum	0.532716
Minimum	-0.214253
Std. Dev.	0.067129
Skewness	2.537091
Kurtosis	24.86987
Jarque-Bera	3738.285
Probability	0.000000



VEDLEGG 5: MULTIKOLINEARITET

NOK/CHF

	D(LOGNOK...)	D(LOGOLJE...)	D(LOGGRI)	D(LOGSP500)	D(LOGKPIDI...)	D(LOGREN...)	D(LOGUSD...)
D(LOGNOK...)	1.000000	-0.292914	0.032431	-0.120905	0.039337	-0.172651	-0.127259
D(LOGOLJE...)	-0.292914	1.000000	-0.308112	0.255428	0.021144	0.177300	-0.084834
D(LOGGRI)	0.032431	-0.308112	1.000000	-0.170924	0.106021	-0.079162	0.035690
D(LOGSP500)	-0.120905	0.255428	-0.170924	1.000000	0.004503	0.093105	-0.051660
D(LOGKPIDI...)	0.039337	0.021144	0.106021	0.004503	1.000000	-0.014324	0.064942
D(LOGREN...)	-0.172651	0.177300	-0.079162	0.093105	-0.014324	1.000000	-0.087320
D(LOGUSD...)	-0.127259	-0.084834	0.035690	-0.051660	0.064942	-0.087320	1.000000

	D(LOGREN...)	D(LOGOLJE...)	D(LOGGRI)	D(LOGSP500)	D(LOGKPIDI...)	D(LOGNOK...)
D(LOGREN...)	1.000000	0.073562	-0.170500	0.059588	-0.007863	0.001846
D(LOGOLJE...)	0.073562	1.000000	-0.308112	0.255428	0.021144	-0.363986
D(LOGGRI)	-0.170500	-0.308112	1.000000	-0.170924	0.106021	0.310526
D(LOGSP500)	0.059588	0.255428	-0.170924	1.000000	0.004503	-0.105948
D(LOGKPIDI...)	-0.007863	0.021144	0.106021	0.004503	1.000000	0.133884
D(LOGNOK...)	0.001846	-0.363986	0.310526	-0.105948	0.133884	1.000000

NOK/JPY

	D(LOGNOK...)	D(LOGOLJE...)	D(LOGGRI)	D(LOGSP500)	D(LOGKPIDI...)	D(LOGREN...)	D(LOGUSDJ...)
D(LOGNOK...)	1.000000	-0.243019	0.027727	-0.084071	0.010720	-0.111476	-0.086345
D(LOGOLJE...)	-0.243019	1.000000	-0.308112	0.255428	0.024705	0.238511	-0.050411
D(LOGGRI)	0.027727	-0.308112	1.000000	-0.170924	0.120222	-0.146027	-0.117272
D(LOGSP500)	-0.084071	0.255428	-0.170924	1.000000	-0.004189	0.174850	0.125825
D(LOGKPIDI...)	0.010720	0.024705	0.120222	-0.004189	1.000000	-0.012262	0.040963
D(LOGREN...)	-0.111476	0.238511	-0.146027	0.174850	-0.012262	1.000000	0.145837
D(LOGUSDJ...)	-0.086345	-0.050411	-0.117272	0.125825	0.040963	0.145837	1.000000

	D(LOGREN...)	D(LOGOLJE...)	D(LOGGRI)	D(LOGSP500)	D(LOGKPIDI...)	D(LOGNOK...)
D(LOGREN...)	1.000000	0.117926	-0.083097	0.120730	-0.016953	-0.166957
D(LOGOLJE...)	0.117926	1.000000	-0.308112	0.255428	0.024705	-0.411684
D(LOGGRI)	-0.083097	-0.308112	1.000000	-0.170924	0.120222	0.379659
D(LOGSP500)	0.120730	0.255428	-0.170924	1.000000	-0.004189	-0.227314
D(LOGKPIDI...)	-0.016953	0.024705	0.120222	-0.004189	1.000000	0.058741
D(LOGNOK...)	-0.166957	-0.411684	0.379659	-0.227314	0.058741	1.000000

NOK/EUR

	D(LOGNOK...)	D(LOGOLJE...)	D(LOGGRI)	D(LOGSP500)	D(LOGKPIDI...)	D(LOGREN...)	D(LOGUSD...)
D(LOGNOK...)	1.000000	-0.366602	0.166627	-0.040732	0.042177	-0.182290	-0.034933
D(LOGOLJE...)	-0.366602	1.000000	-0.305625	0.250705	-0.012731	0.089852	-0.214206
D(LOGGRI)	0.166627	-0.305625	1.000000	-0.172047	0.115327	-0.106746	0.209063
D(LOGSP500)	-0.040732	0.250705	-0.172047	1.000000	0.001986	0.192382	-0.261727
D(LOGKPIDI...)	0.042177	-0.012731	0.115327	0.001986	1.000000	0.002250	0.044260
D(LOGREN...)	-0.182290	0.089852	-0.106746	0.192382	0.002250	1.000000	-0.236283
D(LOGUSD...)	-0.034933	-0.214206	0.209063	-0.261727	0.044260	-0.236283	1.000000

	D(LOGREN...)	D(LOGOLJE...)	D(LOGGRI)	D(LOGSP500)	D(LOGKPIDI...)	D(LOGNOK...)
D(LOGREN...)	1.000000	-0.008919	-0.020849	-0.019206	0.034019	0.091378
D(LOGOLJE...)	-0.008919	1.000000	-0.308112	0.255428	-0.013106	-0.366404
D(LOGGRI)	-0.020849	-0.308112	1.000000	-0.170924	0.115233	0.167111
D(LOGSP500)	-0.019206	0.255428	-0.170924	1.000000	0.002284	-0.041700
D(LOGKPIDI...)	0.034019	-0.013106	0.115233	0.002284	1.000000	0.042266
D(LOGNOK...)	0.091378	-0.366404	0.167111	-0.041700	0.042266	1.000000

NOK/USD

	D(LOGNOK...)	D(LOGOLJE...)	D(LOGGRI)	D(LOGSP500)	D(LOGKPIDI...)	D(LOGREN...)	D(LOGEUR...)
D(LOGNOK...)	1.000000	-0.274395	0.111524	-0.076474	0.200294	0.093865	-0.074823
D(LOGOLJE...)	-0.274395	1.000000	-0.308112	0.255428	-0.276919	-0.004197	0.211707
D(LOGGRI)	0.111524	-0.308112	1.000000	-0.170924	0.172471	0.085905	-0.218328
D(LOGSP500)	-0.076474	0.255428	-0.170924	1.000000	-0.026184	0.014076	0.261541
D(LOGKPIDI...)	0.200294	-0.276919	0.172471	-0.026184	1.000000	-0.018852	-0.042802
D(LOGREN...)	0.093865	-0.004197	0.085905	0.014076	-0.018852	1.000000	0.268211
D(LOGEUR...)	-0.074823	0.211707	-0.218328	0.261541	-0.042802	0.268211	1.000000

	D(LOGREN...)	D(LOGOLJE...)	D(LOGGRI)	D(LOGSP500)	D(LOGKPIDI...)	D(LOGNOK...)
D(LOGREN...)	1.000000	-0.122245	-0.033460	-0.055487	0.116010	-0.069202
D(LOGOLJE...)	-0.122245	1.000000	-0.308112	0.255428	-0.276919	-0.443244
D(LOGGRI)	-0.033460	-0.308112	1.000000	-0.170924	0.172471	0.266438
D(LOGSP500)	-0.055487	0.255428	-0.170924	1.000000	-0.026184	-0.170822
D(LOGKPIDI...)	0.116010	-0.276919	0.172471	-0.026184	1.000000	0.237118
D(LOGNOK...)	-0.069202	-0.443244	0.266438	-0.170822	0.237118	1.000000

VEDLEGG 6: UDRP

NOK/CHF

Dependent Variable: NOKCHF1

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 10:10

Sample (adjusted): 2000M01 2007M12

Included observations: 96 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	518.1665	5.997617	86.39540	0.0000
CHFRENTEDIFF1	0.291051	2.305168	0.126260	0.8998
R-squared	0.000170	Mean dependent var		518.8853
Adjusted R-squared	-0.010467	S.D. dependent var		18.39044
S.E. of regression	18.48643	Akaike info criterion		8.692564
Sum squared resid	32124.33	Schwarz criterion		8.745988
Log likelihood	-415.2431	Hannan-Quinn criter.		8.714159
F-statistic	0.015942	Durbin-Watson stat		0.172820
Prob(F-statistic)	0.899795			

Dependent Variable: NOKCHF2

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 10:07

Sample (adjusted): 2010M01 2014M12

Included observations: 60 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.004807	0.326962	21.42393	0.0000
CHFRENTEDIFF2	-0.399089	0.185577	-2.150537	0.0357
R-squared	0.073849	Mean dependent var		6.310503
Adjusted R-squared	0.057881	S.D. dependent var		0.412441
S.E. of regression	0.400327	Akaike info criterion		1.039694
Sum squared resid	9.295166	Schwarz criterion		1.109505
Log likelihood	-29.19081	Hannan-Quinn criter.		1.067001
F-statistic	4.624808	Durbin-Watson stat		0.129818
Prob(F-statistic)	0.035693			

Dependent Variable: NOKCHF3

Method: Least Squares

Date: 05/12/15 Time: 10:08

Sample: 2000M01 2014M12

Included observations: 180

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.351425	0.130276	48.75355	0.0000
CHFRENTEDIFF3	-0.346469	0.057221	-6.054884	0.0000
R-squared	0.170788	Mean dependent var		5.602409
Adjusted R-squared	0.166129	S.D. dependent var		0.600246
S.E. of regression	0.548124	Akaike info criterion		1.646419
Sum squared resid	53.47831	Schwarz criterion		1.681896
Log likelihood	-146.1777	Hannan-Quinn criter.		1.660803
F-statistic	36.66162	Durbin-Watson stat		0.044272

Prob(F-statistic) 0.000000

NOK/USD

Dependent Variable: NOK_USD1
Method: Least Squares
Date: 05/07/15 Time: 21:18
Sample (adjusted): 2000M01 2007M12
Included observations: 96 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.993296	0.117433	59.55118	0.0000
RENTE_NOK1-RENTE_US1	0.432398	0.081522	5.304074	0.0000
R-squared	0.230348	Mean dependent var		7.289414
Adjusted R-squared	0.222161	S.D. dependent var		1.147757
S.E. of regression	1.012267	Akaike info criterion		2.882874
Sum squared resid	96.32026	Schwarz criterion		2.936298
Log likelihood	-136.3780	Hannan-Quinn criter.		2.904469
F-statistic	28.13320	Durbin-Watson stat		0.054114
Prob(F-statistic)	0.000001			

Dependent Variable: NOK_USD2
Method: Least Squares
Date: 05/07/15 Time: 21:19
Sample (adjusted): 2010M01 2014M12
Included observations: 60 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.390984	0.067453	94.74781	0.0000
RENTE_NOK2-RENTE_US2	-0.599033	0.078085	-7.671590	0.0000
R-squared	0.503651	Mean dependent var		5.928638
Adjusted R-squared	0.495093	S.D. dependent var		0.330234
S.E. of regression	0.234653	Akaike info criterion		-0.028650
Sum squared resid	3.193607	Schwarz criterion		0.041162
Log likelihood	2.859491	Hannan-Quinn criter.		-0.001343
F-statistic	58.85329	Durbin-Watson stat		0.374045
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: NOK_USD3
Method: Least Squares
Date: 05/07/15 Time: 21:21
Sample: 2000M01 2014M12
Included observations: 180

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.459838	0.105396	61.29093	0.0000
RENTE_NOK3-RENTE_US3	0.246947	0.082587	2.990156	0.0032
R-squared	0.047828	Mean dependent var		6.659155
Adjusted R-squared	0.042479	S.D. dependent var		1.119349
S.E. of regression	1.095317	Akaike info criterion		3.031014
Sum squared resid	213.5500	Schwarz criterion		3.066491

Log likelihood	-270.7912	Hannan-Quinn criter.	3.045398
F-statistic	8.941031	Durbin-Watson stat	0.034377
Prob(F-statistic)	0.003183		

NOK/EUR

Dependent Variable: NOK_EUR1
Method: Least Squares
Date: 05/07/15 Time: 21:22
Sample (adjusted): 2000M01 2007M12
Included observations: 96 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.265242	0.041303	200.1131	0.0000
RENTE_NOK1-RENTE_EUR1	-0.255159	0.034658	-7.362229	0.0000
R-squared	0.365732	Mean dependent var		8.014994
Adjusted R-squared	0.358985	S.D. dependent var		0.287145
S.E. of regression	0.229898	Akaike info criterion		-0.081751
Sum squared resid	4.968180	Schwarz criterion		-0.028327
Log likelihood	5.924042	Hannan-Quinn criter.		-0.060156
F-statistic	54.20241	Durbin-Watson stat		0.208063
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: NOK_EUR2
Method: Least Squares
Date: 05/07/15 Time: 21:23
Sample (adjusted): 2010M01 2014M12
Included observations: 60 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.951369	0.040520	196.2328	0.0000
RENTE_NOK2-RENTE_EUR2	0.142475	0.030031	4.744323	0.0000
R-squared	0.279580	Mean dependent var		7.887025
Adjusted R-squared	0.267159	S.D. dependent var		0.345494
S.E. of regression	0.295764	Akaike info criterion		0.434257
Sum squared resid	5.073637	Schwarz criterion		0.504069
Log likelihood	-11.02771	Hannan-Quinn criter.		0.461564
F-statistic	22.50860	Durbin-Watson stat		0.203881
Prob(F-statistic)	0.000014			

Dependent Variable: NOK_EUR3
Method: Least Squares
Date: 05/07/15 Time: 21:24
Sample: 2000M01 2014M12
Included observations: 180

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.018551	0.030179	265.6976	0.0000
RENTE_NOK3-RENTE_EUR3	0.035412	0.025497	1.388861	0.1666
R-squared	0.010721	Mean dependent var		8.033812
Adjusted R-squared	0.005163	S.D. dependent var		0.378083

S.E. of regression	0.377105	Akaike info criterion	0.898465
Sum squared resid	25.31311	Schwarz criterion	0.933942
Log likelihood	-78.86184	Hannan-Quinn criter.	0.912849
F-statistic	1.928936	Durbin-Watson stat	0.125255
Prob(F-statistic)	0.166610		

NOK/JPY

Dependent Variable: NOK_JPY1
Method: Least Squares
Date: 05/07/15 Time: 21:24
Sample (adjusted): 2000M01 2007M12
Included observations: 96 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.347185	0.246401	17.64272	0.0000
RENTE_NOK1-RENTE_JPY1	0.480434	0.056812	8.456550	0.0000
R-squared	0.432070	Mean dependent var		6.328616
Adjusted R-squared	0.426028	S.D. dependent var		0.986089
S.E. of regression	0.747070	Akaike info criterion		2.275298
Sum squared resid	52.46269	Schwarz criterion		2.328722
Log likelihood	-107.2143	Hannan-Quinn criter.		2.296893
F-statistic	71.51325	Durbin-Watson stat		0.072287
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: NOK_JPY2
Method: Least Squares
Date: 05/07/15 Time: 21:25
Sample (adjusted): 2010M01 2014M12
Included observations: 60 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.748458	0.304167	22.18666	0.0000
RENTE_NOK2-RENTE_JPY2	-0.057812	0.157876	-0.366188	0.7156
R-squared	0.002307	Mean dependent var		6.640962
Adjusted R-squared	-0.014895	S.D. dependent var		0.612385
S.E. of regression	0.616928	Akaike info criterion		1.904638
Sum squared resid	22.07484	Schwarz criterion		1.974449
Log likelihood	-55.13913	Hannan-Quinn criter.		1.931945
F-statistic	0.134093	Durbin-Watson stat		0.097598
Prob(F-statistic)	0.715557			

Dependent Variable: NOK_JPY3
Method: Least Squares
Date: 05/07/15 Time: 21:25
Sample: 2000M01 2014M12
Included observations: 180

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.011215	0.158369	37.95710	0.0000
RENTE_NOK3-RENTE_JPY3	0.121757	0.044738	2.721556	0.0071

R-squared	0.039949	Mean dependent var	6.403721
Adjusted R-squared	0.034556	S.D. dependent var	0.893394
S.E. of regression	0.877822	Akaike info criterion	2.588304
Sum squared resid	137.1618	Schwarz criterion	2.623781
Log likelihood	-230.9473	Hannan-Quinn criter.	2.602688
F-statistic	7.406867	Durbin-Watson stat	0.061094
Prob(F-statistic)	0.007143		

VEDLEGG 7: Bankenes krav til valutalån

Norske banker stiller strengere krav for å få innvilget et valutalån sammenlignet med et vanlig lån i NOK. Dette er fordi risikoen ved valutalån er relativt mye større og bankene ønsker å sikre både seg selv og kunden mot negative utfall. SpareBank 1 operer for eksempel med følgende krav til privatpersoner for å få innvilget et valutalån til bolig.

- Valutalån tilbys til bankens beste kunder, det vil si fordelskunder eller helkunder. Dette er noe som i noen tilfeller kan sees bort fra dersom kunden oppfyller de andre kravene på en meget tilfredsstillende måte.
- Minstebeløpet for valutalån er 1 million kroner.
- Kunden får normalt låne maksimalt 60 % av boligens verdi.
- Pantet må ha 1. prioritet i eiendommen.
- 3. manns pant godtas ikke.
- Likviditetsindikatoren² må være 1,5 eller høyere.
- Kreditten knyttet til en obligasjon må være 20% lavere enn obligasjonens pålydende, dette for å sikre banken mot valutasvingninger.
- Max løpetid er 20 år.

Det er viktig å nevne at banken underveis i låneperioden kan komme med nye krav utover de opprinnelige kravene når det gjelder sikkerhet. Dersom for eksempel valutakursutviklingen er uheldig i forhold til lånet og lånebeløpet blir større, kan bankene kreve større sikkerhet (SpareBank1, 2014).

² Likviditetsindikator er et mål for betalingsevne (e-conomic, 2014)

VEDLEGG 8: Informasjonskriteriene

For å teste antall lags som var optimal i vårt datasett, utførte vi en informasjonskriterietest. Denne testen gir svar på antall optimale lags i vårt datasett, basert på tre modeller: Akaike, Schwarz og Hanna-Quinn.

Akaike er en måte å velge en modell fra et sett av modeller. Den valgte modellen er den som minimerer «Kullback-Leibler» avstand mellom modellen og sannheten. Det er basert på informasjonsteori, men en heuristisk måte å tenke på det er som et kriterium som søker en modell som har en god passform til sannheten, men få parametere. Det er definert som:

$$AIC = 2k - 2 \ln(L)$$

Hvor optimalt antall lags er modellen med den laveste verdien. Modellen gir ingen annen forklaring enn dette, den gir ingen indikasjon om modellen er dårlig og burde ha blitt endret.

I statistikken, er den bayesianske informasjon kriteriet (BIC) eller Schwarz kriterium (også SBC, SBIC) et kriterium for modellvalg mellom et endelig sett av modeller.. Den er delvis basert på sannsynlighetsfunksjonen og den er nært knyttet til Akaike informasjonen kriteriet (AIC). Derfor velges også her den modellen med den laveste verdien av BIC:

$$BIC = -2 \cdot \ln \hat{L} + k \cdot \ln(n).$$

Hanna-Quinn kriteriet er som følger:

$$HQC = -2L_{max} + 2k \log \log n,$$

Hovedforskjellene i disse modellene er at Schwarz straffer antall frihetsgrader sterkere enn hos Akaike, mens Hanna-Quinn ligger mellom de to.

I alle modellene, må man legge inn hvor mange lags modellene skal sjekke for. Man får da verdier for alle modellene med tilhørende lags. Modellene kommer videre med en anbefaling om hvor mange antall lags man burde bruke for datasettet. I våre tester fikk vi ulike resultater blant testene. Det er ikke slik at den ene alltid skal foretrekes framfor de andre. Schwarz-testen er veldig konsistent men lite effektiv. Akaike er i motsatt tilfelle, mens Hanna-Quinn er midt i mellom.

Vedlegg 9: Test av informasjonskriteriene:

LAG

Eur:

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: D(LOGNOKEUR1) D(LOGOLJEPRIS) D(LOGGRI) D(LOGSP500) D(LOGKPIDIFF) D(LOGRENTEDIFF) D(LOGUSDEUR) DUMMY200902

Exogenous variables: C

Date: 05/08/15 Time: 15:15

Sample: 2000M01 2014M12

Included observations: 171

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2570.749	NA	1.33e-23	-29.97367	-29.82669*	-29.91403*
1	2664.760	178.1258	9.35e-24*	-30.32467*	-29.00187	-29.78794
2	2714.513	89.61449	1.11e-23	-30.15805	-27.65941	-29.14421
3	2757.591	73.56062	1.43e-23	-29.91335	-26.23889	-28.42241
4	2806.754	79.35074	1.74e-23	-29.73982	-24.88953	-27.77178
5	2841.096	52.21515	2.56e-23	-29.39293	-23.36682	-26.94779
6	2900.515	84.78584	2.86e-23	-29.33936	-22.13742	-26.41712
7	2972.914	96.53111*	2.80e-23	-29.43759	-21.05982	-26.03825

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

CHF:

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: D(LOGNOKCHF1) D(LOGOLJEPRIS) D(LOGGRI) D(LOGSP500) D(LOGKPIDIFF) D(LOGRENTEDIFF) D(LOGUSDCHF)

Exogenous variables: C

Date: 05/08/15 Time: 15:17

Sample: 2000M01 2014M12

Included observations: 170

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2258.161	NA	7.43e-21	-26.48424	-26.35512*	-26.43185*
1	2325.867	129.0408*	5.96e-21*	-26.70432*	-25.67135	-26.28515
2	2360.810	63.71889	7.05e-21	-26.53894	-24.60212	-25.75300
3	2396.801	62.66737	8.28e-21	-26.38590	-23.54523	-25.23319
4	2421.691	41.28718	1.11e-20	-26.10224	-22.35773	-24.58276
5	2449.085	43.18571	1.47e-20	-25.84806	-21.19970	-23.96180
6	2480.788	47.36923	1.86e-20	-25.64457	-20.09236	-23.39155
7	2519.790	55.06068	2.19e-20	-25.52694	-19.07088	-22.90715
8	2565.052	60.17147	2.44e-20	-25.48296	-18.12306	-22.49640

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

JPY:

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: D(LOGNOKYEN1) D(LOGOLJEPRIS) D(LOGGRI) D(LOGSP500) D(LOGKPIDIFF)
D(LOGRENTEDIFF) D(LOGUSDJPY)

Exogenous variables: C

Date: 05/08/15 Time: 15:17

Sample: 2000M01 2014M12

Included observations: 170

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2198.188	NA	1.50e-20	-25.77868	-25.64956*	-25.72629
1	2293.331	181.3318	8.74e-21*	-26.32154*	-25.28858	-25.90238*
2	2331.876	70.28648	9.91e-21	-26.19854	-24.26172	-25.41260
3	2359.432	47.98139	1.28e-20	-25.94626	-23.10560	-24.79355
4	2388.332	47.93953	1.65e-20	-25.70979	-21.96528	-24.19031
5	2421.261	51.91101	2.04e-20	-25.52071	-20.87235	-23.63446
6	2474.247	79.16736	2.01e-20	-25.56761	-20.01540	-23.31459
7	2523.777	69.92464*	2.09e-20	-25.57384	-19.11779	-22.95405
8	2558.080	45.60322	2.65e-20	-25.40094	-18.04104	-22.41438

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

USD

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: D(LOGNOKUSD1) D(LOGOLJEPRIS) D(LOGGRI) D(LOGSP500) D(LOGKPIDIFF)
D(LOGRENTEDIFF) D(LOGEURUSD)

Exogenous variables: C

Date: 05/08/15 Time: 15:18

Sample: 2000M01 2014M12

Included observations: 170

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2180.770	NA	1.85e-20	-25.57377	-25.44465*	-25.52137
1	2289.665	207.5407	9.13e-21	-26.27841	-25.24545	-25.85925*
2	2347.870	106.1386	8.21e-21*	-26.38671*	-24.44989	-25.60077
3	2375.768	48.57557	1.06e-20	-26.13845	-23.29779	-24.98574
4	2406.049	50.23063	1.34e-20	-25.91823	-22.17371	-24.39875
5	2431.246	39.72206	1.81e-20	-25.63819	-20.98983	-23.75194
6	2466.182	52.19878	2.21e-20	-25.47273	-19.92052	-23.21971
7	2513.695	67.07616*	2.36e-20	-25.45523	-18.99917	-22.83544
8	2550.921	49.48937	2.88e-20	-25.31672	-17.95681	-22.33015

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

