



Hvilke faktorer bestemmer Kronekursen?

-en empirisk analyse av kronekursen

Av Aras KJ

Veileder: Professor Gernot Doppelhofer

Selvstendig arbeid innen masterstudiet i økonomi og administrasjon

Hovedprofil Samfunnsøkonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer inntår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Abstrakt

I denne utredningen undersøkes hva som bestemmer kronkursen på både kort og lang sikt. Kronkursen mot amerikansk dollar analyseres for periode fra januar 1993 til desember 2014. Både på kort og lang sikt avhenger kronkursen av eurokursen mot amerikansk dollar, oljeprisen, aksjeprisen, likviditet, internasjonal finansuro. Kronkursen avhenger også av rentedifferansen mot USA etter innføring av inflasjonsstyring i mars 2001. Eurokursen har særlig betydning på utvikling i kronkursen i den estimerte perioden, den forklarer cirka 48 prosent av variasjonene i kursen. Effekten av redusert likviditet synes å være minst like viktig som økt internasjonal finansuro på kronkursen. Forskingsresultatene viser at kronkursen også avhenger i stor grad av sin historisk volatilitet Videre viser resultatene at den estimerte modellen predikerer god *out of sample* prognose for periode fra juli 2001 til desember 2014. Den slår random walk med- og uten drift på horisontene fra 1 til 12 måneder.

DEDICATION

This thesis is dedicated to the three most important people in my life, Hatice, my wife and our two beautiful and wonderful daughters, Aylin and Sara.

Firstly, to Hatice to whom I am deeply indebted for her untiring support, love and dedication throughout this tedious process. You continue to be a boundless source of encouragement and inspiration to me.

Secondly, my love and special thanks to Aylin who provided me with motivation and tenacity to complete my thesis and engaging in light-hearted moments when the goings got tough;

And, finally, to the beloved baby of the family, Sara, who brought additional joy and happiness into our lives. Her quiet presence was tremendously inspirational in those final months of thesis writing.

ACKNOWLEDGEMENT

My sincerest thanks to my supervisor professor Gernot Doppelhofer who provided valuable guidance and steadfast support in innumerable ways. I'm especially thankful for his timely feedback and his patient encouragement which helped to make this an enjoyable experience.

Innhold

1	Introduksjon	1
2	Teori og tidligere forskning	4
2.1	Random Walk	4
2.2	Kjøpekraftsparitet	6
2.3	Renteparitet	9
2.3.1	Dekket renteparitet	10
2.3.2	Udekket renteparitet	11
2.4	Monetær valutakursmodell	13
2.5	Portefølje balanse tilnærming	19
2.6	Terms of trade	21
2.7	Volatilitet	23
3	Modellering av kronekursen	24
4	Data	29
5	Deskriptiv analyse	30
6	Økonometrisk metode	37

6.1	Stasjonære prosesser	37
6.2	Autoregressive distributed lag model	43
6.3	Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity	46
6.4	Out of sample forecast	48
7	Resultat	51
8	Konklusjon	63
A	appendix	71
A.1	Terms of trade	71
A.2	Sammendragsstatistikk	74
A.3	Rullerende korrelasjon	74
A.4	Variablene på nivået	75
A.5	Variablene på første differanse	76
A.6	Residuale av ARDL og GARCH	77
A.7	ARDL- R^2 fra rullerende regresjon	77
A.8	ARDL-rekursiv regresjon	78
A.9	GARCH-betinget varians	79
A.10	ARDL-rekursive prognoser	80

1 Introduksjon

“Pengepolitikken skal sikte mot stabilitet i den norske kronens nasjonale og internasjonale verdi, herunder også bidra til stabile forventninger om valutakursutviklingen. Pengepolitikken skal samtidig understøtte finanspolitikken ved å bidra til å stabilisere utviklingen i produksjon og sysselsetting” (Pengepolitikken, 2001, §1 1.ledd)

Valutakursen har stor betydning for landets økonomi gjennom etterspørselen etter norske varer og tjenester, avkastningen på de finansielle investeringer i Norge og i utlandet, og innenlands prisutvikling gjennom prisene på importvarer. Norges bank setter renten med hensikt på å stabilisere inflasjonen nær inflasjonsmålet på mellomlang sikt og skal legges til grunn at inflasjonsstyring skal være fleksibel slik at variasjon i produksjon, sysselsetting og inflasjon tilleggs vekt. Valutakursutvikling påvirker produksjonen og inflasjonen, spesielt i en liten åpen økonomi land som Norge.

Erfaring viser at det er vanskelig å utvikle en god økonometrisk modell som kan gi en perfekt prognose for valutakursen. Messe og Rogoff publiserte i 1983 et betydningsfullt arbeid for predikering av valutakurs. Forfatterne viste at strukturelle modeller som inneholder makroøkonomiske variabler for å forklare valutakursen, gir dårlig prognoser og en enkel Random Walk modell gir bedre prognoser for valutakursen. Random walk bygger på en enkelt antagelse om at fremtid kurs skal være lik dagens kurs. Denne antagelsen kan ikke forklare hvilke økonomiske faktorer som driver valutakursutvikling over tid. Det er derfor viktig å utvikle en modell som kan forklare valutakursen med politiske og økonomiske variabler samt forskjellige markedsindikatorer.

Selv om valutakurser erfaringsmessig er en relativt vanskelig størrelse å modellere skal det utvikles en modell for kronekursen mot amerikansk dollar. Modellen skal estimeres for periode fra januar 1993 til desember 2014 med månedlige data. Utredningen tar utgangspunktet i Bernhardsen og Røisland (2000), Naug (2003), Bjørnstad og Jansen (2006, 2007), Bern-

hardsen (2008), Flatner mfl. (2010) og Alstad (2010). Disse modellene inkluderer rentedifferansen og prisdifferansen mot utlandet, oljeprisen og en indikator for internasjonal finansuroen.¹ Noen av de modellene inkluderer også aksjeprisen. Jeg skal i tillegg inkludere en indikator for likviditeten i modellen. Dette skiller denne utredningen fra tidligere undersøkelser.²

Hovedspørsmålene jeg stiller i denne utredningen er: Hvilke faktorer bestemmer kronekursen? Kan stokastisk volatilitet påvirke kursen? Kan prognosemodellen slå random walk?

Erfaring viser at verdien av nevnte faktorene samt verdien av kronekursen i forrige periode(r) kan også påvirke kursen i dag. For å tallfeste disse sammenhengene, samt å estimere både den kort- og langsiktige effekten, vil jeg bruke Autoregressiv distributed lag modell (ARDL). I tillegg vil en Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (GARCH) modell bli estimert for å tallfeste effekten av stokastisk volatilitet på kursen.

Hovedfunnet er at endringen i kronekursen i stor grad avhenger av endring i eurokursen mot amerikansk dollar. Den forklarer cirka 48% av variasjonene i kursen for den estimerte perioden. Kronen appresierer når euroen appresierer mot amerikansk dollar. Den nest viktigste faktoren som bestemmer kronekursen er rentedifferansen mot USA, men kun etter innføring av inflasjonsmålet i mars 2001. Effekten av økt rente hjemme relativt til USA er positiv på kronen. Resultatene viser også at mindre likviditet i markedet har en negativ effekt på kronen. Effekten av redusert likviditet er større enn effekten av økt internasjonal finansuro på kronen. Kronekursen avhenger også av endring i oljeprisen, aksjeprisen og historisk volatilitet.

De kvantitative effektene kan bli oppsummert som følger: De respektive kortsiktige effektene av én prosent endring i eurokursen, rentedifferansen, likviditeten, finansuroen, oljeprisen og aksjeprisen på kronekursen er positiv 1,43%, negativ 0,7%, positiv 0,03%, positiv 0,01%,

¹Både Bernhardsen (2008) og Bjørnstad og Jansen (2006, 2007) har ikke inkludert risikoindikator i modellene.

²Norges Bank har allerede undersøkt sammenheng mellom kronekursen og likviditet tidligere, men undersøkelsene var ofte basert på deskriptiv analyse. Imidlertid er likviditeten ikke ble inkludert i en økonometrisk modell for å tallfeste sammenhengene.

negativ 0,04% og negativ 0,03%. De respektive langsiktige effektene av én prosent endring på kursen er positiv 1,81%, negativ 0,88%, positiv 0,03%, positiv 0,01%, negativ 0,06% og negativ 0,04%.³

Videre viser resultatene at kronekursen i stor grad også avhenger av sin historiske volatilitet. Et sjokk på variansen i forrige måned påvirker variansen denne måneden med cirka 35 prosent og omtrent 57 prosent av volatiliteten av forrige måned forblir denne måneden. Halveringstid er på om lag 8 måneder. Altså er volatiliteten en viktig faktor for å bestemme kronekursen.

Den estimerte ARDL-modellen passerer en rekke diagnostiske tester og forklarer 81 prosent av variasjonene i kronekursen. Modellen er i stand til å predikere out of sample prognose. Forskjellen mellom prognosene og faktiske kurser er svært liten. Den slår random walk med og uten drift på horisontene fra 1 til 12 måneder.

Både fortegn og størrelsen på de estimerte koeffisientene er i likhet som i Norges Bank og Statistisk sentralbyrå sine modeller (med en viss unntak). Jeg bekrefter at resultatene fra både Norges Bank og Statistisk sentralbyrå er robuste. Resten av utredningen er strukturert som følger; kapittel 2 inneholder en gjennomgang av relevante økonomiske teorier samt tidligere empiriske forskninger. I kapittel 3 utvikles en modell for kronekursen. Kapittel 4 inneholder databeskrivelse. Kapittel 5 inneholder deskriptiv analyse samt grafiske betraktninger av kronekursen og ulike faktorer. I Kapittel 6 vil jeg drøfte den økonometriske metoden. I kapittel 7 vil resultatet presenteres og analyseres, og i kapittel 8 konkluderes det.

³Negativ fortegn betyr positiv sammenheng med krone. Rentedifferansen er i prosentpoeng

2 Teori og tidligere forskning

I denne seksjon skal jeg drøfte de relevante teoriene som kan forklare kronekursen. Disse teoriene er Random walk, kjøpekraftsparitet, renteparitet, terms of term, monetaristisk modeller, portefølje balanse og volatilitet. Alle teoriene skal defineres, utledes og forklares. Til slutt av hver teori vil noen av tidligere empiriske forskninger presenteres.

2.1 Random Walk

“An analysis of stock-exchange movements revealed little serial correlation within series and little lag correlation between series. Unless individual stocks behave differently from the average of similar stocks, there is no hope of being able to predict movements on the exchange for a week ahead without extraneous information.” (Kendall og Hill 1953, s. 11)

Den er en hypotese som hevder at endringer i aktivumspriser har den samme fordelingen og er uavhengige av hverandre slik at det siste bevegelse (eller trend) av en aktivum ikke kan brukes til å forutsi fremtidige bevegelser. Teorien om random walk ble utviklet av Cowles 3rd og Jones (1937), hvor forfatterne sammenlignet frekvensen av *sequences* og *reversal* på en historiske data for aksjeavkastninger, hvor den første er parene av sammenhengende avkastninger (engelsk- consecutive returns) med den samme fortegn og den andre er parene av sammenhengende avkastninger med forskjellige fortegn. Forfatterne fant at endring i aksjeavkastninger har samme fordeling og er uavhengige av hverandre. Som betyr at aksjepriser utvikler seg i en tilfeldig (random) måte og dermed er vanskelig å prognose. Teorien ble seinere støttet av en rekke andre økonomer som for eksempel; Kendall og Hill (1953), Osborne (1959) og Fama (1995). Random walk hypotesen ble særlig kjent i 1973 når Burton Malkeil skrev ei bok het ”A Random Walk Down Wall Street”.⁴

⁴Konseptet kan spores tilbake til franske megleren Jules Regnault som skrev *Calcul des chances et philosophie de la bourse* boken i 1863.

Effektiv marked hypotesen (engelsk- Efficient Market Hypothesis) hevder at i en effektiv marked vil prisene reflekterer alle tilgjengelige informasjon om aktiva, og at investorene derfor ikke kan tjene unormale avkastinger. Den svake versjon av EMH impliserer at prisene følger en tilfeldige gangs atferd slik at rekkefølgende prisendringer har null korrelasjon (Holton 2006). Den svake versjonen av EMH er kjent som random walk hypotesen. Siden en valuta er en aktivum som kjøpes og selges i markedet (exchange market) forventes valutakurser å følge en random walk prosess.

At kronekursen følger random walk prosessen innebærer at sannsynligheten for at krone stige i verdien (appresiere) i neste periode er like som sannsynligheten at den synke i verdien (depresiere) slik at den forventede endring blir lik null. Dermed er det umulig, ifølge hypotesen, og forutsi (prognose) kronekursen. Mer presist at fremtid kronekursen skal være lik dagens kurs. Dette kan illustreres med et talleksempel. Hvis USD kursen er 6 kroner i mars 2014, er det like stor sjanse (sannsynlighet) for at den i april er større en 6 kroner som at den er mindre. En prognose for mai 2014 i mars bør også bygge på den siste observerte kursen (6 kroner). Sannsynligheten for at kursen i mai ligger over 6 kroner, er også like stor som sannsynligheten for at den ligger under. Men hvis dollarkursen viser seg å stige til 6,20 kroner i april 2014, kan den ikke forventes å vende tilbake igjen til 6 kroner i mai. Gitt informasjonen om at dollarkursen i april er 6,20 kroner, er det nå grunn til å forvente at det er like stor sannsynlighet for at kursen i mai blir høyere enn 6,20 krone som at den blir lavere.

En enkelt random walk (engelsk- pure RW) skrives som $s_t = \beta_1 s_{t-1} + e_t$, der s_t er logaritmen til kronekursen i periode t , s_{t-1} er kronekursen i forrige periode, β_1 er koeffisient som antas å være lik 1 og e_t er en hvitstøy feilleddet.⁵ Likningen tilsier at kronekursen idag er lik kursen til forrige periode. Forventet endring er lik null, $E\Delta s_t = 0$ hvor $E(e_t) = 0$ og $\Delta = s_t - s_{t-1}$. Den andre typen er Random Walk med drift:

$$s_t = \alpha + \beta_1 s_{t-1} + e_t \quad (1)$$

⁵Feilleddet er en tilfeldig variabel som er uavhengig, har null gjennomsnitt og en konstant variansen.

hvor α er konstant(drift), de andre komponentene er som forklart ovenfor. Forventet endring er lik gjennomsnittet: $E\Delta s_t = \alpha$, Som betyr at kronekursen forventes å endre med α uavhengig av de politiske og økonomiske faktorene.

Liu og He (1991) brukte fem par ukentlig nominell valutakursserier (den kanadiske dollar, britiske pund, japanske yen, franske franc og Deutsche mark, alle i forhold til den amerikanske dollar) for perioden fra 7 august 1974 til mars 1989, for å teste RW hypotesen økonometrisk. I fire av fem nominelle valutakurser, ble hypotesen avvist. Ajayi og Karemera (1996) gjennomførte en empirisk undersøkelse for å teste hypotesen for valutaene til åtte økonomiene i Stillehavsområdet. Resultatene viser at random walk modellen ikke er i samsvar med markedets dynamikken. Lima og Tabak (2007) undersøker hypotesen til landene som nylig har vedtatt flytende valutakursregimer på en daglig og ukentlig frekvens. Forfatterne konkludere at hypotesen ikke kan forkastes. Vats og Kamaiah (2011) undersøkte oppførselen til ukentlige avkastninger av åtte valutaer i forhold til den indiske rupi-en for den post-liberalisering perioden. Resultatene viser sterke bevis for avvisning av random walk hypotesen for USA og Hong Kong dollar i forhold til den indiske rupi. Videre indikerer resultatene at hypotesen ikke kan forkastes for fem andre valutaer.

2.2 Kjøpekraftsparitet

Kjøpekraftsparitet (engelsk purchasing power parity - PPP) teorien har en lang historie i økonomi, og kan dateres tilbake flere århundrer, men den spesifikke terminologien om kjøpekraftsparitet ble innført i årene etter første verdenskrig under den internasjonale politiske debatten om passende nivå for nominelle valutakurser blant de store industrilandene etter *large-scale* inflasjon (Cassel 1922). Den generelle ideen bak kjøpekraftsparitet er at den nominelle valutakursen mellom to valutaer vil være lik forhold mellom samlede prisnivå mellom to land, slik at en valutaenhet av ett land vil ha den samme kjøpekraft i et annet land. Teorien forutsetter at markedet er effektivt, som innebærer perfekt informasjon, lave transaksjonskostnader, perfekt fleksibilitet i prisene og ingen form for myndighetsinngrep.

Absolutt kjøpekraftsparitet

For å forklare teorien betrakter vi to land, hjemme (Norge) og utlandet (USA). Norge er en liten åpen økonomi hvor myndighetene i Norge fører en pengepolitikk med sikt på en bestemt inflasjon. Pengepolitikken i hjemmelandet påvirker på prisnivået P , men har ingen virkning på utenlandske prisnivået P^* , som måles i utenlandsk valuta (for eksempel amerikanske dollar). I modellen vil derfor P^* representere en eksogen variabel. Produsentene i Norge konkurrerer på verdensmarkedene som fører til at prisnivået i Norge blir lik prisen på USA varer omregnet til kroner. Det innebære at prisen på identiske vare, målt i felles valuta, skal være like hjemme og ute (law of one price), dersom det ikke eksisterer noe hindringer for Internasjonal handel, som transport kostnader og tariffier. Det absolutt kjøpekraftsparitet (APPP) kan skrives som følger:

$$P_t = S_t P_t^* \iff S_t = P_t / P_t^* \quad (2)$$

Hvor S_t er spot valutakursen (her er det prisen i kroner per USD) i periode t . Likning (2) tilsier at dersom pengepolitikken i de to nevnte landene fører til forskjell utvikling i prisnivået, må valutakursen justere seg for at ligningen skal holde. For eksempel, dersom prisnivået i Norge P_t vokser raskere enn det i USA P_t^* , må S_t stige, det vil si at det amerikansk dollar appresierer mot kroner (blir stadig dyrere). Absolutt kjøpekraftsparitet kan også skrives i logaritmeform som:

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (3)$$

Det som sikrer at LOOP tilstanden holder er arbitrage mekanismen. Dermed, hvis det innenlandske prisnivået er høyere enn kvotienten av den utenlandske prisnivået og valutakursen vil det være lønnsomt å transportere de godene fra utlandet til hjemlandet. Fortsettelsen av denne prosessen vil sikre at LOOP til slutt bli gjenopprettet, det vil si at prisen hjemme vil falle og prisen ute vil øke. Siden denne prosessen vil tar tid, regnes APPP ofte som en lang sikt relasjon.

Relativ kjøpekraftsparitet

En svakere versjon av PPP hypotesen kalles for relativ kjøpekraftsparitet RPPP som tilsier at prisene ikke nødvendigvis er de samme, men at prisforholdet er konstant over tid. Prisforhold mellom hjemlandets varer og utlandeske varer er realvalutakursen og er definert som:

$$R_t = S_t P_t^* / P_t \quad (4)$$

Hvor R er realvalutakurs or resten er som definert tidligere. Absolutt kjøpekraftparitet tilsier at realvalutakursen er lik én ($R_t = 1$), ved å ta logaritmen til ligning (4) blir realvalutakurs definert som ($r_t = s_t + p_t^* - p_t = 0$). Relativ kjøpekraftparitet tilsier at realvalutakursen kan være forskjellig fra én, men at den er konstant på lang sikt, uavhengig av vekstraten i pengemengden. Hvilket betyr at veksten i r_t er lik null. Det RPPP kan defineres som:

$$\Delta s_t = \Delta p_t - \Delta p_t^* \quad (5)$$

Førstdifferanse til en variabel i logaritmen er det relativ endring for denne variabelen. Ligningen tilsier at det relativ endring i spot valutakursen er lik differansen mellom det relativ endring hjemme og ute. Dersom det relativ endring i prisnivået i Norge er høyere enn det er i USA vil det føre til økt det relativ endring i valutakursen, det vil si at kronen depresieres.

Froot og Rogoff (1994) gjort en forskning på hvorvidt PPP er bedre enn Random Walk-modellen i prognoser fremtidige valutakursen. De konkluderte at PPP-modellen var bedre, men konvergens til PPP er relativt treg. Hoque (1995) gjennomført en forskning for å teste PPP hypotesen på langsikt. Forfatteren brukte økonometrisk teknikker for å undersøke hypotesen for et utvalg av mindre-utviklet land til perioden 1961-90. Forskningsresultatene indikerer at det ikke eksisterer noe langsiktig relasjon mellom valutakurs og prisdifferansen. Men forfatteren konkludere at PPP ikke holder kan skyllens at noe av PPP forutsetninger ikke holder for landene han undersøkt, som for eksempel høy transaksjonskostnader og myndighetens inngrep i økonomien. Taylor og Taylor (2004) har publiserte en artikkel i National Bureau of Economic Research i 2004 hvor forfatteren undersøkte teorien på både kort- og

langsikt. Forfatteren benyttet et utvalget på 20 utviklet land og 26 mindre-utviklet land for periode 1970- 98. Forfatteren konkludere at teorien virker ikke å holde på kort sikt, men kan holde på lang sikt.

2.3 Renteparitet

Renten påvirker innenlandsk økonomi på flere måte. Gjennom etterspørselskanalen fører økt rente til redusert investerings- og konsumetterspørselen. Redusert etterspørsel leder til lavere aktivitetsnivået og dermed til lavere sysselsetting. Høyere arbeidsledighet leder til lavere lønnsvekst og dermed til lavere prisvekst i landet (lavere inflasjon). Renten påvirker også lønns og prissetting gjennom forventingskanalen. En økt rente kan føre til at fagforeninger og bedrifter tror at lønn og prisveksten vil bli lavere enn det de ellers ville trodd. Derfor vil de velger å øke lønns- og priser mindre enn de ellers ville gjort. Dette fører til at inflasjonen blir mindre (Norges-Bank 2004).

Renten påvirker også kronen gjennom valutakurskanalen. En høyere nominell rente innebærer høyere avkastning ved å plassere i norske kroner (relativt til utlandet). Dette medfører økt etterspørselen etter kronen og fører til appresiering i kronen. Sterkere krone fører til redusert importprisene. Siden importprisene er en viktig del av konsumprisene, vil lavere importpriser fører til lavere konsumprisvekst (Norges-Bank 2004) .

I organisasjonen for økonomiske samarbeid og utvikling området (OECD) er det fri adgang til å plassere penger og låne i andre lands valuta. En kan velge å holde verdipapirer som er utstedt i USA, eller låne euro. Slike transaksjoner leder til bevegelser av finanskapital over landegrensene. Dersom en norsk bedrift tar opp et lån i euro, fører det til kapitalinn- gang til Norge. Det motsatte vil være, for eksempel, oppbygging av Statens petroleumsfond fører til kapitalutgang fra Norge fordi Norges Bank kjøper utenlandske aksjer og obliga- sjoner. Dette kalles for internasjonale kapitalbevegelser. Disse kapitalbevegelser fører til at valutakurser og renter på verdipapirer i forskjellige land henger sammen. Dette kan skape muligheter for å tjene på å låne billig i et land for å plassere dyrt i andre land. Dette kalles

arbitrasje som innebærer samtidig kjøp eller salg av nesten identiske finansobjekter for å utnytte prisforskjeller utover transaksjonskostnader. I følge teorien vil likevekts mekanismer i finansmarkedene sørge for at slike fortjeneste ikke blir mulig å realisere fordi renter og valutakurser mellom de landene vil endre seg slik at disse mulighetene bli eliminert.

2.3.1 Dekket renteparitet

Teorien om dekket renteparitet (engelsk covered interest rate parity –CIP) styres av arbitrasjeprinsipp. Hypotesen tilsier at det eksisterer en likevekts sammenheng mellom spot valutakurs, terminkurs, utenlandske pengemarkedsrente og innenlandsk pengemarkedsrente. Teorien tilsier at å investere i en valuta i forhold til en annen valuta, vil det ikke være en forventningsmessige gevinster fordi en økt/reduert pengemarkedsrente innenlands i forhold til utlandet balanseres av en tilsvarende redaksjon/økning i landets valutakursen. Teorien bygger på forutsetninger at marked er godt fungerende (efficient), at det ikke eksisterer transaksjonskostnader og at det ikke er restriksjoner på kapitalbevegelser og 12 måneders horisont. I dekket renteparitetsteorien benytter man seg av terminmarkedet.⁶

Anta at en investor disponerer 1 USD. Investor kan plassere beløpet i pengemarkedet for 1 år, men vil ikke pådra seg valutarisiko. Den ene alternative er å veksle beløpet over i NOK i spotmarkedet til dagens kurs S_t (periode t) og plassere i det norske pengemarkedet til rente i_t . Om 1 år har investor til disposisjon:

$$S_t(1 + i_t) \tag{6}$$

Den andre alternative er å plassere beløpet 1 USD i det amerikansk pengemarkeder til rente i_t^* og selger i dag USD-beløpet i terminmarkedet til kurs F_t . Beløpet som banken med full sikkerhet får om et år vil bli:

$$F_t(1 + i_t^*) \tag{7}$$

⁶Terminkontrakt er en avtale om levering av en gitt mengde av et aktivum til en gitt pris (kontraktsprisen) på et fremtidig tidspunkt som er mer enn to bankdager etter kontraktsinngåelse.

Arbitrasje vil sørge for at disse to alternativer gi den samme avkastning. Dette betyr at kun når ligning (6) er like ligning (7), vil det ikke være noe muligheter for risikofri fortjeneste.

$$\frac{(1+i_t)}{(1+i_t^*)} = \frac{F}{S} \quad (8)$$

Ligning (8) tilsier at rentedifferansen mellom hjemlandet og utlandet (justert for leddet $1+i_t^*$) er lik termintillegget (regnet som prosent). Variablene i_t, i_t^*, S_t, F_t står i ett nøyaktig innbrydes forhold, det vil si hvis en av variablene endrer verdi, får dette betydning for minst en av de andre variablene. Dette gjør det vanskelig å benytte av dekket renteparitet i en økonomiske valutakursen modell.

2.3.2 Udekket renteparitet

Udekket renteparitet (engelsk Uncovered interest parity - UIP). Hypotesen basert på individuelle forventninger til valutakursbevegelser. Hypotesen følger ikke arbitrasjepriippet som i dekket renteparitet. UIP definerer forholdet mellom forventet endringen i spot valutakurs og renteforskjellene mellom to land. Teorien tilsier at forventet verdi av en usikret plassering i utenlandsk valuta skal gi samme avkastning som plassering hjemme. Det eksisterer en likevekt mellom pengemarkedsrente i hjemlandets valuta, pengemarkedsrente i utenlandsk valuta, spot valutakurs i dag og forventet spot valutakurs om ett år. Teorien forutsetter ingen transaksjonskostnad, investorene er risikonøytrale og 12 måneders horisont.

Anta at en investor kjøper et verdipapir (bankinnskudd) i utenlandsk valuta (USD) for å spare beløpet i en viss periode (ett år). Investoren har da to valg. Den første er å sette beløpet USD i banken med, en fast på forhånd kjent, rente lik i_t^* for å veksle om til norsk kroner til en fremtidig spot kurs S_{t+1} . Den andre mulighet er å veksle beløpet til norsk kroner til dagens spot kurs S_t , og sette beløpet i banken til en rente lik i_t . Dette betyr at investoren velger mellom å plassere pengene i utenlandske pengemarkedet eller hjemme pengemarkedet. For

at investoren bli indifferente mellom de to mulige alternativer må følgende relasjon holde;

$$\frac{(1+i_t)}{(1+i_t^*)} = \frac{E_t S_{t+1}}{S_t} \iff i_t - i_t^* = \frac{E_t S_{t+1} - S_t}{S_t} (1+i_t^*) \quad (9)$$

hvor $E_t S_{t+1}$ er forventet fremtidig valutakurs. Venstre siden av ligning (9) er rente differensen mellom hjemland og utlandet og høyre siden er endring i valutakurs mellom to perioder. I praksis brukes ofte en forenklet versjon av ligning (9) hvor den siste parentes til høyre sløyfes grunnen til usikkerheten omkring forventningsleddet og fordi dette ikke er en arbitrasjerelasjon som kreves nøyaktighet.

I praksis brukes ofte ligningen (9) på log-form (med tilnærmingen $\ln(1+x) \approx x$) hvor antas det at forventet spot kursen er lik 1, det vil si $\ln(E_t S_{t+1}) = 0$, og legges til en feilleddet.⁷

$$s_t = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + e_t \quad (10)$$

hvor s_t er logaritmen til spot kursen i periode t , α er konstant leddet (risikopremien), β er koeffisienten, og e_t er hvitstøy feilleddet. Legg merke til at rentene er i nivået (ikke i logaritmen). Det forventes, i følge hypotesen, at $\alpha = 0$ og $\beta = 1$.

Flood og Rose (1996) har undersøkt UIP hypotesen empirisk (ligning 10) for periode 1974-94 for valutaer fra Exchange Rate Mechanism (ERM) i det Europeiske Monetære System (EMS). Koeffisienten av rentedifferansen (β) var signifikant forskjell fra null. I den samme undersøkelsen ble også valutaer fra flytende valutaregimer undersøkt, men i dette tilfellet var koeffisienten negativ over samme tidsperiode. De samme forfatterne testet hypotesen igjen i 2002 hvor de undersøkte et utvalget av 23 industrialisert- og utviklingsland. Forfattere fant en sammenheng mellom valutakursutvikling og rentedifferanse og de mener at UIP- hypotesen holdt i gjennomsnitt bedre på 90-tallet enn i tidligere tidsperioder (Flood og Rose 2002). Huisman mfl. (1998) gjennomført en empirisk analyse for å teste hypotesen for periode 1997-96 til 15 OECD-land. Resultatet var at UIP holder "perfektnår valutaenes terminpremie er store. Froot og Thaler (1990) finner negativ forhold mellom rentedifferansen

⁷Se for eksempel Chinn og Meredith (2004) side 414.

og valutakursutvikling, noe som er i strid med teorien. Bernhardsen (1997) finner ingen signifikant resultat på at UIP hypotesen kan gjelde i praksis. Chinn og Meredith (2004) kunne finne en støtte for teorien hvor de konkluderte at på kortsikt, som for eksempel ett år, holder ofte ikke UIP i praksis, men med lange tidshorisonter som for eksempel 5-10 år så holder hypotesen mye bedre.

2.4 Monetær valutakursmodell

Fleksibel varepris monetaristisk modell

Det monetær valutakursmodellen forslår en kobling mellom nominell valutakurs og et sett av de monetære fundamentale faktorer. Modellen starter med fornuftig uttalelse; at fordi valutakursen er den relative prisen på utenlandske og innenlandske penger, bør den være bestemt av den relative tilbud og etterspørsel for disse pengene (Frankel og Rose 1995). Det monetaristiske modell for fleksible priser antar at pengemarkedslikevektrelasjonen er likt for hjemland og utland, at prisene er fleksible, det ikke eksisterer noe transaksjonskostnader, realrenten er eksogent på lang sikt og fastsettes i verdens markeder på grunn av den implisitte forutsetningen om perfekt kapitalmobilitet, PPP holder kontinuerlig, og at hjemlandets aktiva er perfekte substitutter slik at rente forskjellen er lik den forventede avskrivningssats pluss en mulig risikopremie og dermed den modifisert form av udekket renteparitet holder.

Den kortsiktige tilpasning i valutamarkedet

Frankel (1979) bygger opp en monetær modell som gjør et skill mellom hva som forutsettes å gjelde på langsikt og hva som gjelder også på kortsikt. Den kortsiktige tilpasning drives av to relasjoner; den ene er standard udekket renteparitet og den andre er en antagelse om hvordan tilpasningen til likevekt foregår. Fra udekket rente paritet her vi følgende relasjon:

$$E_t s_{t+1} - s_t = i_t - i_t^* \quad (11)$$

Uttrykket $E_t s_{t+1} - s_t$ er forventet depresiering som er lik rente differansen mellom innen-

landsk rente og utenlandsk rente. Alle variable skrevet med små bokstaver er logaritmen, med unntak av renter. Modellen forutsetter ingen risikopremie.⁸ Den andre fundamental forutsetningen er at forventet depresiering er en funksjon av avviket mellom dagens spot valutakursen og en likevekts kurs, og forventet langsiktig inflasjonsforskjellen mellom hjemlandet og utlandet. Gitt ved følgende ligning:

$$E_t s_{t+1} - s_t = -\theta(s_t - \bar{s}_t) + \pi_t - \pi_t^* \quad (12)$$

hvor \bar{s} er likevekts kurs, π er inflasjonen hjemme og π^* er inflasjonen ute. Den siste sammenheng sier at på kortsikt vil valutakursen forventes å tilbake til sin likevekts verdien på en rate som er proporsjonel med øyeblikkelig gapet, og på langsikt (når $s = \bar{s}$) forventes det å endre på det langsiktige rate $\pi - \pi^*$. Dette innebærer at hjemlandets valuta ventes å depresiere ($(E_t s_{t+1} - s_t) < 0$) dersom inflasjonsraten hjemme er høyere enn utlandet, eller dersom valutakursen i øyeblikket er sterkere enn hva de fundamentale faktorene tilsier $s > \bar{s}$ (når $\pi = \pi^*$). Ved å kombinere (11) og (12) får vi:

$$s_t - \bar{s}_t = -\frac{1}{\theta} [(i_t - \pi_t) - (i_t^* - \pi_t^*)] \quad (13)$$

Utrykket $[(i_t - \pi_t) - (i_t^* - \pi_t^*)]$ defineres som real rentedifferensial og er den kortsiktige sammenheng mellom valutakursen og de fundamentale variabler.

Den langsiktige tilpasning i valutamarkedet

Den langsiktige tilpasning drives av tre relasjoner; pengemarkedslikevekt, kjøpekraftsparitet og at realrenten er lik i de to land på lang sikt. For pengemarkedslikevekst benyttes Frankel av følgende pengeetterspørsels funksjonene:

$$m_t = p_t + \phi y_t - \lambda i_t \quad (14)$$

$$m_t^* = p_t^* + \phi y_t^* - \lambda i_t^* \quad (15)$$

⁸Legg merke til at Frankel bruker den umodifisert UIP i modellen

hvor m er pengemengde i periode t ; y er realinntekt; ϕ og γ er parameter og resten er som definert tidligere. Symbolene med (*) angir at verdien er for utlandet. Videre antar modellen at pengemarkedslikevektrelasjonen er likt for hjemland og utland. Med denne antagelsen kan hjemlandets pengemarkedslikevektrelasjonen subtraheres med utlandets. Dette gir følgende relasjon:

$$p_t - p_t^* = (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \lambda(i_t - i_t^*) \quad (16)$$

For å utlede en komplett ligning for valutakurs determinering, må \bar{s}_t forklares. Frankel antar videre at kjøpekraftsparitet holder på langsikt ($\bar{s}_t = \bar{p}_t - \bar{p}_t^*$) og at nominelle renteforskjellen er lik inflasjonsforskjellen ($\bar{i}_t - \bar{i}_t^* = \pi_t - \pi_t^*$), det vil at realrenten er den samme i de to landene. Ved å sette de siste to relasjonene i likning (16) for vi den langsiktige sammenheng mellom valutakurs og de fundamentale faktorer.

$$\bar{s}_t = \bar{p}_t - \bar{p}_t^* = (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \lambda(\pi_t - \pi_t^*) \quad (17)$$

Den fullstendig modellen for det monetære valutakursen kan konstrueres ved å sette det langsiktige relasjonen inn i det kortsiktige.⁹

$$s_t = (m_t - m_t^*) - \phi(y_t - y_t^*) + \alpha(i_t - i_t^*) + \beta(\pi_t - \pi_t^*) \quad (18)$$

hvor $\alpha = -1/\theta$ og $\beta = (1/\theta) + \lambda$. Modellen tilsier at det nominelle valutakursen er determinert av pengemengde forskjell, inntektsforskjell, inflasjonsforskjell, og renteforskjell mellom hjemme og ute. Å holde pengeetterspørsel variabelen konstant, vil økt pengemengde i Norge fører isolert sett til økt det gjennomsnittlig prisnivået innenlandsk. Siden prisnivået i utlandet er uendret, innebærer dette å betale mer krone for å skaffe en enhet av utenlandske valuta. Kroneprisen av det utenlandsk valuta øker, dvs. krone depresieres. Endring i inntektsnivået eller rente påvirker valutakursen indirekte gjennom deres virkning på pengeetterspørsel. For eksempel; en økning i innenlandsk inntekt relativt til utenlandsk vil føre til en fall i det gjennomsnittlige prisnivået (innenlandsk). Den siste vil isolert sett føre til appresiering av norsk kronen. Det motsatte gjelder dersom utenlandsk inntekt er høyere

⁹Frankel (1979), side 613.

enn det er innenlandsk. Dersom renten i Norge er høyere enn det er i utlandet vil det bli mer attraktiv for aktørene å sette pengene i den norske pengemarkedet. Dette fører til økt kapitalinnstrømmer og som øker etterspørselen etter krone (appresiering). Men, hvis udekket renteparitet holder (som modellen forutsetter) vil en positiv renteforskjell mellom to landene motsvares med like mye depresiering av innenlandsk valuta. Dette forklarer det positive fortegn til renteforskjeller i modellen. Modellen ble først avledet av Mussa (1976). En del lignende modeller ble også avledet seinere av mange andre økonomer.¹⁰

Dornbusch overskyting modell

Den tyske økonomen Dornbusch (1976) utviklet en alternativ monetær valutakursmodell for rigide priser (engelsk- overshooting Modell). Modellen hevder at prisene er rigide, og vil derfor en pengemengdeendring ikke føre til en umiddelbart effekt på prisene, men den tar i virkeligheten tid før de endres. Dornbusch (1994) har påpekt at på kortsikt, nominell- og real valutakurs kan overskyte sine langsiktige nivået. En overskyting er et fenomen i økonomi brukes til å forklare hvorfor valutakurser er mer volatile enn det som forventes.¹¹

I denne modellen, antas det at det er “jump variables” i systemet (valutakurs og rente) kompensere for tregheten i andre variabler, spesielt vare-prisene.

Vurder effekten av et kutt i den nominelle innenlandske pengeforsyningen. Siden vareprisene er trege på kort sikt innebærer dette en fall i den virkelige pengemengden og en påfølgende økning i renten. Økningen i rentenivået fører deretter til en kapitalinngang og en styrking av den nominelle kronekursen. Investorer er klar over at de er “tvinge opp” verdien av innenlandsk valuta, og at de derfor kan lide et valutatap (forventede svekkelsen av den innenlandske valutaen) når inntektene av sine investeringer brukes til å nedbetale gjeld i utenlandsk valuta. Likevel, så lenge den forventede svekkelsen av den innenlandske valutaen er mindre enn kapitalmarkedet avkastning (rentedifferansen), vil risiko -nøytral investorer fortsetter å låne i utlandet for å kjøpe innenlands aktiva. En kortsiktig likevekt er oppnådd

¹⁰Se for eksempel Frenkel (1976), Calvo og Rodriguez (1977), Bilson (1978b), Hodrick (1978), Stockman (1980), Lucas Jr (1982), Frankel og Rose (1995).

¹¹Dette ble også nevnt seinere av Frankel (1979), Buiters og Miller (1981), Mussa (1979), Frankel og Rose (1995), Neely og Sarno (2002).

når den forventede rate av depresiering er lik rentedifferansen, dvs. når UIP holder.

Siden innenlandsk valuta forventes å svekke seg på grunn av renteforskjellen, må den innenlandske valutaen ha styrket seg utover sin lang sikt, PPP likevekt. På mellomlang-sikt, innenlandske prisene begynner å falle som følge av fallet i pengemengden. Dette demper presset i pengemarkedet (den reelle pengemengden stiger), og innenlandsk rentenivået begynner å avta. Valutakursen så depresierer sakte mot lang sikt PPP. Dermed kan denne modellen forklare den tilsynelatende paradoks at valutaene til landet med relativt høyere renter induserer en skarp valutakurs appresiering, etterfulgt av sakte depresiering når prisene justeres, som fortsetter inntil lang sikt PPP er oppfylt (Neely og Sarno 2002).

Ligning (18) kan anvendes for både det fleksible- og det rigide varepris monetaristiske modeller. Det er avhengige av hvilke antagelser legges til koeffisientene α og β . Dersom forutsettes at hypotesen av kjøpekraftsparitet holder alltid, ingen inflasjonsforskjell mellom land ($\beta = 0$) og at økt rente hjemme relativt til utlandet ($\alpha > 0$) fører til redusert etterspørselen etter landets valuta og dermed medføre en depresiering, får en den Bilson Chicago- modell for nominelle valutakurs. Dersom forutsettes ingen persistent inflasjonsforskjell (forventet inflasjon) mellom land, det vil si $\beta = 0$ og at økt rente hjemme relativt til utlandet fører til midlertidig appresiering av hjemlandets valuta ($\alpha < 0$), får en den Dornbusch overshooting modell for det nominelle valutakurs (Keynesiansk modell med trege varepriser). Frankel (1979) antas i likhet som i Dornbusch modellen at økt renteforskjell fører til appresiering av hjemlandets valuta ($\alpha < 0$), men modellen antar at økt inflasjonsforskjellen fører til depresiering av hjemlandets valuta slik at koeffisienten β er større enn null. Frenkel(1976) benytter av annet type pengeetterspørselsfunksjon hvor forfatteren erstattet rente for forventet inflasjon ($m_t = p_t + \phi y_t - \lambda \pi_t$). I tillegg antar Frenkel at realrente er like i de to land, slik at renteforskjellen er lik forventet inflasjonsforskjell ($i - i^* = \pi_t - \pi_t^*$) fordi renteparitet sikrer at renteforskjellen tilsvare forventet depresiering, og at kjøpekraftsparitet sikrer at forventet depresiering tilsvare det relativ inflasjon mellom landene. Dermed erstatter Frenkel renteforskjell med inflasjonsforskjell ($\alpha = 0$). I Frenkel modelle antar at økt inflasjon hjemme relativt til utlandet fører til til økt valutakursen, det vil si depresiering av hjemlandets

valuta ($\beta > 0$). Tabell 1 oppsummerer alle disse antagelser.

Tabell 1: Sammenheng mellom varierende monetaristisk valutakursmodeller

$$s_t = (m - m^*)_t - \phi(y - y^*)_t + \alpha(i - i^*)_t + \beta(\pi - \pi^*)_t$$

Modell	Økonomen	Koeffisient
Chicago	Frenkel(1976)	$\alpha = 0, \beta > 0$
	Bilson(1978)	$\alpha > 0, \beta = 0$
Keynesiansk	Dornbusch(1976) rigide priser	$\alpha < 0, \beta = 0$
Real renteforskjell	Frankel(1979)	$\alpha < 0, \beta > 0$

Frankel estimerte ligning(18) for å forklare DEM/USD utviklingen for periode juli 1947-februar 1987. For BNP brukte han industri produksjons-indeks (som en proxy), og for det forventet inflasjonsforskjellen brukte han forskjellen mellom de langsiktige obligasjoner for Tyskland og USA. Modellen kunne forklare en stor del av dollarkursutvikling for periode juli 1947- desember 1986, men brøt modellen sammen for januar og februar 1987.¹² Bilson (1978a) publisert “The Current Experience with Floating Exchange Rates” hvor forfatteren estimert det monetaristisk modellen med hensikt på å forklare (predikere) variasjonene til tyske mark mot pund, for periode fra januar 1970 til august 1977 med månedlige data. Forfatteren konkludere at modellen kunne forklare over 99 prosent av markkursens volatilitet og at alle fortegnene de estimerte koeffisientene var i samsvar med teorien. Jacob A. Frenkel (1980) publisert “Exchange Rates, Prices, and Money: Lessons from the 1920’s” hvor forfatteren undersøkt det monetaristisk modell med fleksible priser for både hyperinflasjonen periode (Tyskland 1920-tallet) og for det han kalte normale periode (Stor Britannia). Forfatter konkludere med at modellen kunne forklare valutakursen under hyperinflasjons periode, men brøt sammen i det normal periode. Meese og Rogoff (1983) publiserte en betydningsfulle arbeid for valutakurs prognosering. Forfatterne viste at strukturelle modeller som inneholder makroøkonomiske variable for å forklare valutakursen gir dårlig prognoser og en enkelt Random Walk modell gir bedre prognoser.

¹²Se Frankel (1979) side 616, fotnote.19.

2.5 Portefølje balanse tilnærming

I Portefølje balanse-modellen forutsettes at det ikke er noen barrierer i de internasjonale kapitalmarkedene. Men det antas at innenlandske og utenlandske obligasjoner ikke er perfekte substitutter (Frankel 1983). Dermed investorer fordele sine obligasjonsporteføljer mellom de to landene i proporsjoner som er funksjoner av de forventede avkastning. Det eksisterer mange årsaker hvorfor eiendeler kan vær imperfekt substitutter som likviditet, skatter, politiske risiko, og valutarisiko. Videre antas i modellen at den eneste forskjell mellom innenlandsk og utenlandsk obligasjoner er deres pålydende valuta. Investorer diversifisere risikoen som kommer fra valutas variabilitet ved å balansere deres obligasjonsportefølje mellom innen- og utenlandsk obligasjoner i proporsjoner som avhenger av det relativ forventede avkastning (risikopremien):

$$\frac{B_j}{SB_j^*} = \gamma_j [i - i^* - (E_t s_{t+1} - s_t)] \quad (19)$$

hvor B_j er innenlandsk aktiva holdt av investor j ; SB_j^* er utenlandsk aktiva; S er valutakursen. γ_j er en positiv-verdi funksjon. Ligningen tilsier at relativ aktiva mellom innland og utland, justert for valutakursen, avhenger av renteforskjellen og forventet depresiering ($E_t s_{t+1} - s_t$). En økning i renteforskjell eller en fall i det forventet depresiering indusere investorer for endre sine portefølje slik at de redusere utenlandsk beholdning og øke innlandsk beholdning av aksjer. Videre forutsettes i modellen at alle deltakere i markedet har de samme preferanser, som representert av funksjonen γ . Denne antagelse tillater os og legge opp individuelle aktivas-etterspørselsfunksjoner i den samlede aktivums- etterspørsel ligning(3.23):

$$\frac{B}{SB^*} = \gamma [i - i^* - (E_t s_{t+1} - s_t)] \quad (20)$$

hvor $B = \sum_{j=1}^{\infty} B_j$ og $B^* = \sum_{j=1}^{\infty} B_j^*$. B er netto innenlandsk tilbud av obligasjoner (eller aksjer), og B^* er netto utenlandsk tilbud av obligasjoner i markedet. Leddet $[i - i^* - (E_t s_{t+1} - s_t)]$ er udekket renteparitet, som ifølge teorien vil være lik null, det vil si at renteforskjell er like forventet depresiering. Og leddet $\frac{B}{SB^*}$ vil derfor representere risikopremien. Den simplest Portefølje balanse modellen ville spesifisere statistisk forventning, det vil si $(E_t s_{t+1} - s_t) = 0$.

Da vil valutakursen blir determinert av relativ tilbud av obligasjon- og renteforskjellen:

$$s = -\alpha + \delta(i - i^*) + b - b^* \quad (21)$$

hvor $b \equiv B$, og $b^* \equiv B^*$. Ligning (21) tilsier at den nominell valutakursen avhenger av renteforskjellen mellom innlandet og utlandet, innenlandsk aksjeprisen, og utenlandsk aksjeprisen. En økning i innenlandsk rente relativt til utlandet fører til økt valutakursen (krone depresieres). Økt tilbudet av innenlandsk aksjer fører til økt valutakursen (depresiering av krone). Økt tilbudet av utenlandsk aksjer fører til redusert valutakursen (appresiering av krone). Hvilke betyr at hvis økt aksjepriser hjemme fører til økt *etterspørselen* etter disse aksjene vil den siste fører til appresiering i krone, og omvendt.

Franck og Young (1972) var de første som undersøkt sammenheng mellom valutakurs og aksjepriser økonometrisk. Forfattere undersøkte seks forskjellige valutaer og konkluderte med at det ikke eksisterer noe sammenheng mellom valutakurs og aksjepriser. Branson mfl. (1979), Golub (1989) finner lite støttet for portefølje modellen. Bisignano og Hoover (1982) undersøkte modellen ved hjelp av bilateral kanadisk-amerikanske data, forfatteren finne litt mer støtte for teorien. Frankel (1984) rapporterer at de empiriske resultater er i samsvar med teorien. Agarwal (1981) undersøkte sammenhengen for periode fra 1974 til 1978. Konklusjonen var at det finnes en positiv sammenheng mellom aksjepriser og valutakurser, og at forholdet er sterkere på kortsikt enn på langsikt. Naug (2003) finner en sammenheng mellom Børsfall ute (målt i SP500-indeksen) og kronekursen (konkurranskurs indeksen) for periode januar 1999 til januar 2003. Forfatterne konkluderte med at kronen har tendens til å appresiere når det er varig børsfall ute.

2.6 Terms of trade

Når råvareprisene øker på verdensmarkedet kan lønningene stige i råvaresektoren (konkurranseutsatt) for den produserende land, uten å skape tap i lønnsomhet. Under forutsetning av arbeidsmobilitet, kan lønnsøkning spre seg til andre sektorer, som hever hele prisnivået i landet. Denne mekanismen er nær en Balassa-Samuelson effekten. Den siste forutsetter også at prisen på omsettelige varer er fastsatt internasjonalt av loven om én pris. Den fastslår at - økt produktivitet i konkurranseutsatt sektor hjemme relativt til utlandet ha en tendens til å øke lønninger hjemme, som spre seg til hele økonomien og fører til appresiere i realvalutakursen (Balassa 1964).

Et enkelt rammeverket for å fange denne effekten er gitt ved Cashin mfl. (2004). Vurder en liten åpen økonomi land hvor den innenlandske økonomien er sammensatt av to forskjellige sektorer: Den første produserer en eksportvare, kalt "primære råvare", og den andre produserer skjermede varer. Firmaer i eksport og skjermet sektor bruker bare arbeidskraft for å produsere disse varene (den eneste innsats faktor). Spesielt antar forfatteren at produksjonen er utført av konkurrerende firmaer som har tilgang til en konstant skala teknologi (engelsk- constant returns to scale). Arbeidskraft er fri til å bevege seg på tvers av sektorer, og dermed sikre at lønn er likestilt på tvers av sektorer.

Innenlandske konsumenter leverer uelastisk arbeidskraft og konsumere både en skjermet og en endelig omsettelige vare (engelsk- final gode). Denne omsettelige varen importeres fra resten av verden og er ikke produsert innenlands. Utenlandske bedrifter bruker den primære råvare felles med en mellomliggende vare (engelsk- intermediate), produsert kun i utlandet, som innsatsfaktor i produksjonen av den endelige omsettelige varer. I tillegg utenlandske husholdninger konsumere den endelige omsettelige god og en skjermet god (produsert i utlandet). Forfatteren presentere følgende sammenheng mellom real valutakurs og bytteforhold (se appendiks A.1).

$$S = \left[\frac{A_x A_N^* P_X^*}{A_I^* A_N P_I^*} \right] \lambda \frac{P^*}{P} \quad (22)$$

hvor P^*_X/P^*_I representerer råvare bytteforhold (terms of trade) målt i utenlandske priser, λ er andelen av det ikke-omsettelige, A_X/A^*_I reflekterer produktivitet forskjell mellom eksport og mellomliggende (utenlandsk) sektor, og A_N/A^*_N står for produktivitet forskjell mellom lokale og utenlandske ikke- omsettelig sektorer. De siste to forholdene uttrykker det Balassa-Samuelson effekten.

Siden det relativ prisene av primære råvare er determinert i verdensmarkedet (eksogent), vil en økning i råvarepriser for nettoeksportør land fører til appresiering av landets valuta. Det motsatte gjelder for den nettoimportør land. USA har verdens største andel av netto oljeimport med 6,618 tusen fat per dag (Administration 2015). Derfor, økt oljepriser vil ha, ifølge teorien, en negativ effekt på den amerikanske dollaren, men en positiv effekt på den norske kronen siden Norge er en netto oljeeksport land.

Akram (2000b) gjennomførte en empirisk analyse for å studere sammenheng mellom kronekursen og oljepriser. Forfatteren finner at en fall i oljepriser fører til en svekkelse av kronekursen, men sammenheng er ikke linear. For eksempel er sammenheng mellom oljeprisen og kronekursen svakere eller ikke eksisterende når oljepriser er mellom 14 og 20 dollar per fatet. Bernhardsen og Røisland (2000), Bjørnstad og Jansen (2006) og Alstad (2010) utviklet økonometriske modeller for kronekursen. Forfattere argumenter at det eksisterer en langsiktig sammenheng mellom kronekursen og oljeprisen.

Det er viktig å nevne at, i tillegg til effekten av terms of trade på kronen, en varig økning i oljeprisen øker oljerelatert investeringer. Den siste vil føre til økt etterspørselen etter oljerelatert aksjer. Dette gjør aktørene mer villig til å beholde oljerelatert aksjene i sine portefølje. Siden en utalandsk investor må veksle valutaen til norske krone for å få kjøpe aksjene fra Oslo børs, vil dette øker etterspørselen etter kronen og medføre en appresiering.

2.7 Volatilitet

Global finansuroen påvirker økonomien generelt og valutakursen spesielt. Når finansuroen øker påvirker det på aktørenes beslutninger. Aktørene blir mindre villig til å beholde valutaene som anses som ikke-trygg haven valuta i sine porteføljene. En valuta anses som en trygg havn når internasjonale aktører investerer i den med tanke på å unngå sannsynlig tap og opprettholde likviditet i en periode med stor global finansusikkerhet. Dermed uroen påvirker valutakursutvikling og er en viktig å inkluders i valutakursmodeller.

Brousseau og Scacciavillani (1999, 2001) er en to forskere i Den europeiske sentralbank. De har utviklet en indikator for volatilitet kalt Global Hazard Indicator-GHI (norsk Global Risk Indikator- GRI) som er basert på implisitt volatilitet for opsjonspriser til de meste likvide markedene som USD, EUR og JPY. Hensikten var å undersøke om en slik indikator kan predikere valutakursen. Forskningsresultatet viste at GRI hadde en signifikant effekt valutakursen.

“ A main finding is that indicators based on implied volatilities, including the GHI, generally display a stronger influence on the variance of the exchange rates than the historical volatilities” (Brousseau og Scacciavillani 2001, s. 26).

I det internasjonale valutamarkedet betraktes kronen som en “rand-valuta”(Bernhardsen og Røisland 2000). Ved økt internasjonale usikkerhet redusere de utenlandske aktørene sin beholdningene av krone. Dermed depresieres kronen i forhold til andre valutaer. Flatner (2009) undersøker relasjonen mellom de globale finansuro og en sett av valutaer. Forfatteren undersøkt spesielt om norsk kroner er en trygg haven-valuta. Flatner benyttet av tre forskjellige indekser som indikatorer på finansuro. Den første indikatoren er det global risiko indikator (GRI). Den andre indikator er VIX indeksen som måler implisert volatilitet over 30 dagers til SP500 opsjonsprisen. Indeksen utarbeides av The Chicago Board Options Exchange og reflektere forventet volatilitet til aksjemarkedet. Den tredje indikatoren er risiko holdningsindeks (RHI), som er en gjennomsnitt av ulike indikatorer og som måler aktørenes risiko

aversjonen. Forfatteren benytter en økonometrisk teknikk for å identifisere sammenheng mellom de tre indikatorene og valutakursen. Generelt finner Flatner ikke grunnlag for å si noe om sammenheng mellom norske kroner og uroen i finansmarkedene og spesielt finner ikke belegg for at den norske krone har vært en trygg haven-valuta.

Bernhardsen og Røisland (2000) finner signifikante korttidseffekter av GRI- indikator i modellen for kronekursen målt i NOK/DEM og konkurransekursindeksen (KKI), som var estimert på månedstall for periodene januar 1993- juli 1997 og januar 1997- juli 2000. Naug (2003) beskriver at GRI- indikator forklarer utviklingen i kronekursen like mye som oljepriisen og at finansuroen påvirker kronekursen på kortsikt, spesielt i perioden 1997-2000. Både Bjørnstad og Jansen (2006) og Bernhardsen (2008) velger ikke å ta med risikofaktorer i sine modeller. Begge modellene bryter derfor sammen under finanskrisen.

3 Modellering av kronekursen

Den enkleste modellen for å forklare kronekursen er Random Walk (se seksjon 2.1). Som innebærer at spot kronekursen i periode t er forklart av kursen til forrige periode $t - 1$ pluss en hvitstøy feilleddet:

$$s_t = \alpha + \beta_1 s_{t-1} + e_t \quad (23)$$

hvor s_t er logaritmen til spot kronekursen i periode t , s_{t-1} er logaritmen til spot kursen i periode $t - 1$, α er konstant (drift), β_1 er koeffisienten av interesse. Random walk bygger på en enkelt antagelse om at fremtid kurs skal være lik dagens kurs. Den antagelse kan ikke forklare hvilke økonomiske faktorer som drivere valutakursutvikling over tid. Det er derfor viktig å utvikle en modell som kan forklare valutakursen med økonomiske variabler. Både erfaring og de økonomiske teorier (se seksjon 2) tilsier at det eksisterer en rekke andre variabler som har sammenheng med valutakursen.

Det absolutt kjøpekraftsparitet (se seksjon 2.2) hevder at kronekursen er forklart/avhenger av prisforskjellen mellom Norge og Utlandet. At høyere inflasjon i Norge relativt til utlandet (USA) vil føre isolert sett til depresiering av kronekursen. Prisforskjell ble inkludert tidlige-

re i Norges Bank valutakursmodeller som en faktor som muligens forklare kronekursutvikling.¹³ Bjørnstad og Jansen (2007) skriver i sine konklusjon at “teorien om kjøpekraftsparitet finner klar støtte i vår modell. Endringer i relative priser endrer valutakursen tilsvarende allerede etter to kvartaler”. Ved å inkludere prisforskjellen i ligning (23) får vi følgende utvidet kronekursmodell:

$$s_t = \alpha + \beta_1 s_{t-1} + \beta_2 (p_t - p_t^*) + e_t \quad (24)$$

hvor β_2 er koeffisienten som måler effekten av prisforskjellen på kursen og som forventes, i henhold til teorien, å ha en positiv fortegn. De andre symbolene er som forklart tidligere.

Renten eller rentedifferanse mot utlandet trekkes ofte frem som forklaringsfaktor for kronekursutvikling (se diskusjonen om udekket renteparitet i avsnitt 2.3.2). Sammenhengen mellom rentedifferansen og kronekursen kan variere over tid og avhenger av det pengepolitiske regimet i landet. Før innføring av inflasjonsmålet i 29 mars 2001 ble rente brukt som en instrument for å stabilisere kronekursen, dvs. dersom kronekursen endrer seg vil Norges Bank endre renten for å oppretthold kronekursen til en viss nivået.¹⁴ Etter innføring av inflasjonsmålet ble rente brukt for å stabilisere innenlandsk prisstigning og den økonomiske aktiviteten. Forskjellen mellom de to perioden er at før 2001 ble valutakursendringer etterfulgt av renteendringer, mens etter regime med inflasjonsmålsetting blir renteendringer etterfulgt av valutakursendringer. Sammenhengen mellom hva som er årsak og hva som er virkning er dermed er motsatte i de to regimene.¹⁵ Dette endret mønster kan ha implikasjoner for hvordan forholdet mellom valutakurs og rentedifferansen skal modelleres (Bjørnstad og Jansen 2006). Bernhardsen og Røisland (2000) og Bjørnstad og Jansen (2006) har inkludert renteforskjell i sine kronekursmodeller og konkludert at kronekursen avhenger også av endringen i renteforskjell mellom Norge og utlandet over tid.

$$s_t = \alpha + \beta_1 s_{t-1} + \beta_2 (p_t - p_t^*) + \beta_3 (i_t - i_t^*) + e_t \quad (25)$$

β_3 er koeffisienten som antas å ha en positiv fortegn. Økt rente hjemme relativt til utlandet

¹³se for eksempel Bernhardsen og Røisland (2000), Bjørnland og Hungnes (2003, 2006).

¹⁴målt mot handelspartene.

¹⁵Se for eksempel Bernhardsen og Røisland (2000) og Bjørnland og Hungnes (2006).

fører isolert sett til økt valutakursen (depresiering av krone).

Aksjepriser ble også brukt som en forklaringsfaktor i valutakursmodeller. I følge portefølje balanse tilnærming (se seksjon 2.5) påvirker valutakursen av innenlandsk og utenlandsk aksjer. Økt aksjepriser hjemme fører til at aktørene øke sine beholdning av disse aksjene og som fører til økt etterspørsele etter landets valuta og dermed appresiering.

$$s_t = \alpha + \beta_1 s_{t-1} + \beta_2 (p_t - p_t^*) + \beta_3 (i_t - i_t^*) - \beta_4 aksjer_t + e_t \quad (26)$$

hvor β_4 er koeffisienten av interesse i denne sammenhengen og som forventes å ha negativ fortegn indikering økt aksjepriser hjemme fører isolert sett til appresiering av kronen. I denne utredningen skal benyttes av OSEAX-indeksen som et mål for aksjepriser i Oslo børs.

I følge teorien om Terms of trade (se seksjon 2.6) vil det forventes en positiv sammenheng mellom kronekursen og oljeprisen, det vil si at økt oljeprisen fører isolert sett til appresiering av kronen. Siden Norge er en netto olje eksport landet, vil en forvente en tydelig sammenheng mellom kronen og oljeprisen. Sammenhengen avhenger av hvor avhengig Norges innenlandsøkonomien er av oljesektoren. Hvis det innenlandske aktivitetsnivået i stor grad er uavhengig av oljeinntektene, kan det forventes en svakere sammenheng mellom kronekurs og oljepris. Opprettelse av Statens pensjonsfond utland (oljefond) kan bidra til å gjør kronekursen mindre avhengig av oljepriser. Ved å inkludere oljepriser i modellen får vi følgende sammenheng:

$$s_t = \alpha + \beta_1 s_{t-1} + \beta_2 (p_t - p_t^*) + \beta_3 (i_t - i_t^*) - \beta_4 aksjer_t - \beta_5 olje_t + e_t \quad (27)$$

hvor β_4 er koeffisienten av interesse i denne sammenheng og som antas å ha en negativ fortegn (positiv sammenheng med kronen).

Volatilitet påvirker økonomien generelt og valutakursen spesielt. Som ble forklart i seksjon (2.7) kan finansuro påvirke kronekursen. Derfor er det viktig å inkludere i kronekursmodellen. I denne utredning skal VIX-indeksen benyttes som en indikatoren for det global

finansuroen.

$$s_t = \alpha + \beta_1 s_{t-1} + \beta_2 (p_t - p_t^*) + \beta_3 (i_t - i_t^*) - \beta_4 aksjer_t - \beta_5 olje_t + \beta_6 finansuro_t + e_t \quad (28)$$

Koeffisienten β_6 forventes å ha en positiv fortegn, det vil si at økt finansuro fører isolert sett til økt valutakursen (depresiering av krone).

I denne utredning vil kronekursen mot amerikansk dollar modelleres og undersøkes. Når en bilateral kurs, som NOKUSD, modelleres er det viktig å ta hensyn til effekten av at amerikansk dollar kan endre seg mot andre lands valutaer, og som dermed vil påvirke NOKUSD-kursen uten at det har noe direkte med kronen å gjøre (Bernhardsen og Røisland 2000). Bernhardsen og Røisland (2000) finner en positiv signifikant effekt mellom kronekursen mot tyske mark (og mot euro fra 1999) og det amerikansk dollar mot tyske mark. Bernhardsen (2008) finner en positiv sammenheng mellom økt Industriens effektive valutakurs (TWI) og redusert dollarkursen mot euro. I denne utredning skal eurokursen mot amerikansk dollar inkluderes i kronekursmodellen.

$$s_t = \alpha + \beta_1 s_{t-1} + \beta_2 (p_t - p_t^*) + \beta_3 (i_t - i_t^*) - \beta_4 aksjer_t - \beta_5 olje_t + \beta_6 finansuro_t + \beta_7 eurUSD_t + e_t \quad (29)$$

hvor eurUSD er logaritmen til spot eurokursen mot amerikanske dollaren i periode t . Fallende kurven indikerer depresiering av dollaren, β_7 er koeffisienten og som forventes å ha en positiv fortegn i modellen. Dette kan tolkes slik at appresiering (depresiering) av det amerikansk dollar mot euroen fører isolert sett til depresiering (appresiering) av kronen.

Valutamarkedet (engelsk foreign exchange market) anses som den mest likvide finansmarkedet. Graden av likviditet er varierende over valutaer. Likviditet sier noe om mengden av kroner som selges/kjøpes uten å påvirke kursen betydelig. Norske kroner er en liten valuta med begrenset likviditet (Lund 2011).¹⁶ Derfor en endring i likviditeten vil slå sterkere på

¹⁶I følge BIS FX Triennial undersøkelsen i 2010 utgjør NOK kun 1,3 prosent av det globale valutamarkedets omsetning. Legg merke til at fordi det er to valutaer som er involvert i hver transaksjon, vil summen av prosent andeler blir 200 prosent.

kronen enn det ville gjort ved større markeder, som for eksempel, EURUSD, GBPUSD og USDJPY markeder. For en bestemt beløp som kjøpes/selges vil en dårlig likviditet føre til at endring i kronekursen blir mer enn endringen når likviditeten er relativt bedre. Aktørene blir mindre villig til å investere i kroner når likviditeten er mindre. Derfor graden av likviditeten spiller en viktig rolle for aktorenes beslutning for å investere i krone og dermed påvirker kursen (Flatner mfl. 2010).

Lund (2011) har brukte bid-ask spread (NOKEUR) som en indikator for likviditeten. Bid-ask spread er definert som differansen mellom den høyest kjøp og den laveste salg av spot kronekursen (NOKUSD i denne utredningen). En økning i spreaden betyr at forskjellen mellom den høyest og lavest er høyere og som indikerer mindre likviditet. Forfatteren konkludere at sammenhengen mellom krone og økt likviditeten er positivt.

$$s_t = \alpha + \beta_1 s_{t-1} + \beta_2 (p_t - p_t^*) + \beta_3 (i_t - i_t^*) - \beta_4 aksjer_t - \beta_5 olje_t + \beta_6 finansuro_t + \beta_7 eurUSD_t + \beta_8 likviditet_t + e_t \quad (30)$$

Koeffisienten β_8 forventes å ha en positiv fortegn i modellen slik at økt spread (reduert likviditeten) fører isolert sett til depresiering av kronen, og det motsatte gjelder dersom likviditet øker. Alle variablene i ligning (30) er i logaritmen unntatt rentedifferansen.

Tabell 2: Oppsummering av forventet sammenheng mellom variablene i modellen og kronekursen

Koeffisient	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8
Forventet fortegn	=1	>0	>0	<0	<0	>0	>0	>0

Note: Positiv fortegn indikerer negativ effekt på kronen (depresiering). $\beta_1 = 1$ i henhold til RW hypotesen.

4 Data

Variabelen som skal forklares er vekslingskurs mellom norske krone og amerikanske dollar. Data er månedsgjennomsnitt av daglige spotkurs for NOKUSD notert i Norges Bank for periode fra januar 1993 til desember 2014. Data ble hentet fra Norges Bank websiden den 02.02.2015. Forklaringsvariablene som skal inkluderes i kronekursmodellen er oppsummert i tabell 3. For mer informasjon om dataene se appendiks A.2, A.4 og A.5.¹⁷

Tabell 3: Kort beskrivelse av forklaringsvariablene

Variabel	Beskrivelse	Kilde
eurusd	Vekslingskurs mellom euro og USD	Bloomberg
olje	Brent(Nordsjøen) spot pris USD per fat	Datastream
p	Konsumprisindeks justert for energi (CPI-AE), indeks juli 1988=100	Statistisk Sentral Bank
p^*	Konsumprisindeks justert for energi (CPI-SA),indeks juli 1988=100	Bureau of Labor Statistics
likviditet	Bid-ask spread beregnet som høyest kjøp minus lavest salg av spot prisen til NOKUSD	Bloomberg
i	NIBOR. Den norsk-Tre måneders interbank offered rate for NOK	Norges Bank
i^*	LIBOR USD. London-Tre måneders interbank offered rate for US	Bloomberg
aksjer	OSEAX er Total indeks for Oslobørs(NOK). Indeksen er den total avkastning av Oslobørs	Oslo børs
finansuro	VIX-indeks. Implisitt volatilitet av SP500 indeks opsjon som måler den forventet volatilitet for aksjemarkedet til neste 30 dager	Norges Bank

Note: alle variablene er månedlige- gjennomsnitt av daglige observasjon. Fra januar 1993 til desember 2014.

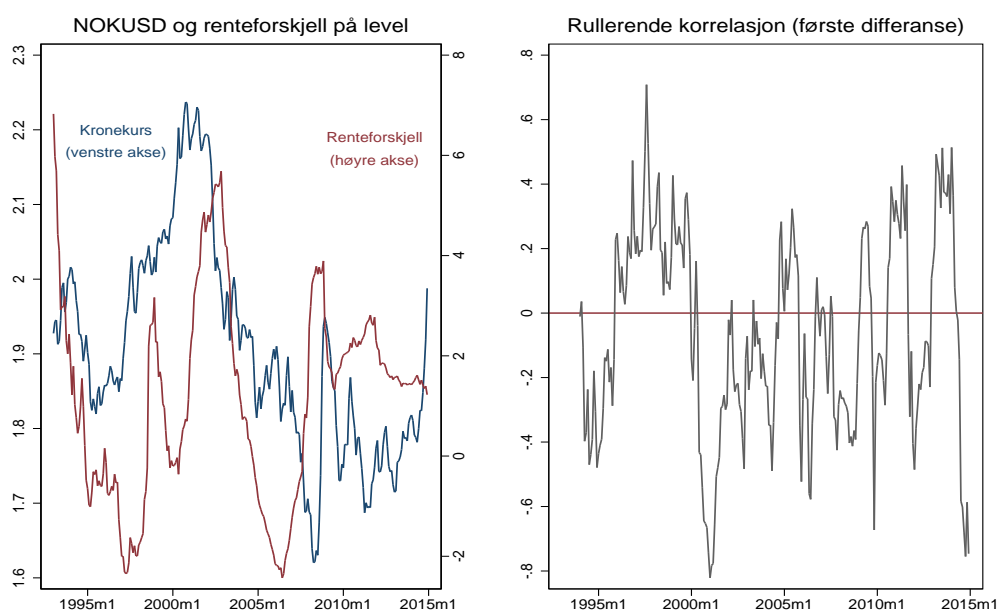
¹⁷Takk til Tom Bernhardsen (Norges Bank) for å sende VIX- indeks data til meg.

5 Deskriptiv analyse

I denne seksjonen skal jeg betrakte noen figurer som viser utviklingen i kronekursen, målt mot amerikanske dollar, samt noen av variablene av interesse for periode fra januar-1993 til desember-2014. Det er viktig å nevne at sammenhenger som synes tydelig i de grafisk illustrasjoner kan gi en misvisende bilde av de virkelige sammenhengene. For å tallfeste sammenhengene og identifisere hvor viktig forklaringsvariabler er for å forklare kronekursen, må en estimere kronekursen økonometrisk. Alle grafene til venstre er spot kronekursen (NOKUSD) mot variablene av interesse på nivået, mens grafene til høyere er rullerende korrelasjon, mellom endring i kronekursen og endring i variablene av interesse, med vindu av 12 måneder. For alle figurer vil en fallende kurven av NOKUSD indikere appresiering av kronen.

Rente

Figur 1: Kronekursen og renteforskjellen mellom Norge og USA



Note: Grafen til venstre viser spot kronekursen mot amerikanske dollar (venstre aksene) og renteforskjellen mellom Norge og USA, målt som NIBOR 3mnd. minus LIBORUSD 3mnd. (høyre aksene). Fallende kurve indikerer appresiering av kronen. Grafen til høyere er 12 måneders rullerende korrelasjon mellom endring i kronekursen og endring i renteforskjellen. Januar 1993 - desember 2014. Kun kronekursen er i logaritmeform. Data kilde: Norges Bank & Bloomberg (2015)

Figur 1 til venstre er tre-måned renteforskjellen og kronekursen. Sammenhengen mellom

utviklingen i kronekursen og renteforskjellen er utydelig, hvor i noen perioder høy renteforskjeller synes å gå hånd i hånd med lav kronekurs, i andre perioder med høy kronekurs og i noen perioder synes ikke å være noe sammenheng.

Figur 1 til høyre er en rullerende korrelasjon som gi et inntrykk av hvordan korrelasjonen har endret seg måned for måned. Den høyeste negativ verdien er 0.82 i januar 2001 og den høyest positiv verdien er 0.71 i august-1997. Fra 1993 til 1995 korrelasjonen mellom renteforskjell og valutakursen er negativ (positiv med kronekursen), men for periode fra 1995 til 2000 er korrelasjonen positiv, som kan indikere at økt rente innenlandsk går sammen med sterkere kronen. I se seksjon 3 ble det nevnt at i perioden før innføring av inflasjonsmålet endring i kronen etterfulgt av endring i rente. Den negativ sammenhengen sammenheng kan reflektere Norges Bank sin reaksjon ved å stabilisere kronen i denne perioden. For periode etter inflasjonsmålet ligger mest parten av korrelasjonskoeffisientene under null. Dette endret mønster kan tyde på muligens strukturbrutt for sammenheng mellom krone og renteforskjell.¹⁸ Gjennomsnitt korrelasjonen for 12 måneders er -0.07. Dette kan tyde på en negativ sammenheng mellom valutakursen og renteforskjell.¹⁹

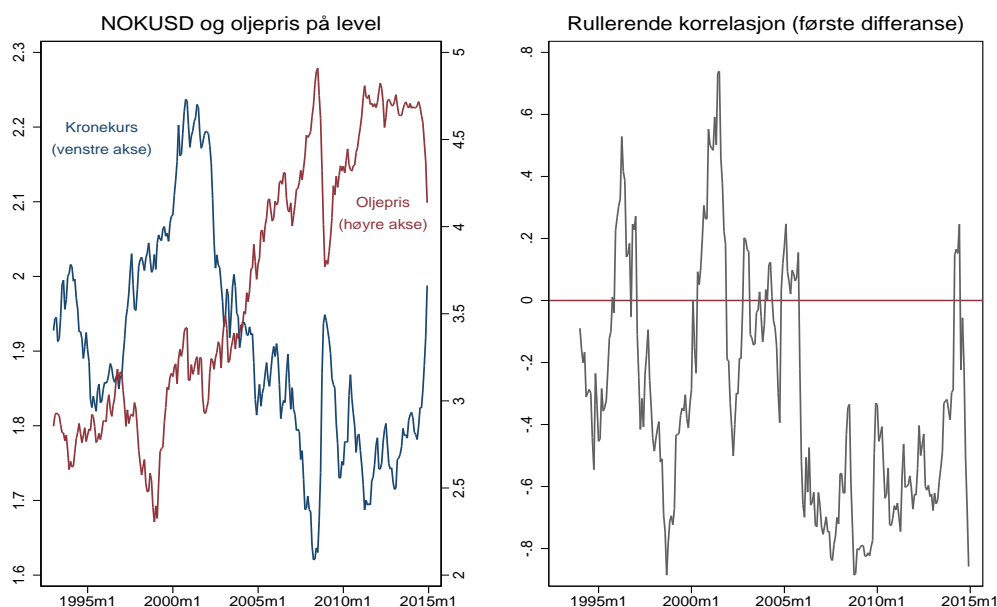
¹⁸Slike mulige strukturbrutt bør en ta hensyn til når kronekursen estimeres økonometrisk.

¹⁹Gjennomsnitt korrelasjon nesten den samme for 6, 18,24,30,36 og 42 vinduer, se appendiks A.3

Oljepris

Figur 2 til venstre viser utviklingen kronekursen og oljeprisen (i dollar per fat). Oljeprisen synes å være som et speilbilde av kronekursutviklingen. For periode fra januar 2006 til juli 2008 falt den amerikanske dollaren mot norsk kronen fra 6,64 til 5,10, med negativ 23%. For den samme perioden steg oljeprisen (Nordsjøen) fra 62,18 til 137,43, med positiv 12%. For periode fra mars til desember 2014 steg den amerikanske dollaren mot kronen fra 5,7 til 7,27, med positiv 27,5%. For den samme perioden falt oljeprisen fra 126,6 USD til 64,08 per fat, en fall med minus 49%. Appresiering (depresiering) av kronekursen synes å gå sammen med økt (redusert) oljeprisen. Figur 2 til venstre er rullerende korrelasjon mellom

Figur 2: Kronekurs og oljepris

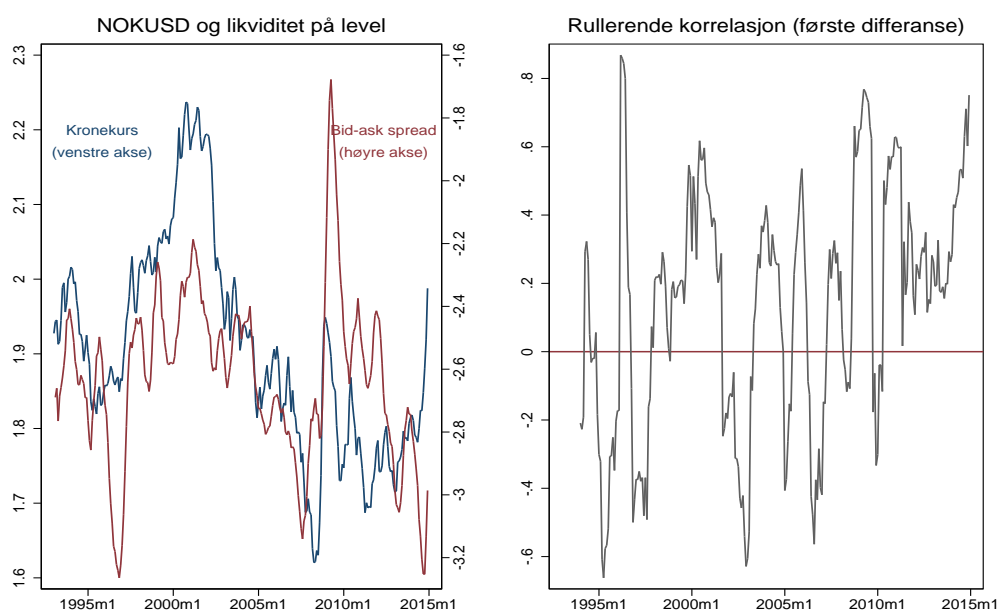


Note: Grafen til venstre viser spot kronekursen mot amerikansk dollar (venstre aksene) og spot oljepriser (USD per fat) på høyre aksene. Fallende kurve indikerer appresiering av kronen. Grafen til høyre er 12-måneders rullende korrelasjon mellom endring i kronekursen og endring i oljepriser. Periode er fra Januar 1993 til desember 2014. Begge variablene er i logaritmen. Data kilde: Norges Bank & Bloomberg (2015).

endring i kronekursen og endring i oljeprisen. I noen perioder korrelasjonen synes å være positiv, men mest parten av korrelasjonskoeffisientene er negativ og i gjennomsnitt korrelasjonen er negativ 0,27 og negativ 0,30 for 6 og 12 vinduer respektivt. Koeffisientene er også negative i gjennomsnitt for 30, 36 og 42 vinduer (se appendiks A.3). Negativ korrelasjon indikerer en positiv samvariasjonen mellom økt oljeprisen og appresiering av norske krone.

Likviditet

Figur 3: Kronekurs og likviditet (Bid-ask spread)



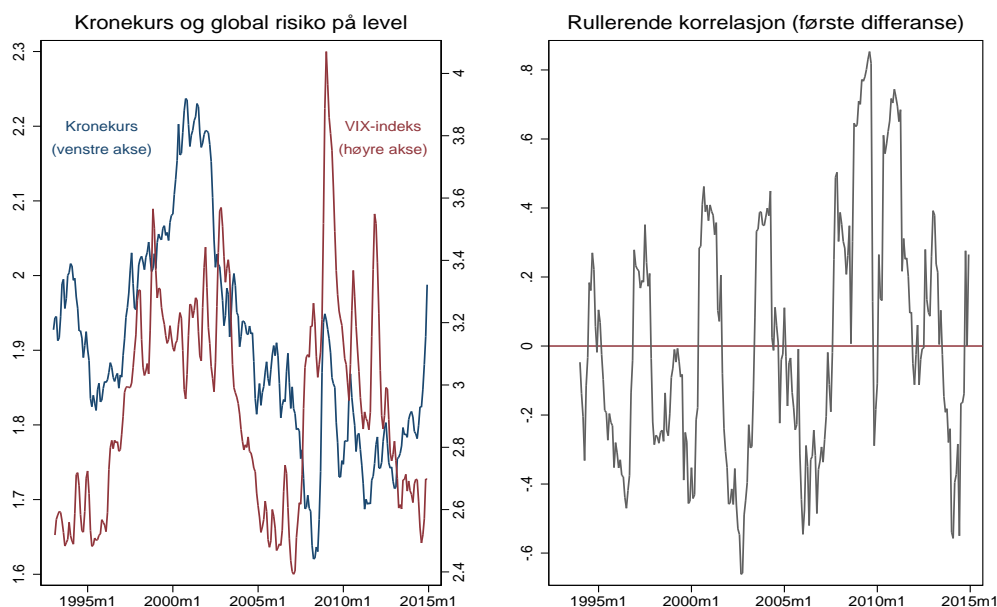
Note: Grafen til venstre viser spot kronekursen mot amerikanske dollar (venstre aksene) og likviditet målt som høyest kjøp minus lavest salg (NOKUSD) (høyre aksene). Fallende kurve indikerer appresiering av kronen. Grafen til høyre er 12-måneders rullerende korrelasjon mellom endring i kronekursen og endring spreaden. Spreaden er seks måneders glidende gjennomsnitt. Januar 1993 - desember 2014. Begge variablene er i logaritmen. Data kilde: Norges Bank & Bloomberg (2015).

Figur 3 til venstre viser utviklingen i likviditeten og kronekursen. Likviditet er målt i Bid-ask spread og er seks måneders glidende gjennomsnitt. En fallende kurven indikerer økt likviditet. Sammenhengen er uklar hvor i noen perioder synes valutakursen å gå i samme retning som likviditet, mens for andre perioder synes å gå i det motsatte retning. For perioden fra oktober 2000 til oktober 2001 faller valutakursen fra 9,36 inntil 8,8 som betyr en appresierer av kronen med 5,9%. For den samme perioden faller spreaden fra 0,06 til 0,03, med 52,5% (som betyr økt likviditeten). Utviklingen i kronekursen og likviditeten, for nevnte periode, synes å være i samsvar med diskusjon i seksjon 3, at økt likviditet påvirker kronen positivt. Likevel, sammenhengen synes å være motsatt når en se på andre perioder; for eksempel fra april 1998 til april 2000 steg NOKUSD fra 7,7 til 8,95, med 16,1%, mens spreaden falt fra 0,09 til 0,034 (med minus 62,22%). Som betyr at depresiering av krone gikk sammen med økt likviditet. Figur 3 til høyre er rullerende korrelasjon mellom endring i kronekursen og endring i likviditeten. De fleste av korrelasjonskoeffisientene ligger over null (positive),

men de er også negative i noen perioder. Gjennomsnitt korrelasjon for 12 måneders vindu er positiv 0,13. Resultatet ikke endres vesentlig når vinduet endres (Se appendiks A.3).

Internasjonal finansuro

Figur 4: Kronekurs og finansuro



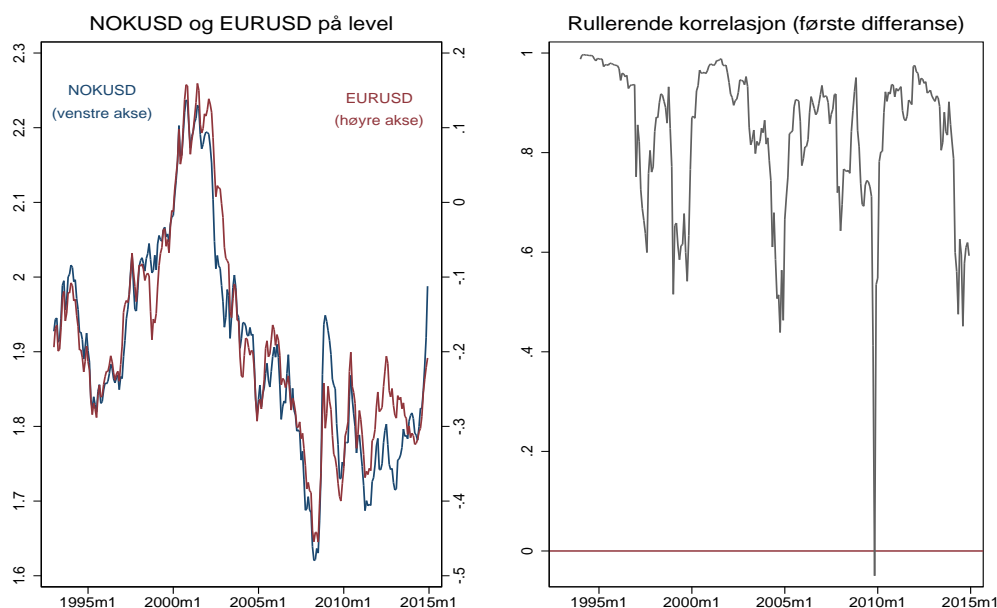
Note: Grafen til venstre viser spot kronekursen mot amerikanske dollaren (venstre akse) og det finansuroen målt i VIX- indeksen (høyre akse). Fallende kurve indikerer appresiering av kronen. Grafen til høyre er 12-måneders rullerende korrelasjon mellom endring i kronekursen og endring i VIX- indeksen. VIX er tre måneders glidende gjennomsnitt. Januar 1993 - desember 2014. Begge variablene er i logaritmen. Data kilde: Norges Bank (2015).

Global finansuroen påvirker økonomien generelt og valutakursen spesielt. Figur 4 til venstre viser utvikling i kronekursen og den internasjonale uroen målt i VIX-indeksen. En høy verdi av VIX- indeksen indikerer økt uroen i finansmarkedet. I noen perioder, en svak kronekursen synes å gå sammen med høyere volatilitet. Sammenhengen er spesielt sterk fra og med mai 1997 inntil mai 2002 og fra og med oktober 2008 til desember 2012. Mens i andre perioder er sammenhengen enten det motsatte (se periode mars 2013- februar 2014) eller uklar (se for eksempel periode fra og med 1999 til slutt av 2001). Som nevnt tidligere, grafiske illustrasjon kan gi en misvisende bilde av den virkelige sammenheng mellom variablene. Imidlertid, det er vanskelig å se en tydelig sammenheng mellom kronekursen og uroen. Figur 4 til høyre er en 12 måneders rullerende korrelasjon mellom endring i kronekursen og endringen i VIX-indeksen. I noen perioder er korrelasjonen positiv, men etterfølges

av en negativ korrelasjon i neste perioder. Fra og med 2008 til 2012 korrelasjon er positiv, mens utydelig for de andre perioder. I gjennomsnitt er korrelasjonen for 12 måneders vindu positiv 0,01.²⁰

Eurokurs mot amerikansk dollar

Figur 5: Kronekurs og eurokurs



Note: Grafen til venstre viser spot kronekursen mot amerikanske dollar (venstre aksene) og eurokursen mot amerikansk dollar (høyre aksene). Fallende kurvene indikerer appresiering av kronen (og appresiering av Euro). Grafen til høyre er 12-måneders rullende korrelasjon mellom endring i NOK/USD og endring i EUR/USD. Januar 1993 - desember 2014. Begge variablene er i logaritmen. Data kilde: Norges Bank & Bloomberg (2015)

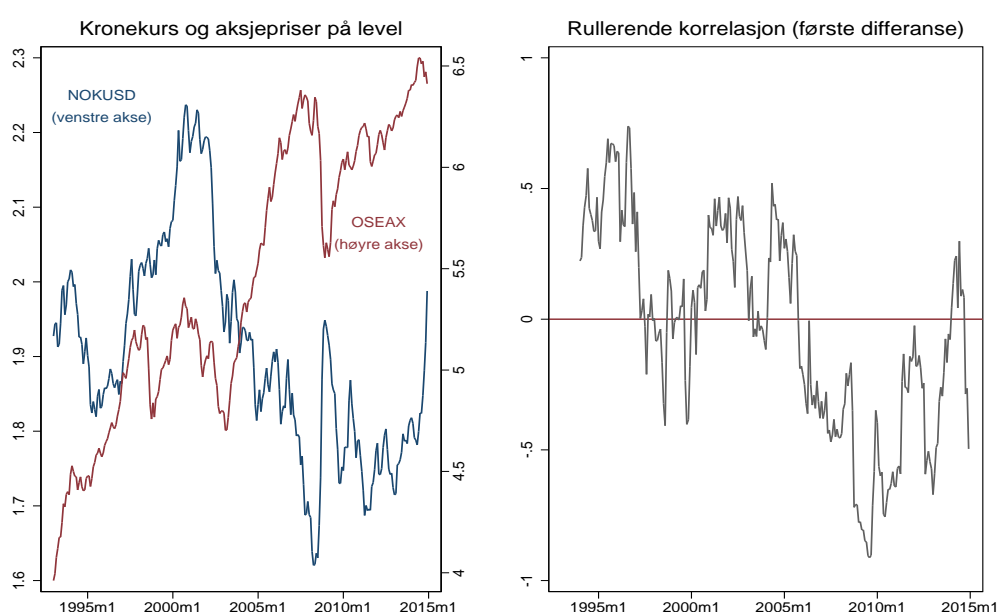
Figur 5 til venstre viser utviklingen i NOKUSD og EURUSD. Fallende kurven for EURUSD indikerer depresiering av USD. Grafen viser en tydelig positiv sammenheng mellom kronen og eurokursen. Den norske krone synes å gå hånd i hånd med eurokursen. Dette kan tyde på at kronen styrker seg mot amerikanske dollar når den siste svekker seg mot euro. Figur 5 til høyre er 12 måneders rullende korrelasjonen mellom endring i NOKUSD og endring i EURUSD. Grafen viser en tydelig positiv korrelasjon, hvor nesten all korrelasjonskoeffisientene ligger over null. Gjennomsnitt korrelasjon for 12 måneders vindu er 0,84. Gjennomsnittet er den samme når vinduet endres, se appendiks A.3.

²⁰Den samme fortegn gjelder for 18, 24, 30, 36, 40 og 46 vinduer. Men gjennomsnittet er negativ for 6 måneders vinduet (se appendiks A.3).

Aksjepriser

Figur 6 til venstre viser utviklingen i kronekursen og aksjepriser målt i OSEAX-indeksen. Fallende kurven av OSEAX-indeksen indikerer lavere avkastning i Oslo børs. For perioden fra slutten av 1999 til 2003 synes valutakursen å gå sammen med aksjekurser. Dette betyr at lavere aksjepriser går sammen med sterkere kronen. Jmfør diskusjon i seksjonene 2.5 og 3, vil en forvente det motsatte sammenheng. Etter 2003 viser grafen at aksjekursen går hånd i hånd med kronen, appresiering av kronen går sammen med høyere aksjepriser.

Figur 6: Kronekurs og aksjepriser



Note: Grafen til venstre viser spot kronekursen mot amerikanske dollar (venstre aksene) og avkastningen i Oslo børs målt i OSEAX- indeksen (høyre aksene). Fallende kurve indikerer appresiering av kronen. Grafen til høyre er 12-måneders rullerende korrelasjon mellom endring i kronekursen og endring i OSEAX- indeksen. Januar 1993 - Desember 2014. Begge variablene er i logaritmeform. Data kilde: Norges Bank & Bloomberg (2015)

Figur 6 til høyre er 12 måneders rullerende korrelasjon mellom endring i kronekurs og endring i OSEAX- indeks. For periode fra 1993 til 2004 ligger mest parten av koeffisientene over null, positiv (med noen unntak), men er negativ etter 2004 til 2014. En negativ korrelasjon indikere en positiv samvariasjon mellom økt (reduisert) aksjepriser og appresiering (depresiering) av krone. Gjennomsnitt korrelasjon for 12 måneders vindu er negativ 0,04. For mer informasjon se appendiks A.3.

6 Økonometrisk metode

I denne seksjonen vil den økonometriske metoden drøftes. Seksjonen inneholder stasjonære prosesser, ARDL og GARCH modeller samt out of sample forecast. Alle metodene skal defineres, utledes og forklares.

6.1 Stasjonære prosesser

En tidsserie er kovarians stasjonære dersom den har konstant gjennomsnitt, varians og kovarians. Bruk av ikke-stasjonære tidsserier i økonometriske modeller produserer upålitelige og falske resultater (engelsk spurious results), og fører til dårlig forståelse og prognoser. En spuriøs regresjon innebære at regresjonsresultatet kan indikere en statistiske signifikante sammenhenger mellom variable selv om, i virkeligheten, eksisterer det ikke noe forhold mellom disse variablene. En tidsserie er ikke stasjonære dersom serien inneholder:

- I. En deterministisk trend: Variansen for denne typen ikke-stasjonære prosess er konstant og begrenset (finite), men gjennomsnittet variere over tid. Et sjokk vil ha en midlertidig effekt, det vil si at effekten av sjokket går mot null som tiden går. Trenden kan være linear eller ikke-linear. En kan transformere denne typen ikke-stasjonære tidsserie til en stasjonære prosess ved å regress serien på trenden (eller de-trend serien ved å ta residual av denne regresjonen)
- II. En stokastisk trend: det er to typer, den ene er random walk og den andre er random walk med drift. Den første har en konstant gjennomsnitt med variansen som varierer over tid. Variansen øker som tiden går og et sjokk vil ha en permanent effekt på serien. Den andre typen har også en tidsvarierende varians og et sjokk vil også ha en permanent effekt på serien. Serien som er random walk uten/med drift er ikke en stasjonære prosesser fordi de inneholder en enhetsrot. Ved å ta første differansen blir slike serier stasjonære.
- III. Stokastisk og deterministisk trend: Denne typen er ikke stasjonære fordi den inneholder

både trend og enhetsrot. Både gjennomsnittet og variansen er ikke konstant. Variansen øker over tid og et sjokk vil ha en permanent effekt på serien. Det holde ikke å regress serien på trenden når en vil transformere serien til en stasjonære prosess fordi variansen vil fortsette å øke som tiden går. Derfor må en ta i tillegg første differansen til serien for at den blir stasjonære.²¹

Utvidet Dickey-Fuller test

Den standard DF-tseten ble utviklet av Dickey og Fuller (1979) og er en prosedyre for å teste om serien følger stasjonære prosess eller random walk. For å illustrere dette vurder den følgende autoregressiv modell²²; $s_t = \rho s_{t-1} + \varepsilon_t$ som estimeres med OLS metoden.²³ Det grunnleggende formålet med DF-testen er å teste hypotesen om at den absolutt verdien av ρ er lik én, det vil si $H_0 : \rho = 1$ (enhetsrot) mot den alternativ hypotesen om at den absolutt verdien av ρ er mindre enn én. Ved å subtrahere s_{t-1} fra begge sider får vi:

$$\Delta s_t = \varphi s_{t-1} + \varepsilon_t \quad (31)$$

hvor $\Delta s_t = s_t - s_{t-1}$, $\varphi = \rho - 1$, og ε_t antas å være hvitstøy og ikke autokorrelert . Null hypotesen omformuleres som $H_0 : \varphi = 0$ og som tilsvarer $H_0 : \rho = 1$. Dersom φ er lik null konkluderes med at serien inneholder enhetsrot og dermed ikke stasjonære.

Den standard DF-testen er gyldige hvis og bare hvis residuale ε_t av regresjonen ikke har autokorrelasjon. Residualene blir autokorrelert hvis det er serialkorrelasjon i den avhengig variabelen av regresjonen Δs_t . Én av OLS antagelser er at residuale bør ikke være korrelert.²⁴ Brudd i denne forutsetning ikke fører til en biased (ikke- forventningsrett) estimerer, men standard feilene blir ikke korrekte, og dermed t -statistikken blir ikke gyldig. Said og Dickey

²¹For mer informasjon se Bjørnland og Thorsrud (2014), side 109-115.

²² Den autoregressiv modellen innebærer at produksjonen av en variable avhenger av egne tidligere verdier og en stokastisk ledd.

²³OLS er en estimeringsmetode for å finne sammenhengen mellom en eller flere forklaringsvariabel og en responsvariabel ved minimerer variansen som er definert som kvadratet til avvikene mellom den observerte og den estimerte.

²⁴OLS antagelser: Linearitet, variablene har ingen perfekt kollinearitet, forventning til feilleddene er null, homoskedastisitet , ingen autokorrelasjon og normalitet.

(1984) løste dette problemet ved å utvide den standard AR(1) Enhetsrot-test til en test som har plass til høyere (ukjent) orden, AR(p). Ideen bak testen er å inkludere nok lag (p) av den avhengig variabelen i regresjonen for å løse for autokorrelasjon problem.

Tilfellet 1: Random walk

$$\Delta s_t = \varphi s_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda \Delta s_{t-j} + \varepsilon_t \quad (32)$$

$H_0 : \varphi = 0$ Random walk $\sim I(1)$

$H_1 : \varphi < 0 \sim I(0)$

Likningen estimeres ved hjelp av OLS metoden. Test statistikk er definert som $t = \frac{\hat{\varphi} - 0}{sd(\hat{\varphi})}$, hvor $\hat{\varphi}$ er den estimerte koeffisienten og $sd(\hat{\varphi})$ er standard feilen til denne. Testen er ensidig test siden alternativ hypotesen er $\varphi < 0$. Null hypotesen forkastes dersom t -statistisk er mindre en kritisk verdien til standard t fordeling. Men test statistisk følger ikke normal t -fordeling under null hypotesen siden nullen er en av ikke-stasjonære prosess (Dickey og Fuller 1979). I stedet for benyttes av kritisk verdier av τ gitt av Fuller (1976).²⁵ Når test statistisk er mindre en kritiskverdien forkastes null hypotesen og konkluderes med at serien er stasjonære prosess med null gjennomsnitt.

Tilfellet 2: Random walk med drift

$$\Delta s_t = \alpha + \varphi s_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda \Delta s_{t-j} + \varepsilon_t \quad (33)$$

$H_0 : \varphi = 0$ Random walk+ drift $\sim I(1)$

$H_1 : \varphi < 0 \sim I(0)$

For denne testen benyttes av τ_μ kritiskverdier oppgitt av Fuller (1976). Dersom test statistikken er lavere en τ_μ kritiske verdien forkastes null hypotesen og konkluderes med at serien er stasjonære med gjennomsnitt ulik null, men hvis tests statistikken er høyere enn det kritiske verdien kan null hypotesen ikke forkastes, og konkluderes med at serien er følger random walk med drift prosessen.

²⁵Se Enders (2010) side 209 og 488.

Tilfellet 3: Random walk med drift og deterministisk trend

$$\Delta s_t = \alpha + \beta t + \varphi s_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda \Delta s_{t-j} + \varepsilon_t \quad (34)$$

$H_0 : \varphi = 0$ Random walk+ drift + deterministisk trend $\sim I(1)$

$H_1 : \varphi < 0 \sim I(0)$

For denne testen benyttes av τ_τ kritiskeverdier oppgitt av Fuller (1976). Dersom test statistikk er høyere enn kritisk verdien konkluderes med at serien er en random walk med drift og deterministisk trend.

Enhetsrot test med strukturelle brudd

Perron (1989) påpekte at hvis det er et skifte i nivået av serien, kan ADF testen ha svært liten makt til å diskriminere mellom en stokastisk og deterministisk trend. Ved å bruke tester som tillater for strukturelle brudd, Perron (1989) fant mye mindre bevis for enhetsrøtter enn tidligere var blitt rapportert i litteraturen. Perron utviklet en modifisert ADF- test som tillater for en trend-stasjonære prosess å ha en eksogent (kjent på forhånd) strukturell brudd. Den Perron tilnærmingen ble kritisert av Christiano (1992) fordi testen antar at bruddpunktet er kjent priori. For å korrigere for denne skjevheten Banerjee mfl. (1992) har foreslått en sekvensiell test strategi som behandler bruddpunktet som endogent, ukjent priori. Bruddet vil være i form av en endring i helningen eller nivået av trenden. Ideen er å teste om kun deler av serien inneholder en enhetsrot, og de andre deler kan representeres som en stasjonær prosess rundt den deterministiske trend.

Zivot og Andrews (1992) har utviklet en asymptotisk fordeling teori for en “breaking trend” som er lik den i Banerjee mfl. (1992). Zivot og Andrews endogene strukturelle brudd test er en sekvensiell test som utnytter hele serien og bruker en ulik binære variabel for hver mulig brudd dato. Bruddtidspunktet er valgt der t -statistikken fra ADF-testen er på et minimum (mest negativ). De kritiske verdiene i Zivot og Andrews (1992) er annerledes enn de kritiske verdiene i Perron (1989).²⁶ Både ZA-og ADF testen skal benyttes i denne utredningen.

²⁶Forskjellen skyldes at Valg av bruddtidspunktet blir behandlet som utfallet av en estimeringsprosedyre (endogent), heller enn forhåndsbestemt(eksogent).

Tabell 4: Resultat av enhetsrot-test på nivået. Både utvidet Dickey-Fuller og Zivot-Andrews -test (med strukturelle brudd) er rapportert.

Variabel	ADF-Test				Zivot-Andrews				
	Lag	K-T	T-statistisk	Resultat	Bruddtidspunktet	Lag	Brudd	T-statistisk	Resultat
<i>ln</i> nokusd	2	K, T	-1,881	I(1)	April 2004	1	H, N	-3,501	I(1)
<i>ln</i> olje	13	K, T	-2,021	I(1)	Juli 2004	0	H, N	-3,434	I(1)
<i>ln</i> spread	1	K, T	-4,408 ***	I(0)	August 2008	1	H, N	-7,844	I(1)
<i>ln</i> pdiff	12	K, T	-1,417	I(1)	November 2005	4	H, N	-4,017	I(1)
rdiff	2	K, T	-3,057	I(1)	April 2003	2	H, N	-4,207	I(1)
<i>ln</i> eurusd	2	K, T	-1,822	I(1)	November 2002	1	H, N	-3,962	I(1)
<i>ln</i> VIX	4	K, T	-2,693	I(1)	April 2003	0	H, N	-4,334	I(1)
<i>ln</i> oseax	1	K, T	-2,810	I(1)	September 2004	1	H, N	-3,809	I(1)

Note: MAIC kriterium ble bruk for å velge de optimal antall lag. K og T står for konstant og trend. ***, **, og * står for henholdsvis 1%, 5%, og 10% signifikant nivået. I(1) indikerer enhetsrot (ikke-stasjonære prosess), og I(0) betyr ingen enhetsrot. Bruddtidspunktet i Zivot-Andrews-test er definert som den lavest (mest negativ) t-statistikk i ADF-testen. Brudd tillates for både helningen og nivået av trenden (H og N). Alle variablene er i logaritmen unntatt rentedifferansen. Kritiske verdier for Zivot-Andrews er 1%: -5,57 5%: -5,08 10%: -4,82. For Kritiske verdier av ADF-test se Anders(2010) side:488.^a

^aVariablen i tabellen er de samme som i likning 30. For enkelhets skyld endrer jeg notasjonen litt: pdiff= $(p_t - p_t^*)$, rdiff= $(i_t - i_t^*)$, oseax= aksjer, spread= likviditet, VIX= finansuro.

Tabell 5: Resultat av enhetstest-test på første differanse Både utvidet Dickey-Fuller og Zivot-Andrews-test (med strukturelle brudd) er rapportert.

Variabel	ADF-Test				Zivot-Andrews				
	Lag	K, T	T-statistisk	Resultat	Bruttidspunktet	Lag	Brudd	T-statistisk	Resultat
$\Delta \ln$ nokusd	15	-	-4,016 ***	I(0)	November 2002	0	K, T	-11,171 ***	I(0)
$\Delta \ln$ olje	10	-	-4,084 ***	I(0)	Mars 1999	0	K, T	-12,463 ***	I(0)
$\Delta \ln$ spread	15	-	-5,728 ***	I(0)	Januar 2009	0	K, T	-20,647 ***	I(0)
$\Delta \ln$ pdiff	11	-	-2,100 **	I(0)	Junli 1999	3	K, T	-12,625 ***	I(0)
Δ rdifff	12	-	-4,060 ***	I(0)	Januar 1999	0	K, T	-13,188 ***	I(0)
$\Delta \ln$ eurUSD	15	-	-3,838 ***	I(0)	November 2000	0	K, T	-12,463 ***	I(0)
$\Delta \ln$ VIX	15	-	-4,110 ***	I(0)	Desember 2008	0	K, T	-16,019 ***	I(0)
$\Delta \ln$ oseax	8	-	-4,495 ***	I(0)	Mars 2003	0	K, T	-11,494 ***	I(0)

Note: Se note i tabell 4

Tabell 4 viser resultat av enhetsrot testene til alle variablene på nivået. Alle variablene ble behandlet likt slik at både drift og trend ble inkludert i ADF-testen. Optimalt antall lag ble valgt ved hjelp av modifisert AIC.²⁷ ADF-testen indikerer at alle variablene inneholder enhetsrot $I(1)$, unntatt spreaden som er signifikant på 1% nivået, som betyr at vi kan forkaste null hypotesen om enhetsrot og konkludere at spreaden er en av stasjonære prosess $I(0)$. For Zivot-Andrews testen ble variablene også behandlet likt slik at bruddet tillates for både helning og nivået for alle variablene i testen. Test resultatene indikerer at alle variablene inneholder strukturbrudd på forskjellige tidspunkter, og at alle variablene ikke er stasjonære. Legg merke til at ADF-testen indikerte at spreaden er stasjonære, mens ZA-testen viste det motsatte. Basert på både ADF og ZA testene konkluderes at alle variablene er ikke stasjonære på nivået. For grafisk betraktninger for variablene på nivået se appendiks A.4.

Tabell 5 viser resultat av enhetsrot testene til alle variablene på førstedifferanse. ADF-testen indikere at alle variablene er signifikante på 1% nivået, unntatt førstedifferansen til prisforskjellen som er signifikant på 5% nivået. ZA-testen indikerer at alle variablene er signifikante på 1% nivået som indikerer at alle variablene er stasjonære. Basert på resultatene fra både ADF og ZA-testene konkluderes med at alle variablene er stasjonære på førstedifferanse. Likevel, en trend variable vil bli inkludert i den endelig modellen for å sikre en pålitelig resultat.

6.2 Autoregressive distributed lag model

Random walk er et eksempel for en første ordens autoregressiv modell $AR(1)$, hvor kun én lag av den avhengig variabelen inkluderes i modellen for å predikere/forklare kronekursen. Dette ble diskutert og forklart tidligere (se seksjonene 2.1 og 3). Det er mulig at kronekursen i dag avhenger også av kursen til to, tre, eller flere måneder siden. Inkludering av flere lag(s) av den avhengig variabelen i en økonometrisk modell kan bidra til å forklare variasjonene i kronekursen. En generell form av en autoregressive modell kan noteres som $AR(p)$, hvor p

²⁷ Den modifisert Akaike informasjon kriterium er anbefalt av Enders (2010), se side 221.

er antall lag(s) av den avhengig variabelen inkludert i modellen. Koeffisientene av en $AR(p)$ kan estimeres med OLS. Imidlertid, en $AR(p)$ modell kan ikke bidra alene til å identifisere hvilke faktorer som bestemmer kronekursen. Som ble diskutert i seksjon 2, 3 og 5 avhenger kronekursen også av andre faktorer. For å kunne talfeste effekten av disse variablene på kronekursen er det nødvendig å inkludere disse variablene i den økonometrisk modellen. Det er også mulig at lag(s) til én eller flere av disse variable har også sammenheng med kronekursen. En modell som inkluderer de uavhengige variabel og lag(s) til disse kalles for distributed lag model, $DL(q)$. En kombinasjon av begge modellene forklart ovenfor kalles for Autoregressive distributed lag modell, $ARDL(p, q)$:

$$s_t = \alpha + \sum_{p=1}^n \beta_p s_{t-p} + \sum_{q=0}^n \mu_q X'_{t-q} + \varepsilon_t \quad (35)$$

Hvor X' er en vektor av de uavhengige variabler. Så lenge er ε_t en hvitstøy, eller mer generelt – er stasjonær og uavhengig av X'_t, X'_{t-1}, \dots , og s_t, s_{t-1}, \dots , estimering av ARDL modell med OLS- metoden gir en konsistent estimator.²⁸ Med konsistent menes at de estimerte koeffisientene er forventningsrette og blir lik/nær de faktiske parameterne som utvalget blir større. En ARDL modell er egnet seg til identifisere både de kort- og langsiktige effekter av forklaringsvariablene på kronekursen. Den kortsiktige effekten er $\mu_1, \mu_2, \mu_3, \dots, \mu_q$. Den langsiktige effekt av hver forklaringsvariabel på kronekursen er $\mu_1/(1 - \beta_p), \dots, \mu_q/(1 - \beta_p)$, og den total langsikt effekten (long-run multiplier) er $\sum \mu_q/(1 - \beta_p)$.²⁹

Enhetsrot-testen indikerer at variablene ikke er stasjonære på nivået, men er stasjonære på første differanse (se tabell 4 og 5). Dermed den ARDL modellen ikke kan estimeres på nivået. Ligning (30) er den utviklet modellen som antas å forklare kronekursen i denne utredningen. Vi tar førstedifferansen til alle variablene og spesifiserer ligningen som følgende ARDL modell:

²⁸Se Stock og Watson (2012) side 577-579 og 650

²⁹ARDL modellen skal estimeres med OLS metoden, se fotnote 23 og 24.

$$\begin{aligned}
\Delta \ln \text{nokusd}_t = & \alpha + \sum_{p=1}^n \beta_p \Delta \ln \text{nokusd}_{t-p} + \sum_{q=0}^n \mu_1 \Delta \ln \text{pdiff}_{t-q} + \sum_{q=1}^n \mu_2 \Delta \text{rdiff}_{t-q} \\
& - \sum_{q=0}^n \mu_3 \Delta \ln \text{oseax}_{t-q} - \sum_{q=0}^n \mu_4 \Delta \ln \text{olje}_{t-q} + \sum_{q=0}^n \mu_5 \Delta \ln \text{VIX}_{t-q} + \sum_{q=0}^n \mu_6 \Delta \ln \text{spread}_{t-q} \quad (36) \\
& + \sum_{q=0}^n \mu_7 \Delta \ln \text{eurusd}_{t-q} + \lambda \text{interaction} + \gamma D + \delta \text{trend} + \varepsilon_t
\end{aligned}$$

Der nokusd er logaritmen til kronekursen mot amerikansk dollaren (en økning indikerer depresiering av kronen), pdiff er det relativ kjøpekraftsparitet som er prisdifferansen mellom logaritmen til konsumprisindeksen for Norge og logaritmen til konsumprisindeksen for USA (en økning indikerer økt prisnivået i Norge relativt til USA), oseax er logaritmen til total indeksen for Oslo børs (en økning indikerer mer avkastning i Oslo børs), olje er logaritmen til oljeprisen (en økning indikerer høyere oljepriser), VIX er i logaritmen og representerer global finansuroen (en økning indikerer økt finansuroen), eurUSD er logaritmen til eurokursen mot amerikansk dollaren (en økningen indikerer depresiering av euroen), spread er i logaritmen benyttes som et mål for likviditet (en økning indikerer redusert likviditet). Siden variablene er på logaritmisk form representer førstedifferensene prosentvis endring i variablene samtidig som parameterne kan tolkes som elastisiteter.³⁰ Variabelen rdiff står for udekket renteparitet og er i nivået (en økning indikerer økt rente i Norge relativt til USA).

Jamfør diskusjon i seksjon 3 er det viktig å være klar over at rentedifferansen kan være en endogen variabel, slik at det ikke nødvendigvis er noen direkte årsakssammenheng mellom rente og valutakurs som estimeres i modellen.³¹ Koeffisienten må derfor tolkes med varsomhet (som en korrelasjon og ikke kausalitet). Derfor bestemmes å inkludere lag til renteforskjell i modellen for å redusere problemet noe. I tillegg inkluderes en interaksjon variabel for å fange effekten av renteforskjellen på kronekursen etter innføring av inflasjonsmålet. De binære variablene står for måned og år for å kontrollere mulige sesong og år variasjoner. Trenden inkludert for å sikre en pålitelige resultat. I tillegg kan én eller flere binære variab-

³⁰Anta modellen $y = a + bx$, der $x = \ln(X)$ og $y = \ln(Y)$. Vi har at $d\ln(X) = 1/X$. Tisvarende for variabelen y slik at $b = d\ln(Y)/d\ln(X) = (dY/dX)/(X/Y) = \text{elastisiteten av } Y \text{ med hensyn på } X$.

³¹Den samme argument finnes i Bernhardsen og Røisland (2000) side 189. Se også Flatner mfl. (2010).

ler inkludere for å kontrollere for outliers om det er nødvendig. Outliers er definert som en observasjon som har unormal avvik fra gjennomsnittet i en bestemt periode(r).

Etter estimering av ARDL (pq) modellen vil det gjennomføres diagnostiske tester på de predikerte residuale. Disse testene er Durbin-Watson-test for autokorrelasjon, Ramsey (RESET) feilspesifikasjonstest, Bartlett's periodogram-based hvitstøy-test, Skewness og Kurtosis samlede (overall) normalitetstest og ADF-testen på residuale. Modellen som passerer alle diagnostiske tester vurderes som en god modell (Verbeek 2012). Resultatene av alle testene samt AIC verdien skal rapporteres.³²

6.3 Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

ARCH modeller brukes til å modellere økonomiske tidsserier med tidsvarierende volatilitet, for eksempel aksjekurser, valutakurser, og lignende. ARCH står for Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Konseptet ble utviklet av økonomen Engle (1982), som vant en Nobel pris i 2003. ARCH modellen forslår at variansen til den nåværende restleddet har sammenheng med størrelsen av foregående verdiene av rest-ledder, noe som fører til volatility clustering. Dette fenomenet er utbredt observerbart i finansmarkedene, at perioder med lave/høy volatilitet blir etterfulgt av perioder med lave/høy volatilitet.

$$s_t = \alpha + \sum_{p=1}^n \beta_p s_{t-p} + \sum_{q=0}^n \mu_q X'_{t-q} + \varepsilon_t \quad (35)$$

Når en estimerer parameterne av modellen ovenfor, antas det at restleddet er uavhengig, identisk, normal fordelt med null gjennomsnitt, og at variansen er konstant (homoskedastisitet). Selv om den ubetinget-variansen av ε_t er konstant, men vi kan ha tidsvarierende betinget-variansen. Den er definert som $\hat{\sigma}^2 = \sum_{t=1}^N \hat{\varepsilon}_t^2 / N$, hvor N er antall residuale, $\hat{\varepsilon}_t^2$ er kvadratet til predikert residuale. Engle (1982) utviklet en modell som tillater for varierende betinget variansen. Modellen tilsier at variansen kan uttrykkes som en funksjon av kvadratet rest-ledder

³²ARDL-modellen skal estimeres med OLS metoden. Stata 13 skal benyttes for alle estimeringer, statistiske tester og grafer.

fra foregående perioder.

$$\sigma_t^2 = E \{ \varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots \} = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 \quad (37)$$

Den betinget variansen σ_t er en ikke-linear funksjon av realisert verdien av ε_{t-1}^2 . Hvis den siste er høy, den betinget variansen i periode t blir også høy, og omvendt. Likning 37 er den betinget- variansen i form av første orden autoregressiv prosess og kalles for ARCH(1). Modellen beskriver en mønster der store/små fluktuasjoner i en tidsserie etterfølges av store/små fluktuasjoner. Siden den ubetinget- variansen av ε_t er identisk til den av ε_{t-1} , det vil si at $E\varepsilon_t^2 = \varepsilon^2 t - 1$, kan den uttrykkes som $\sigma_t^2 = E \{ \varepsilon_t^2 \} = \omega + \alpha E \{ \varepsilon_{t-1}^2 \} = \sigma_t^2 = \omega / (1 - \alpha)$, som har stasjonær løsning for $0 \leq \alpha < 1$. Modellen kan utvides til å inneholder flere lag av de kvadratet rest-ledder av foregående perioder, ARCH (p).

For å teste for ARCH effekt benyttes av Lagrange Multiplier-test som ble utviklet av Engel (1982) der kjører vi en regresjon på ligning XX (mean equation) for å ta residualene, deretter estimerer vi følgende likning; $\hat{\varepsilon}_t^2 = \eta + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \gamma_p \varepsilon_{t-p}^2 + v_t$ for å teste null hypotesen av homoskedastisitet, ($\gamma_1 = \dots = \gamma_p = 0$) mot den alternativ hypotesen av heteroskedastisitet (ARCH effekt). Test statistikken er definert som NR^2 , hvor N er antall observasjoner. Test statistikken følger Khikvadratfordeling χ^2 med p frihetsgraden. Dersom test-statistikken er større enn χ^2 kritisk verdien forkastes null hypotesen og konkluderes at serien har ARCH effekt.³³

Variansen til restleddet har en tendens til å ha en sakte avtakende autokorrelasjonsfunksjon i mange finansielle tidsserier. Dette innebærer å modellere ARCH –modell med flere lag. Alternativt kan en inkludere lagget til betinget- variansen i modell. Dette kalles for Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, som ble utviklet av Engle og Bollerslev (1986).

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + b \sigma_{t-1}^2 \quad (38)$$

³³for mer informasjon se Enders (2010) side 127-128, 132, 150, 161-165.

Likning 38 (variance equation) tilsier at dagens variansen (volatilitet) kan predikeres av all tidligere volatilitet og sjokk. For å sikre positiv variansen, kreves det at $\omega, \alpha, b > 0$. Stabilitet krever at $\alpha + b < 1$. Koeffisienten α reflekterer effekten av et sjokk i forrige periode på variansen i denne perioden. Koeffisienten b indikerer hvor mye prosent av varians-sjokket av forrige periode forblir i denne perioden. Summen av de to koeffisientene, $\alpha + b$ sier noe om persistentes av forrige periodens sjokk og volatilitet. Halvt liv (engelsk- half life) kan beregnes som $K = \ln(0,5)/\ln(\alpha + b)$, hvor K er liv lengden i måned(er). Imidlertid, denne likningen kan utvides til en mer generelt form som inneholder flere lags, GARCH (p, q).³⁴

Etter estimering av GARCH(p, q) modellen vil det gjennomføres diagnostiske tester. Disse testene er Skewness og Kurtosis samlede (overall) normalitetstest, Ljung-Box Q -statistiske test for serialkorrelasjon på de standardisert residuale for å teste om modellen er riktig spesifisert. Den samme testen skal gjennomføres på de kvadrerte standardisert residuale for å sjekke om modellen fanger all ARCH-effekter.³⁵ Ramsey feilspesifikasjon test skal også gjennomføres (selv om GARCH er en ikke-linear modell). Alle resultatene samt AIC verdien skal rapporteres.

6.4 Out of sample forecast

Inn-samplet analyse innebærer å estimere modellen ved hjelp av alle tilgjengelige data til og med N (hele samplet) og deretter sammenligne modellens predikerte til de faktiske (realiserte) verdier. Imidlertid er denne prosedyren kjent for å trekke en altfor optimistisk bilde av modellens prognoseevnen. Alternativt kan vi estimere modellen basert på data fram til N (i dag, eller siste måned), konstruerer en prognose for $N + 1$ (out of sample forecast), også vente til neste periode og deretter sammenligne prognose med den nye realisert observasjon(ex-ante). Vi kan også implementere en ex-post prognose hvor vi deler utvalget i to forskjellige perioder, den ene brukes til å estimere modellen for å prognose frem over i tiden $f_{t+h}^{(M)}$, hvor

³⁴GARCH (pq)-modellen skal estimeres med maximum likelihood metoden.

³⁵Standard residual er definert som: $\hat{\varepsilon}_t/\sqrt{\hat{\sigma}_t}$ hvor $\hat{\varepsilon}_t$ er de predikert residuale fra mean-likningen og $\hat{\sigma}_t$ er den predikert betinget variansen fra varians-likningen

h er antall steg fremover, M er den estimerte modellen og f er prognose. Disse prognosene sammenlignes deretter med faktiske verdier s_{t+h} i den andre delen av samplet.

Både finansielle og makroøkonomiske serier er kjent for å ha strukturelle endringer (Stock og Watson 1996). For å ta hensyn til en slike mulige strukturendringer vurderes, i denne utredning, å prognose ut av sample ved hjelp av rekursiv regresjonen. Samplet som skal benyttes i denne utredning er for periode fra januar 1993 til desember 2014. Start vinduet for rekursiv regresjonen er av 100 observasjoner fra februar 1993 til juni 2001. Denne perioden estimeres og konstrueres deretter h steg prognose fremover, når $h = 1$ vil den første prognosen blir for juli 2001. Den første observasjonen (februar 1993) holdes fast, men vinduet ekspanderes med 1 måned etter hver estimering. Den nye vinduet (februar 1993-juli 2001) estimeres og generes 1 prognose for august 2001. Etter hver estimering genereres h steg prognose(r) fremover. Denne prosessen fortsetter inntil hele samplet blir rekursivt estimert. For eksempel, for 1 steg prognose genereres 162 prognoser fra juli 2001 til desember 2014.³⁶

Prognosene av modellen sammenlignes med de faktiske verdiene av endring i kronekursen. Forskjellen mellom de faktiske og prognose verdier omtales som prognosefeilen, $e_{t+h} = \Delta s_{t+h} - f_{t+h}^{(M)}$. Dersom e_{t+h} er lav indikerer det at den økonometrisk modellen har god performans til å prognose kronekursen. Størrelsen på prognosefeilen avhenger av to ting: Den første er om prognosene er i den riktig retning eller i den feil retning. For å illustrere dette anta at faktisk endring i kronekursen i april er positiv 0,05, hvis modellen prognose til den samme måned er positiv 0,04 (riktig retning) vil prognosefeilen blir 0,01(lav), men dersom den er i motsatt retning som negativ 0,04, vil prognosefeilen blir større (0,09). Den andre ting er jo nærmere prognosen er i forhold til den faktisk kronekursen jo mindre feilen er.

For å teste modellens evnen til å prognose kronekursen sammenlignes det med random walk med/uten drift for 1, 3, 6, 9 og 12 måneders horisont, ved hjelp av følgende Kriterium:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n}(e_{t+h})^2} \quad (39)$$

³⁶Den første observasjon blir februar 1993 fordi variabelen er på første differanse

hvor $\frac{1}{n}(e_{t+h})^2$ er gjennomsnittet av kvadrat prognosefeilen (Mean Squared Error-MSE). RMSE er kvadratroten til MSE som er mye brukt i litteraturen og fungerer som en symmetrisk tapsfunksjon. Om prognosen er for høy eller lav vil en verdi av prognosen vektet likt dårlig. Lav verdi av RMSE indikerer en bedre prognose performanse (Bjørnland og Thorsrud 2014). Ved å dividere RMSE av den økometriske modellen på RMSE av random walk får vi et kriterium kalles Relativ Root Mean Square Error (RRMSE). Dersom verdien av RRMSE er lik 1 indikerer at både modellen og random walk har lik prognosen performans, mer presist betyr det at kronen ikke kan prognoses. Men hvis den er lavere enn 1 indikere at modellen har bedre prognose performanse enn RW.

Dieblod-Mariano test

Det er en test statistikk som er basert på mean squared error(MSE). Den sammenligner mellom to modeller og gjennomføre en test statistikk for å identifisere hvilke modell som har bedre prognose performans. DM testen kan forklares som følgende: Anta $\bar{d} = MSE^{RW} - MSE^M$, som er forskjellen mellom random walk og modellen mean squared error. DM tester følgende hypotesen:

$$H_0 = MSE^{RW} = MSE^M \iff H_0 : \bar{d} = 0$$

$$H_1 = MSE^{RW} > MSE^M \iff H_1 : \bar{d} > 0$$

Null hypotesen tilsier at begge modellene har like MSE, mens alternativ hypotesen indikerer at modellen har lavere MSE enn random walk. Test statistikk til DM er definert slik:

$$DM = \frac{\bar{d} - 0}{sd(\bar{d})} \sim (T_1 - 1) \quad (40)$$

hvor $sd(\bar{d}) = \sqrt{(\delta_0 + 2\delta_1 + \dots + 2\delta_k)(T_1 - 1)}$, er standard feilen og δ_k er kovariansen. Dersom $DM_{obs} > t_c(T - 2)$ eller P-verdien lavere enn 5% forkastes null hypotesen på 5% nivå og konkluderes med at modellen kan prognose kronekursen(bedre enn random walk). Men dersom test statistikken er lavere enn kritisk verdien konkluderes med at modellens prognoseevnen ikke er signifikant forskjell fra random walk. I denne utredningen skal benyttes av både RRMSE og DM-testen. (Diebold og Mariano 1995).

7 Resultat

Tabell 6 viser regresjonsresultatene for ARDL og GARCH (2 1) modellene for den estimerte perioden januar 1993 til desember 2014. Standardfeilene er robust for heteroskedasitet og autokorrelasjon. Alle variablene er i logaritmen unntatt renteforskjellen og i første differanse, unntatt EURUSD som er på den andre differansen.

Tabell 6: Table Resultaten av ARDL og GARCH modeller

Variabel	ARDL		GARCH (2 1)	
	Koeffisient	T-statistikk	Koeffisient	T-statistikk
$\Delta nokusd_{t-1}$	0.210**	(2.93)	0.217***	(3.47)
$\Delta rdif f_{t-1}$	0.002	(0.96)	-0.001	(-0.43)
$\Delta rdif f_t > 01$	-0.021***	(-4.49)	-0.019***	(-6.61)
$\Delta pdif f_t$	-0.338	(-1.74)	-0.302	(-1.76)
$\Delta oseax_{t-1}$	-0.034*	(-2.11)	-0.027*	(-2.00)
$\Delta ol je_t$	-0.044***	(-3.83)	-0.031***	(-4.14)
ΔVIX_t	0.011*	(2.05)	0.007	(1.36)
$\Delta spread$	0.017**	(3.15)	0.011***	(3.30)
$\Delta spread_{t-1}$	0.012**	(2.49)	0.006	(1.56)
$\Delta^2 eurUSD_t$	0.810***	(22.33)	0.847***	(26.99)
$\Delta eurUSD_{t-1}$	0.616***	(8.02)	0.638***	(9.53)
Trend	Ja		Ja	
Outliers	Ja		Ja	
Dummies	Ja		Ja	
$\hat{\varepsilon}_{t-2}^2$ (arch effekt)			0.346**	(2.85)
$\hat{\sigma}_{t-1}^2$ (garch effekt)			0.569***	(5.16)
Observations	262		262	
Adjusted R2	0.810		0.852	
AIC	-1613		-1620	
Ramsey	0.263		0.087	
D-Watson	1.880		0.501 ⁽¹⁾	
Skew/Kurt	0.407		0.055	
ADF	0.000		0.000	
Bartlett	0,213		0.798 ⁽²⁾	

Note: t -statistisk er rapportert i parentesene. * < 0.05, ** < 0.01, *** < 0.001. Regresjonsresultat fra ARDL og GARCH (2 1). Konstant er ikke signifikant og ikke rapportert (men inkludert). Dummies er Binære variabler. Skew/Kurt står for Skewness og Kurtosis samlete (overall) normalitet med null hypotesen at restlede er normal fordelt, p-verdien er rapportert. P-verdier for Bartletts hvitstøy test er rapportert, null hypotesen er at restlede er hvitstøy. Den avhengig variabelen er første differansen av logaritmen til spot NOKUSD. Alle variable er på første differanse og er i logaritmen (rentedifferanse ikke i logaritmen). ADF er utvidet Diceky -Fuller enhetsrot test med null hypotesen at residual har enhetsrot, p-verdien er rapportert. Standard feilene er robuste for autokorrelasjon og heteroskedastisitet. (1) Ljung-Box(Q) teste for autokorrelasjon på standard residuale. (2) Ljung-Box(Q) teste for autokorrelasjon på kvadrerte standard residuale.

Trenden ble inkludert for å sikre at resultatene ikke bli *spuriøse*.³⁷ Månedlige binære variabler ble inkludert for august og desember for å kontrollere for sesongvariasjoner. Årlige binære variabler ble også inkludert for 2002 og 2013. Outlier er binære variabler som står for unormale residuale avvik fra gjennomsnitt. Konstanten er inkludert i begge modellene, men den er ikke signifikant og dermed ikke rapportert i tabellen.

Resultat av ARDL modell

ARDL modellen forklarer variasjonene i kronekursen med 81% målt i den justerte R².³⁸ Laggede til endring i kronekursen er positiv signifikant på 1% nivå. Koeffisienten er relativ stor og inneholder mye informasjon om fremtidig endring i kronekursen. Den indikerer at kronekursverdien i forrige måned påvirker verdien denne måned, slik at 1% appresiering (depresiering) i kronen mot amerikansk dollar i forrige måned fører til 0,21% appresiering (depresiering) i kronen denne måned (alt annet likt). Dette tolkes som at når kronen appresierer blir aktørene mer optimistiske om fremtidig appresiering og villig til å beholde kronen i sin portefølje neste måned, og omvendt.³⁹

Laggede til endring i rentedifferansen mot USA er positiv ikke signifikant, men endring i rentedifferansen etter innføring av inflasjonsmålet i mars 2001 er negativ signifikant på 0,1% nivå. Denne indikerer at dersom Norges Bank øker (reduserer) renten med 1% -poeng (forutsatt at renten i USA er uendret) vil dette føre isolert sett til umiddelbar appresiering (depresiering) i kronen med 0,7%.⁴⁰ Renten synes å ha en positiv betydning på kronen etter innføring av inflasjonsmålet. Imidlertid er sammenhengen mellom kronekursen og renteforskjellen ikke som hva udekket renteparitet tilsier. Men om den er i samsvar med hypotesen avhenger av hvilke forutsetninger som legges til grunn. Hvis det antas at sammenhengen er midlertidig, slik at effekten av endring i rente hjemme på kronen blir borte over tid, for

³⁷Legg merke til at den alternative hypotesen til både ADF- og ZA testene er at serien inneholder ingen enhetsrot. De sier ikke presist at serien er stasjonære. I noen tilfeller kan serien bli stasjonære rundt trenden (trend stationary). Ved å ta første differansen samt inkludere trend i regresjon sikrer vi at estimatene oppnådd fra regresjon bli mer pålitelige.

³⁸Uten binære variabler forklarer modellen 78,4% av variasjonene i kronekursen.

³⁹Dersom ikke skjer noe uventet som kan endre denne sammenheng.

⁴⁰Rentene er 3-mnd pengemarkedsrentene. Derfor dividerer vi koeffisienten på 3. Siden renteforskjellen er ikke i logaritmen blir modellen log-level: $\% \Delta Y = (100\beta) \Delta X$

eksempel når Norges Bank øker renten fører det til at kronen først styrkes kraftig for deretter å svekkes gradvis etter en rentenedgang (overskyting).⁴¹ I en slik sammenheng vil det være i samsvar med hypotesen (forutsatt at forventet valutakursendring ikke påvirkes av renteendringer).⁴²

Renten eller renteforskjeller er en politisk relevant variabel.⁴³ Norges Bank setter rente med sikt på å oppnå inflasjonsmålet og stabilisere økonomien, men samtidig påvirker den på kronen og dermed på konkurranseevnen i næringslivet. Det er viktig å nevne at rente også påvirker kronekursen gjennom økte forventninger til fremtidig renteoppgang og som kan påvirke kronekursen allerede i dag. Dette gjør det vanskelig for Norges Bank å sette renten opp selv om konjunktorene tilsier det fordi kronen kan styrke seg mye. Den langsiktige effekten av økt renteforskjell med 1% -poeng på endring i kronekursen er negativ 0,88%.⁴⁴

Prisforskjellen mellom Norge og USA er negativ, men ikke signifikant.⁴⁵ Laggede til aksjepriser målt i OSEAX-indeksen er negativ signifikant på 5% nivå. I følge modellen vil 1% økning (reduksjon) i avkastning til aksjene hjemme i forrige måned føre isolert sett til appresiering (depresiering) i kronen denne måneden med cirka 0,03%. Når finanskrisen ble et faktum i 2008 falt OSEAX-indeksen kraftig fra 494,17 i august til 417,3 i september, altså falt indeksen med 15,5%. Og for neste periode depresierte NOKUSD med 14% (fra 5,68 i september til 6,49 i oktober). OSEAX-indeksen steg fra 258,19 i desember 2008 til 278,09 i februar 2009 (med 7,7%), og NOKUSD appresiert i mars 2009 med 1,2%. Økt aksjeavkastning på Oslo Børs stimulerer internasjonale aktører til å kjøpe disse aksjene. Siden kjøp og salg av aksjene på Oslo Børs skjer i NOK vil det føre til økt etterspørsel og dermed en appresiering i kronen, og omvendt. Sammenhengen mellom aksjepriser og kronen er i sam-

⁴¹Se Dornbusch overskyting modell i seksjon 2 og tabell 1.

⁴²Se for eksempel Bjørnstad og Jansen (2006) og (2007), Bjørn E. Naug (2003).

⁴³Man bør samhandle (interact) renten med alle forklaringsvariablene for å få en politisk relevant modell. Dette er blitt gjort, men ingen av samhandlende variablene var signifikant. Dermed ble de ikke inkludert i den endelige modell.

⁴⁴Renteforventningen er en vanskelig variabel å spesifiseres. Norges-Bank (2002) har gjort forsøk å se på effekten av renteforventningen på den effektiv kronekursen gjennom å ta differansen til terminrentene. Bjørnstad og Jansen (2007) har inkludert Δp^{jae} for å fange opp effekten av fremtidig renteendring.

⁴⁵Fortegn er i motsatte til hva relativ kjøpekraftsparitet tilsier. Under inflasjonsmålet regimet vil økning i prisstigningstakt målt i PJAE få Norges Bank til å vurdere å øke renten, som dermed vil lede til sterkere NOK, se Bjørnstad og Jansen (2006)

svar med den økonomiske teorien og litteraturen. Den langsiktig effekten av 1% endring i OSEAX-indeksen på endring i kronekursen er negativ 0,04%.

Oljeprisen er positiv signifikant på 0,1% nivå. Den indikerer at 1% økning (fall) i oljeprisen fører til umiddelbar appresiering (depresiering) av kronen med 0,04% (alt annet likt). Siden Norge er en netto olje-eksportland vil økt oljepris gi et gunstigere bytteforhold overfor utlandet, ifølge teorien om terms of trade, dette tilsier isolert sett en styrking av kronekursen. Dette avhenger imidlertid av hvordan Norge fordeler sine varekjøp og porteføljeinvestering av oljeinntektene. Men som nevnt tidligere (se seksjon 3), kan opprettelsen av Statens pensjonsfond utland (oljefond) bidra til å gjøre kronekursen mindre avhengig av oljepriser. Dette forklarer den relativ svake sammenhengen mellom kronen og oljeprisen. Effekten er mye lavere enn effekten av renteforskjellen på kronekursen. Som et tiltak for å stabilisere kronen kan Norges Bank øke renten, på kortsikt, når oljeprisen faller. En 0,05%-poeng økning i rente hjemme (forutsatt at renten i USA uendret) fører, ifølge modellen, til appresiering i kronen med cirka 0,04%. Dette tilsvare 0,04% depresiering av kronen når oljepriser faller med 1%. Men dersom oljeprisen opplever en varig fall blir det vanskelig for Norges Bank å holde renten høy for en lengre periode, årsaken er at dette kan svekke konkurranseevnen i konkurranseutsatt sektor.⁴⁶ Legg merke til at økt oljepris kan påvirke kronekursen indirekte gjennom generelt depresiering av USD. Empirien viser at sammenhengen mellom oljepris og USD var positiv inntil cirka år 2002, men deretter ble sammenhengen negativ, det vil si at økt oljepris går sammen med depresiering av USD.⁴⁷ I tillegg fører økt oljeprisen til økt prisen til oljerelaterte aksjer og som den siste fører også til appresiering i krone. Den langsiktig effekten av 1% endring i oljepris på endring i kronekurs er negativ 0,06%.⁴⁸

VIX-indeksen er positiv signifikant på 5% nivå. Økte verdier av indeksen indikerer økt global finansuro. Sammenhengen mellom usikkerhet og kronen er negativ slik at 1% økning (reduksjon) i indeksen fører umiddelbart til 0,01% depresiering (appresiering) av kronen (alt annet likt). I perioder med høy grad av usikkerhet, som for eksempel Irak invasjonen i

⁴⁶Argumentet er gyldig kun hvis fall i oljeprisen ikke fører til appresiering i amerikansk dollar mot euro.

⁴⁷Se for eksempel Romstad (2008).

⁴⁸Aksjekursen i figur 6 og oljeprisen i figur 2 viser en positiv sammenheng mellom de to variabelene

mars 2003 og Lehman konkurs i september 2008, har kronen tendens til å depresiere umiddelbart. Siden NOK markedet er lite likvide (se diskusjonen i seksjon 3) vil en uforventet global finansusikkerhet øke investorenes frykt å beholde NOK i sine portefølje (“det blir trangt i døra når alle vil ut samtidig”). Av den grunn henger likviditet og global usikkerhet nøye sammen og påvirker kronekursen negativt. Både likviditet og laggede til denne er positivt signifikant på 1% nivå. Likviditeten er målt i Bid-ask spreaden som er forskjellen mellom den høyeste kjøp og laveste salg av spot NOKUSD. Derfor vil økt spread indikere mindre likviditet i norsk markedet. Økt (redusert) spread denne måned med 1% fører isolert sett til umiddelbar depresiering (appresiering) av krone med cirka 0,02%. Mens Økt (redusert) spread i forrige måned med 1% fører isolert sett til depresiering (appresiering) av kronen denne måned med 0,01%. Empirien viser at likviditeten er svært viktig for valutakursen. Når finanskrisen ble et faktum i 2008, appresierte USD kraftig, mens kronen depresierte. En mulig forklaring for dette kan være at USA markedet er svært likvid.⁴⁹ En valuta anses som en trygg havn når internasjonale aktører investerer i en valuta med tanke på å unngå sannsynlig tap og opprettholde likviditet i en periode med stor global finansusikkerhet. Basert på den estimerte modellen viser resultatene av både finansuroen og likviditeten at det er vanskelig å konkludere at den norske kronen er en trygg havn valuta. Den total kortsiktige effekt av én endring i likviditeten på kursen er cirka 0,03%. Den langsiktige effekten på 1% endring i finansuro og likviditet på endring i kronekursen er 0,01% og cirka 0,03% respektivt. Mindre Likviditeten påvirker kursen mer enn økt finansuroen.

Cirka 12% av kroneomsetningen utgjøres av spotmarkedet, men likevel påvirker spottransaksjoner på spot NOK i stor grad. EUR er den viktigste i spotmarkedet og fungerer som nøkkelvaluta, det vil si at spothandel med andre valuta går ofte gjennom EUR (Wettre og Borgersen 2005). Den andre differansen av EURUSD er positiv signifikant på 0,1% nivå. Økning i EURUSD indikerer depresiering av eurokursen. Den andre differansen tolkes som avkastning (vekst) av EURUSD over to måneder.⁵⁰ Elastisiteten mellom kronen og eurokur-

⁴⁹Se for eksempel Flatner (2009).

⁵⁰Den andre differansen er definert som: $\Delta^2 X_t = X_t - X_{t-2}$. Den andre differansen inkluderes i modellen istedenfor første differanse fordi inkludering av ΔX_t i modellen gjør ΔX_{t-1} negativ, mens den sanne sammenheng skal være positiv.

sen er veldig høy slik at dersom euro appresierer (depresierer) mot amerikansk dollar med 1% fører dette til appresiering (depresiering) i kronen med 0,81% (alt annet likt). Laggede til første differanse EURUSD er også positiv signifikant på samme nivå. Hvis euroen appresierer (depresierer) mot amerikansk dollar med 1% i forrige måned fører dette til appresiering (depresiering) i krone denne måneden med 1,43% (alt annet likt).⁵¹ Dette indikerer at kronen er høy integrert med euromarkedet slik at eurokursen alene forklarer cirka 48% av variasjonene i kronekursen. Når euro appresieres denne måned i forhold til amerikanske dollar, vil det forventes ifølge modellen, at kronen appresieres mot amerikansk dollar neste måned. Å undersøke hvilke faktorer som bestemmer eurokursen mot amerikansk dollar, er veldig relevant for å forklare hvilke faktorer som bestemmer kronekursen. Sammenhengen mellom kronen og euroen tilsier også at pengepolitikken i EU-området i stor grad påvirker kronekursutviklingen. En mer integrert pengepolitikk mellom Norge og EU kan derfor bidra til å dempe en uventet globale sjokk. Den total kortsiktige effekt av endring i eurokursen på kronekursen er 1,43% og den langsiktige effekt er 1.81 %.

Resultatene fra den estimerte ARDL modellen er i stor grad i samsvar med resultatene fra kronekursmodellene til både Norges Bank og Statistisk sentralbyrå. Den eneste forskjellen er prisdifferansen mot USA som var ikke signifikant.⁵²

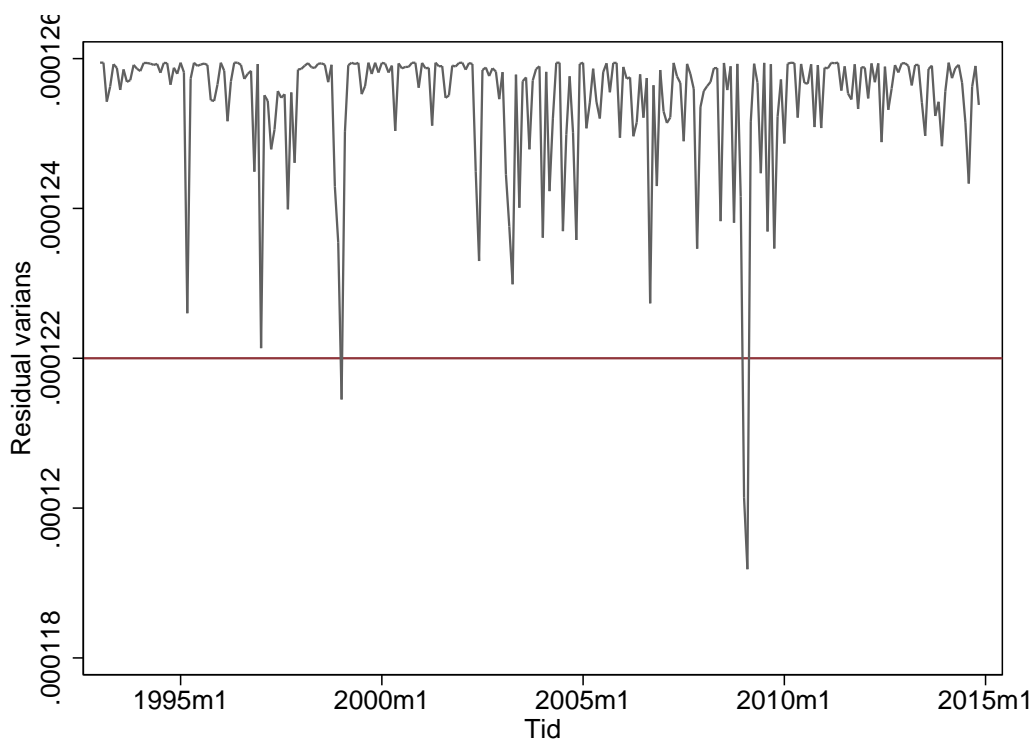
Binære variabler for august og desember ble inkludert i modellen for å kontrollere for de månedlige variasjonene. Begge variablene er signifikante (0,004), men negativ for august og positiv for desember. Det betyr at hver august appresieres kronen med 0.004%-poeng i gjennomsnitt, og de motsatt gjelder for desember. To binære variabler for årene 2002 og 2013 ble også inkludert i modellen. Den første er negativ signifikant og indikerer at kronen har appresiert med 0,007-poeng i gjennomsnitt i 2002. Den andre er positiv signifikant og indikerer at kronen har appresiert med 0,008%-poeng i gjennomsnitt i 2013.

⁵¹ $\Delta^2 X_t = 0,81[(X_t - X_{t-1}) + (X_{t-1} - X_{t-2})] = 0,81\Delta X_t + 0,81\Delta X_{t-1}$, og $\Delta X_{t-1} = 0,62(X_{t-1} - X_{t-2})$, så effekten av ΔX_{t-1} på kronekursen denne måned = $0,62 \Delta X_{t-1} + 0,81\Delta X_{t-1} = 1,43\Delta X_{t-1}$. Den total kortsiktige effekt = $0,81\Delta^2 X_t + 0,62\Delta X_{t-1} = 1,43$. Den langsiktige effekt = $(0,81\Delta^2 X_t + 0,62\Delta X_{t-1}) / (1 - 0,21) = 1,81$.

⁵² Se for eksempel Bernhardsen og Røisland (2000), Naug (2003), Bjørnstad og Jansen (2006, 2007), Bernhardsen (2008), Flatner mfl. (2010) og Alstad (2010).

For å identifisere de unormale observasjoner (outliers) estimeres ARDL modellen 263 ganger hvor i den første estimeringen inkluderes én binær variabel for januar 1993. I den andre estimeringen inkluderes én binær variabel for februar 1993. Denne prosessen fortsetter inn-til 263 binære variabler blir én og én inkludert i modellen (for perioden januar 1993 til november 2014). Fra hver estimering tar vi SSR og dividerer den på antall observasjoner for å konstruere residualvariansen. Til sammen får vi 263 varianser. Deretter plottes disse variansene mot tiden. Periodene der variansen avviker mye fra gjennomsnittet identifiseres som outliers (Hansen 2001).

Figur 7: Residual varianser fra ARDL- modellen

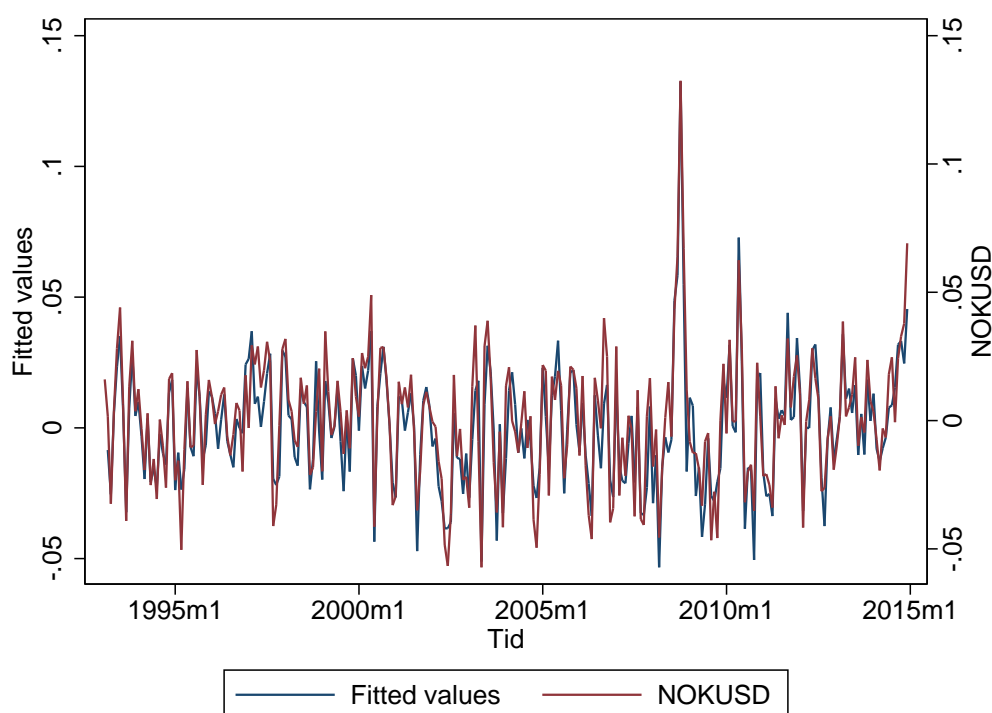


Note: ARDL modellen ble brukt til å konstruere residual varianser for periode fra januar 1993 til desember 2014. I den første estimering inkluderes 1 binære variabel for januar 1993 ($D1$) og i den andre estimering dropper vi $D1$ og inkluderes isteden en nye binære variable for februar 1993 ($D2$). Modellen blir estimert 263 ganger. Fra hver estimering tar vi SSR og dividere den på antall observasjoner for å konstruere residual variansen.

Figur 7 viser et stort avvik i januar 1999 og et avvik som begynner fra november 2008 til februar 2009. En gradvis tilpasning mot inflasjonsstyring fant sted i perioden fra 1991 til 2001. I januar 1999 inntok Svein Gjedrem rollen som sentralbanksjef i Norge. En artikkel av Steinar Holden som ble publisert i finansavisen 9.januar 1999 (Holden 2015) tar utgangs-

punkt i Gjedrem sin uttalelse om at rentenivået må ses i sammenheng med innenlandsk pris og kostnadsutvikling. Samtidig avviser han en de facto innføring av inflasjonsstyring fra 1999 og påpeker at dersom den økonomiske situasjonen tilsier at renten må settes forskjellig, vil sentralbanken velge det rentenivået som samsvarer med valutakursmålet. Perioden oktober 2008 til 2009 er kjent for store finansiell uro der man globalt opplevde en kraftig finanskriser. I tillegg viser graf A2 i appendiks A5 en stor spike i oktober 2008 i NOKUSD kurven. For disse årsakene velges å inkludere tre binære variabler i modellen for januar 1999, oktober 2008 og den siste for perioden november 2008 til februar 2009.⁵³

Figur 8: ARDL- predikert endring i kronekursen mot fakstisk (inn samplet)



Note: Predikert endring i kronekursen mot de faktiske endring i kronekursen fra ARDL modellen for periode fra januar 1993 til desember 2014.

Diagnostiske tester viser at ARDL modellen ikke har feilspesifikasjon, det vil si at den estimerte lineære regresjonen fanger i stor grad sammenhengen mellom NOK og variablene av interesse, dette viser resultatet av Ramsey ikke-linearitetstest. Durbin-Watson verdien er 1,9. Skewness og Kurtosis samlede (overall) normalitetstest indikerer at residuale er normalt fordelt (se appendiks A.6 for grafisk illustrasjon). Den Kumulativ Periodogram hvitstøy test

⁵³For å spare frihetsgrader velges å genereres kun en binær variabel for denne periode istedenfor å ha fire variabler. Valget av disse tidspunktene som outliers bekrefte av Zivot-Andrews- testen, se tabell 5.

(Bartlett's B statistikk) viser at residuale er hvitstøy. Den utvidet Dikey-Fuller testen viser at residuale er stasjonære. Alle diagnostiske sjekk indikerer at modellen og resultatet oppnådd fra denne er i stor grad pålitelige. Figur 8 viser predikert kronekurs mot de faktiske på første differanse. Den viser at modellen har en god prediksjonsevne som gapet mellom predikerte endring i faktisk NOKUSD er svært lite.

Stabiliteten av ARDL modellen

Det eksisterer flere måter for å se på stabiliteten av de estimerte koeffisientene. Én måte er å estimere modellen med rullerende/rekursiv regresjon for å se om estimatene endres over tid. En rullerende regresjon med start vindu av 100 måneder ble gjennomført for å se på R2 til den estimerte modellen. Figur A4 i appendiks A.7 viser at R2 varierer mellom 80% og 88%, men den er stabil etter 2010 (cirka 82%).

I tillegg ble modellen estimert rekursivt med start vindu av 100 måneder (se figur A5 i appendiks A.8). Laggede til NOKUSD er stabil over tid og gjennomsnittsverdien av estimerte koeffisientene er lik positiv 0,2 (standardavviket er 0,012). Renteforskjell etter innføring av inflasjonsstyring varierer litt over den estimerte perioden (standardavviket er 0,002), men blir mer stabil etter 2010 (gjennomsnittet er negativ 0,66).⁵⁴ Forholdet mellom kronen og likviditet synes å være sterkere når utvalget blir større, koeffisienten varierer litt, men forskjellen mellom den høyeste verdien og den laveste er ikke vesentlig (standardavviket er 0,004 og gjennomsnittet er positiv 0,01). OSEAX-indeksen varierer mellom negativ 0,03 og negativ 0,06, men blir også mer stabil etter 2010 (standardavviket er 0,005 og gjennomsnittet er negativ 0,04). VIX-indeksen er relativt mer stabil enn likviditeten (standardavviket er 0,003 og gjennomsnittet er positiv 0,01). Oljeprisen varierer mellom negativ 0,02 og negativ 0,04, forholdet blir sterkere etter 2008 (standardavviket er 0,007 og gjennomsnittet er negativ 0,03). Laggede til første differanse til EURUSD er relativt stabil, men den andre differansen til denne varierer litt mellom positiv 0,87 og positiv 0,82 og gjennomsnittet til andre differanse er positiv 0,85 (standardavviket er 0,03). Mens gjennomsnittet og standardavviket til første differanse er positiv 0,66 og 0,02 respektivt. Gjennomsnittet av de de estimerte

⁵⁴ $(0,0198/3) \times 100 = 0,66$, se fotnote 40.

koeffisientene er like som de estimerte koeffisientene til ARDL modellen. Generelt kan det konkluderes med at de estimerte koeffisientene til ARDL modellen er relativt stabile. koeffisientene blir mer stabile som utvalget blir større.

Resultat av GARCH (2 1) modell

GARCH modellen forklarer kronkursen med 85%. Laggede NOKUSD har den samme størrelse som i ARDL, men den er signifikant på 0,1% nivå (på 1% nivå i ARDL). Laggede til renteforskjeller er ikke signifikant som i ARDL modellen. Interaksjonsvariablen til rente etter innføring av inflasjonsstyring er signifikant på det samme nivå som i ARDL (0,1%), og størrelsen er omtrent lik (0.019). Prisdifferansen er negativ, men ikke signifikant. Laggede til OSEAX-indeksen er signifikant på 5% nivå og er negativ 0.03. Oljeprisen er signifikant på 0,1% nivå og er negativ 0,03, mens den var negativ 0,04 i ARDL.

VIX-indeksen er positiv men ikke signifikant. En mulig forklaring kan være at når vi kontrollerer for den historisk volatilitet (betinget variansen) vil effekten av VIX-indeksen bli kansellert. Figur A6 i appendiks A.9 viser betinget-variansen (predikert) og endringen i VIX-indeksen. Begge kurvene synes å følge hverandre slik at oppgangen i VIX-indeksen går sammen med økt betinget variansen og omvendt. Det blir som at man bruker to variabler som egentlig måler nesten den samme ting.

Likviditeten er signifikant på 0,1% nivå mens den var på 1% nivå i ARDL. Størrelsen på koeffisienten er nesten den samme (0,01). Men laggede til denne variabelen er ikke signifikant i GARCH modellen. Både den andre differansen til EURUSD og laggede til første differansen er i likhet som i ARDL i både signifikans, tegn og størrelse.

ARCH-effekten er positiv signifikant på 1% nivå som indikerer at et sjokk på variansen i forrige måned vil påvirke variansen denne måneden med sirka 35%. GARCH-effekten er også positiv, men signifikant på 0,1% nivå, som indikerer at omtrent 57% av volatiliteten av forrige måned forblir denne måneden. Summen av både ARCH- og GARCH effektene viser persistensen av all volatilitet og sjokk av forrige måned på denne måned. Den er 92% som

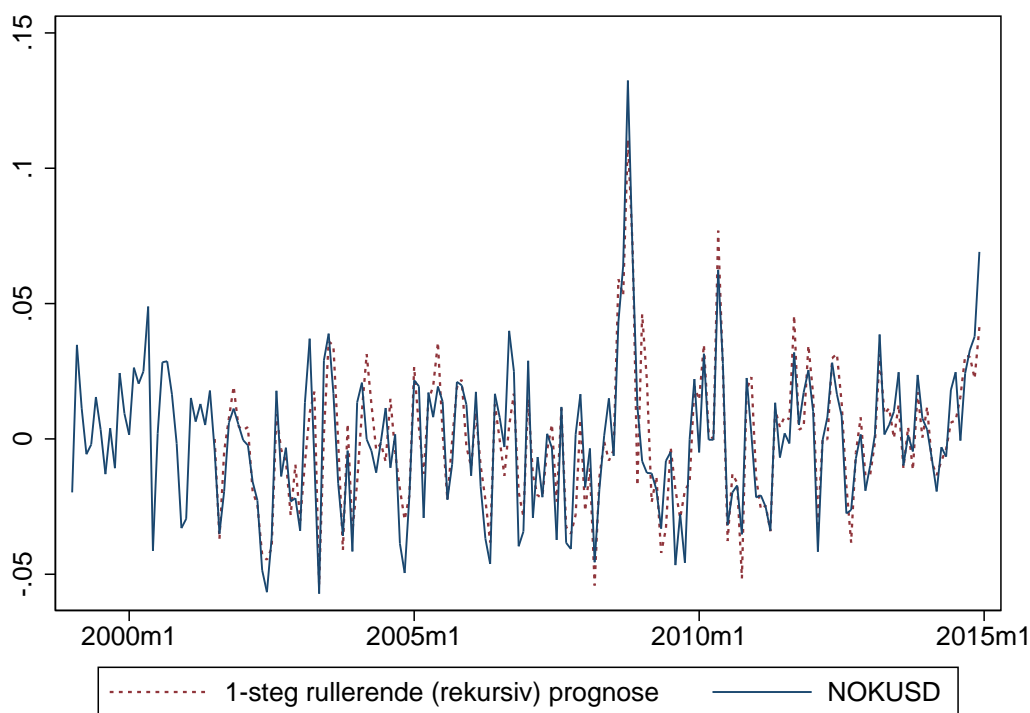
er ganske høy. Den anslåtte halveringstid er i om lag 8 måneder, som betyr at halvparten av all tidligere sjokk og volatilitet dør i omtrent 8 måneder. Resultatet av GARCH modellen er samlet i likhet med ARDL (unntatt VIX-indeksen). Dette indikerer at resultatene til ARDL modellen er robuste. GARCH modellen viser at den historiske volatilitet også en viktig faktor som påvirker kronekursutviklingen over tid.

Diagnostiske sjekk for GARCH modellen viser at residuale er normal fordelt. P-verdien til Skewness og Kurtosis samlede-test er 0,055, mens den var 0,40 i ARDL modell. Videre viser Ljung-Box(Q) testen for autokorrelasjon at standard residuale ikke er autokorrelert (rapportert som D-Watson i tabell 6). Den samme testen ble implementert (rapportert som Bartlett's i tabell 6) på kvadrerte standard residuale for å sjekke om modellen fanget opp all ARCH effekt. Resultat viser ingen autokorrelasjon i alle lagg(s) og som betyr at ingen ARCH effekt som gjenstår. Resultatet av Ramsey testen viser at modellen ikke har feilspesifikasjon.⁵⁵ Utvidet Dickey –Fuller test viser at residuale er stasjonært. AIC til ARDL-modell er negativ 1613 men den er negativ 1620 for GARCH-modell.

ARDL- forecast out of sample

Figur 9 er én steg prognoser konstruert av rullerende (rekursiv) regresjon fra ARDL-modellen (stiplet kurven) mot de faktiske endringer i kronekursen (blå kurven), med start vindu av 100 måneder for periode fra juli 2001 til desember 2014. Prognosene matcher i stor grad de faktiske verdier. Gapet mellom prognosene og de faktiske verdiene er lite med unntak for periodene 2003 og 2009. Figur A7 i appendiks A.10 viser at kronekursen ligger innenfor 95% prognose intervallet for prognose perioden. Den grafiske illustrasjon viser at modellen synes å ha god evne til å forutsi verdien av endring i kronen til neste måned. Som det ble nevnt tidligere kan de grafiske illustrasjoner gi misvisende bilder av den faktiske sammenhengen. Av den grunn brukte vi RRMSE kriteriet og Diebold-Mariano testen for å sammenligne modellens prognose performanse med random walk.

⁵⁵Testen ble gjennomført manuelt: Etter estimering av GARCH modell fikk vi den predikert verdien av NOKUSD og genererte tre nye variabler, den første er predikert NOKUSD kvadrerte, den andre er i tredje og den siste er i fjerde. De tre variable inkluderes i GARCH modellen og estimeres den på nytt. Til slutt gjennomføres en F-test på koeffisienten til de nye variabler med null hypotesen er at alle tre til sammen er lik null.

Figur 9: Én steg rekursiv prognose (ut av samplet) mot faktisk endring i NOKUSD

Note: Grafen viser 1-måned ut av samplet prognose mot faktisk endring i spot NOKUSD. ARDL-modellen ble estimert rekursivt med start vinduet lik 100 måneder for å konstruere prognosene. Juli 2001 til desember 2015.

Den første kolonnen til venstre i Tebell 7 viser prognosehorisont fra 1 til 12 måneder. Den andre og tredje kolonnen viser p-verdiene av Diebold-Mariano testen av modellens prognose performanse mot random walk uten drift og med drift respektivt. P-verdiene for DM-testen av modellen versus random walk uten drift er lavere enn 0,1% for horisontene 1, 3 og 6, mens den er lavere enn 1% for horisontene 9 og 12. Dette betyr at vi kan forkaste nullhypotesen på 0,1% nivået og på 1% nivået for 1,3, 6 og for 9, 12 horisontene respektivt. Når det gjelder modellen mot random walk med drift viser test-resultatene at p-verdiene er mye lavere enn 0,1% nivået i alle horisontene og som betyr at vi kan forkaste nullhypotesen. Den fjerde og siste kolonnen viser resultatene av den *Relativ Root Mean Squar Error* mellom modellen og random walk uten drift og med drift respektivt. Den relative RMSE er lavere enn 1 i alle tilfeller som indikerer at modellen har lavere RMSE enn random walk med/uten drift. Både de statistiske testene og RRMSE indikerer at ARDL modellen spesifisert i denne utredningen har bedre prognose performanse enn random walk. Hvilket betyr at modellen har god evne til å prognose endringen i kronkursen opp til 12 måneder.

Tabell 7: Prognose performanse: ARDL versus random walk

Horisont	Diebold-Mariano		RRMSE	
	M vs. RW	M vs. RWD	M/RW	M/RWD
1	(0,0005)	(0,0005)	0,4977	0,4975
3	(0,0006)	(0,0005)	0,4972	0,4965
6	(0,0006)	(0,0004)	0,4989	0,4971
9	(0,0013)	(0,0003)	0,5052	0,4917
12	(0,0014)	(0,0004)	0,5067	0,4982

Note: Relativ root mean squared error til ARDL og random walk med og uten drift er rapportert for 1-12 måneders horisont. Relativ root mean squared error er definert som modellens RMSE delt på RMSE til random walk med-uten drift. Verdien som er lavere enn én indikerer at modellens prognose er bedre enn random walk. Alle prognoser beregnet rekursivt med start vindu av 100 måneder. P-verdien for DM-testen er rapportert i parentesene. Null hypotesen er at begge modellene har like prognose performans, alternativ hypotesen er at modellens MSE er lavere enn MSE til random walk med/uten drift.

8 Konklusjon

For å svare på forskningsspørsmålet “hvilke faktorer bestemmer kronekursen?” utviklet jeg en modell for kronekursen mot amerikansk dollar. Både ARDL- og GARCH modell ble estimert for perioden januar 1993 til desember 2014. Selv om valutakurser erfaringsmessig er en relativ vanskelig størrelse å modellere, finner jeg en systematisk tendens til at kronekursen avhenger på kort og lang sikt av eurokursen mot amerikansk dollar, oljeprisen, aksjeprisen, likviditet og internasjonal finansuro. Kronekursen avhenger også av rentedifferansen mot USA, men først etter innføring av inflasjonsstyring i mars 2001.

Resultatene fra den estimerte ARDL-modellen viser at eurokursen mot amerikansk dollar har en særlig betydning på utvikling av kronekursen i den estimerte perioden, den forklarer cirka 48 prosent av variasjonene i kursen. En økning i endring i eurokursen fører isolert sett til appresiering i krone med 1,4 prosent på kort sikt og med 1,8 prosent på lang sikt. Sammenhengen mellom kronen og euroen er relativt stabil over den estimerte perioden.

Effekten av endringen i rentedifferansen mot USA er nær effekten av endring i eurokursen på kronen, men rentedifferansen forklar kun 0,5 prosent av variasjonene av endringen i kronekursen. Én økning i endring rentedifferanse fører isolert sett til appresiering i krone med negativ 0,7- og 0,88 prosent, respektivt på kort og lang sikt.

Volatilitet i internasjonale valutamarkeder forklarer en del av bevegelsene i kronekursen. Økt volatilitet målt i VIX-indeksen med én prosent fører isolert sett til depresiering i krone med 0,01 prosent på kort og lang sikt. Effekten av endringen i volatiliteten er mindre enn effekten av endringen i likviditet på kronen. Forskningsresultatene viser at mindre likviditet i markedet har negativ sammenheng med kronekursen slik at én prosent reduksjon i endring i likviditeten isolert sett fører til depresiering av kronen med cirka 0,03 prosent på kort og lang sikt.

Kronekursen bestemmes også av olje- og aksjeprisen. Begge faktorene har en positiv effekt på kronen. Én økning av endring i oljeprisen påvirker kursen med 0,04 prosent på kort sikt og med cirka 0,06 prosent på lang sikt. Mens én økning i avkastningen i Oslo børs målt i OSEAX-indeksen, i forrige måned, fører isolert sett til 0,03- og 0,04 prosent appresiering i kronen, respektivt på kort og lang sikt.

Den ARDL-modellen som ble utviklet og estimert i denne utredning gir svar på hvilke faktorer som bestemmer kronekursen. Imidlertid er renten eller rentedifferansen den eneste politisk relevante størrelsen, mens både eurokursen, internasjonal finansuro, likviditet, oljeprisen og aksjeprisen er faktorer som ligger utenfor sentralbankenes kontroll.

Både fortegn og størrelsen på de estimerte koeffisientene er i likhet som i Norges Bank og Statistisk sentralbyrå sine modeller (med en viss unntak). Jeg bekrefter at resultatene fra både Norges Bank og Statistisk sentralbyrå er robuste.

For å svare på spørsmålet “kan stokastisk volatilitet påvirke kursen? “ ble, som nevnt, en GARCH (2 1) modell estimert. Resultatene viser at kronekursen i stor grad avhenger av sin historiske volatilitet. Et sjokk på variansen i forrige måned påvirker variansen denne

måneden med cirka 35 prosent (ARCH- effekt), og omtrent 57 prosent av volatiliteten forrige måned forblir denne måneden (GARCH- effekt). Halveringstiden er om lag 8 måneder, noe som innebærer at halvparten av alle tidligere sjokk og volatilitet forsvinner i løpet av 8 måneder. Altså er volatiliteten en viktig faktor for å bestemme kronekursen.

Tilslutt, resultatene fra både *Relativ Root Mean Squar Error* og Diebold- Mariano statistisk testen, indikerer at ARDL modellen er i stand til å predikere og prognose endringen i kronekursen. Forskjellen mellom prognosene og den faktiske endringen i kursen er ganske liten. Den slår random walk med- og uten drift på horisontene fra 1 til 12 måneder. Dette var svaret for den siste spørsmålet “kan prognosemodellen da slå random walk? “.

I en videre forskning anbefales det å undersøke hvilke faktorer som påvirker eurokursen, for så å inkludere disse i modellen istedenfor eurokursen. Det anbefales også å benytte andre økonometriske metoder, som blant annet *Two-Stage Least Squares* metoden.

Referanser

- Administration, U.S. Energy Information. 2015. «International energy data and analysis». Sjekket 06.03.2015. <http://www.eia.gov/countries/index.cfm?topL=imp>.
- Agarwal, R. 1981. «Exchange Rate and Stock Prices: A Study of US Capital Markets under Floating Exchange Rate». *Akron Business and Economics Review* 19:193–207.
- Ajayi, Richard A, og David Karemera. 1996. «A variance ratio test of random walks in exchange rates: Evidence from Pacific Basin economies». *Pacific-Basin Finance Journal* 4 (1): 77–91.
- Akram, F.Q. 2000b. «When does the oil price affect the Norwegian exchange rate?» *Arbeidsnotat, Norges Bank*, nr. 8.
- Alstad, Geir Engesland. 2010. «The long-run exchange rate for NOK: a BEER approach». *Arbeidsnotat, Norges Bank*, nr. 19.
- Balassa, B. 1964. «The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal, 'Journal of Political Economy, 72, December». 72 (6): 584–596.
- Banerjee, Anindya, Robin L Lumsdaine og James H Stock. 1992. «Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: theory and international evidence». *Journal of Business & Economic Statistics* 10 (3): 271–287.
- Bernhardsen, Tom. 1997. «A Test of uncovered interest rate parity for ten European countries based on bootstrapping and panel data models». *Arbeidsnotat, Norges Bank, numbers* 9/1997.
- . 2008. «Simple cross-check models for the krone exchange rate». *Monetary Policy-Staff Memo, Norges Bank, numbers* 2008/1.
- Bernhardsen, Tom, og Øistein Røisland. 2000. «Hvilke faktorer påvirker kronkursen?» *Penner og Kreditt, Norges Bank, numbers* 3/00: 187–194.
- Bilson, John FO. 1978a. «The current experience with floating exchange rates: An appraisal of the monetary approach». *The American Economic Review*: 392–397.
- . 1978b. «The Monetary Approach to the Exchange Rate: Some Empirical Evidence (La théorie monétaire du taux de change: preuves empiriques)(El enfoque monetario del tipo de cambio: Algunas pruebas empíricas)». *Staff Papers-International Monetary Fund*: 48–75.
- Bisignano, Joseph, og Kevin Hoover. 1982. «Some suggested improvements to a simple portfolio balance model of exchange rate determination with special reference to the US dollar/Canadian dollar rate». *Weltwirtschaftliches archiv* 118 (1): 19–38.
- Bjørnland, Hilde C, og Håvard Hungnes. 2003. «The importance of interest rates for forecasting the exchange rate». *Discussion Papers Statistics Norway*, nr. 340.
- . 2006. «The importance of interest rates for forecasting the exchange rate». *Journal of forecasting* 25 (3): 209–221.

- Bjørnland, Hilde C, og L A Thorsrud. 2014. *Applied times series for macroeconomics Companion*. 1st. Oslo: Gyldendal.
- Bjørnstad, Roger, og Eilev S Jansen. 2006. «Renta bestemmer det meste: valutakursutviklingen etter 31. mars 2001». *Statistics Norway, økonomiske analyser*, nr. 6.
- . 2007. «The NOK/euro exchange rate after inflation targeting: the interest rate rules». *Statistics Norway, Research Department*, nr. 501.
- Branson, William H, Hannu Halttunen og Paul Masson. 1979. «Exchange rates in the short run: Some further results». *European Economic Review* 12 (4): 395–402.
- Brousseau, Vincent, og Fabio Scacciavillani. 1999. «A global hazard index for the world foreign exchange markets». *European Central Bank Working Paper Series*, nr. 1.
- . 2001. «Can short-term foreign exchange volatility be predicted by the Global Hazard Index?». *European Central Bank Working Paper Series*, nr. 66.
- Buiter, Willem H, og Marcus Miller. 1981. «REAL EXCHANGE RATE OVERSHOOTING AND THE OUTPUT COST OF BRINGING DOWN INFLATION». *NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH*, nr. 749.
- Calvo, Guillermo A, og Carlos Alfredo Rodriguez. 1977. «A model of exchange rate determination under currency substitution and rational expectations». *The Journal of Political Economy*, nr. 85: 617–625.
- Cashin, Paul, Luis F Céspedes og Ratna Sahay. 2004. «Commodity currencies and the real exchange rate». *Journal of Development Economics* 75 (1): 239–268.
- Cassel, G. 1922. «Abnormal Deviations in International Exchanges». *Economic Journal*, nr. 28: 39–138.
- Chinn, Menzie D, og Guy Meredith. 2004. «Monetary policy and long-horizon uncovered interest parity». *IMF staff papers*, nr. 51: 409–430.
- Christiano, Lawrence J. 1992. «Searching for a Break in GNP». *Journal of Business & Economic Statistics* 10 (3): 237–250.
- Cowles 3rd, Alfred, og Herbert E Jones. 1937. «Some a posteriori probabilities in stock market action». *Econometrica, Journal of the Econometric Society* 5 (3): 280–294.
- Dickey, David A, og Wayne A Fuller. 1979. «Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root». *Journal of the American statistical association* 74 (366a): 427–431.
- Diebold, F X., og R.S. Mariano. 1995. «Comparing predictive accuracy». *Journal of Business Economic Statistics* 13 (3): 63–253.
- Dornbusch, R. 1994. *Exchange rate and inflation*. Fifth. London: Massachusetts Institute of Technology.
- Dornbusch, Rudiger. 1976. «Expectations and exchange rate dynamics». *The journal of political economy*: 1161–1176.
- Enders, W. 2010. *Exchange rate and inflation*. Third. USA: John Wiley Sons.

- Engle, RF, og T Bollerslev. 1986. «Modelling the persistence of conditional variances», *Econometric Reviews*, 5, 1-50». *Engle 15 Econometric Reviews 1986*.
- Engle, Robert F. 1982. «Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation». *Econometrica: Journal of the Econometric Society*: 987–1007.
- Fama, Eugene F. 1995. «Random walks in stock market prices». *Financial analysts journal* 51 (1): 75–80.
- Flatner, A. 2009. «Norske kroner ingen trygg havn». *Aktuell kommentar nr. 3-Norges Bank*.
- Flatner, A, P H Tornes og M Østnor. 2010. «En oversikt over Norges Banks analyser av kronkursen». *Staff Memo nr.7/2010-Norges Bank*.
- Flood, Robert P, og Andrew K Rose. 1996. «Fixes: Of the forward discount puzzle». *The Review of Economics and Statistics* 78 (4): 748–752.
- . 2002. «Uncovered interest parity in crisis». *IMF staff papers* 49 (2): 252–266.
- Franck, Peter, og Allan Young. 1972. «Stock price reaction of multinational firms to exchange realignments». *Financial Management*, nr. 1: 66–73.
- Frankel, Jeffrey A. 1983. *Monetary and Portfolio Balance Models of Exchange Rate Determination*. 84–114. Cambridge: MIT Press.
- . 1979. «On the mark: A theory of floating exchange rates based on real interest differentials». *The American Economic Review*: 610–622.
- . 1984. «Tests of monetary and portfolio balance models of exchange rate determination». I *Exchange rate theory and practice*, 239–260. University of Chicago Press.
- Frankel, Jeffrey A, og Andrew K Rose. 1995. *A survey of empirical research on nominal exchange rates*. Tekn. rapp. University of California at Berkeley.
- Frenkel, Jacob. 1980. *Exchange rates, prices and money: Lessons from the 1920s*.
- Frenkel, Jacob A. 1976. «A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence». *The Scandinavian Journal of Economics* 78 (2): 200–224.
- Froot, Kenneth A, og Kenneth Rogoff. 1994. *Perspectives on PPP and long-run real exchange rates*. Tekn. rapp. 4952. National Bureau of Economic Research.
- Froot, Kenneth A, og Richard H Thaler. 1990. «Anomalies: foreign exchange». *The Journal of Economic Perspectives* 4 (3): 179–192.
- Golub, Stephen S. 1989. «Foreign-currency government debt, asset markets, and balance of payments». *Journal of International Money and Finance* 8 (2): 285–294.
- Hansen, Bruce E. 2001. «The new econometrics of structural change: Dating breaks in US labor productivity». *Journal of Economic perspectives*: 117–128.
- Hodrick, Robert J. 1978. «„An Empirical Analysis of the Monetary Approach to the Determination of the Exchange Rate “». *The economics of exchange rates*: 97–116.
- Holden, S. 2015. «Ny pengepolitikk?» Sjekket 09.01.1999. <http://folk.uio.no/sholden/finansavisen.pdf>.
- Holton, Glyn. 2006. *Efficient Market Hypothesis*.

- Hoque, Asraul. 1995. «A test of the purchasing power parity hypothesis». *Applied Economics* 27 (3): 311–315.
- Huisman, Ronald, mfl. 1998. «Extreme support for uncovered interest parity». *Journal of International Money and Finance* 17 (1): 211–228.
- Kendall, Maurice George, og A Bradford Hill. 1953. «The analysis of economic time-series—part i: Prices». *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)* 116 (1): 11–34.
- Lima, Eduardo Jose Araújo, og Benjamin Miranda Tabak. 2007. «Testing for inefficiency in emerging markets exchange rates». *Chaos, Solitons & Fractals* 33 (2): 617–622.
- Liu, Christina Y, og Jia He. 1991. «A Variance-Ratio Test of Random Walks in Foreign Exchange Rates». *The Journal of Finance* 46 (2): 773–785.
- Lucas Jr, Robert E. 1982. *Interest Rates and Currency Prices in a Two-Country World*, *Journal of Monetary Economics* 10.
- Lund, K. 2011. «Liquidity in the foreign exchange market for EUR/NOK». *Arbeidsnotat, Norges Bank*, 3/2011.
- Meese, Richard A, og Kenneth Rogoff. 1983. «Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?». *Journal of international economics* 14 (1): 3–24.
- Mussa, Michael. 1979. «Empirical regularities in the behavior of exchange rates and theories of the foreign exchange market». I *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 11:9–57. Elsevier.
- . 1976. «The exchange rate, the balance of payments and monetary and fiscal policy under a regime of controlled floating». *The Scandinavian Journal of Economics*: 229–248.
- Naug, B. 2003. «Faktorer bak utviklingen i kronekursen—en empirisk analyse kapittel 7. Norges Banks skriftserie nr. 31». *Hvilke faktorer kan forklare utviklingen i valutakursen? Øyvind Eitrheim og Kristin Gulbrandsen (red.). Oslo 2003.*
- Neely, Christopher J, og Lucio Sarno. 2002. «How well do monetary fundamentals forecast exchange rates?». *Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series, numbers* 2002-007.
- Norges-Bank. 2004. «Hvordan—renten virker på inflasjonen». Sjekket 06.03.2015. <http://www.norges-bank.no/pengepolitikk/Hvordan-renten-virker-pa-inflasjonen/>.
- . 2002. «Inflasjonsrapport». *Norges Banks rapportserie. Inflasjonsrapport Nr.3-2002.*
- Osborne, M. 1959. «Brownian motion in the stock market». *Operations Research*, nr. 7: 73–145.
- Pengepolitikken. 2001, §1 1.ledd. «Pengepolitikken». <https://lovdata.no/>. Sjekket 09.01.1999. <https://lovdata.no/dokument/SF/forskrift/2001-03-29-278>.
- Perron, Pierre. 1989. «The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis». *Econometrica: Journal of the Econometric Society*: 1361–1401.

- Said, Said E, og David A Dickey. 1984. «Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order». *Biometrika* 71 (3): 599–607.
- Stock, James H, og Mark W Watson. 1996. «Evidence on structural instability in macroeconomic time series relations». *Journal of Business & Economic Statistics* 14 (1): 11–30.
- . 2012. *Introduction to econometrics*. Third. Harlow: Pearson Education Limited.
- Stockman, Alan C. 1980. «A theory of exchange rate determination». *The Journal of Political Economy*: 673–698.
- Taylor, Alan M, og Mark P Taylor. 2004. *The purchasing power parity debate*. Tekn. rapp. 10607. National Bureau of Economic Research.
- Vats, Alpana, og B Kamaiah. 2011. «Is there a random walk in Indian foreign exchange market?» *International Journal of Economics and Finance* 3 (6): 157–165.
- Verbeek, M. 2012. *A guide to modern econometrics*. Fourth. Cornwall: John Wiley Sons Ltd.
- Wettre, Sigbjørn, og Anders Borgersen. 2005. «Undersøkelse av valuta og derivatmarkedene i 2004: Sterk vekst i det norske rentederivatmarkedet». *Penger og Kreditt* 1 (2005): 41–52.
- Zivot, Eric, og Donald W K Andrews. 1992. «Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis». *Journal of Business & Economic Statistics* 20 (1): 25–44.

A appendix

A.1 Terms of trade

I denne appendiksen vil presentere detaljert det rammeverket for seksjon (2.6). Rammeverket basert på liten åpen økonomi land som produsere to type varer, ikke-omsettelige varer og eksport orientert varer som er assosiert med produksjon av en primære vare. Detaljene for modellen er som følger.

Innenlandsk produksjon:

Det er to forskjellige sektorer i det nasjonal økonomi: en sektorer produsere en eksport orientert varer som kalles ”primær råvarer”; den andre sektoren består av et kontinuum av bedrifter som produserer en ikke-omsettelige varer. For enkelhets skyld antas det at produksjonen produksjonen av disse to forskjellige typer varer krever arbeidskraft som den eneste faktor. Spesielt er produktfunksjonen for den primære råvare gitt ved $y_X = A_X L_X$, hvor L_X er mengden av den arbeidsinnsats som kreves av råvaresektoren og A_X måler hvor produktivt arbeid er i denne sektoren. På en lignende måte, skjernet god er produsert gjennom produktfunksjonen: $y_N = A_N L_N$, hvor A_N fanger arbeidsproduktiviteten i produksjonen av denne vare og L_N er arbeidskraft i den ikke-omsettelige sektor. Videre forutsettes det at arbeidskraft kan bevege seg fritt på tvers av sektorer på en slik måte at arbeids lønn (w) må være den samme på tvers av sektorer. Profit maksimering i begge sektorene er: $P_X = w/A_X$ og $P_N = w/A_N$, hvor P_N er prisen for ikke-omsettelige varer og P_X er prisen for primære råvare.

I likevekten, det marginal produktivitet av arbeidskraften må være lik det real lønn i hver sektor. Det forutsettes at prisen til primære råvare er eksogent, og det eksisterer en perfekt konkurranse i det ikke- omsettelige sektor. Dermed prisen til ikke- omsettelige vare kan omskrives for å uttrykke en funksjon av prisen til eksport orientert vare og det relativ produktivitetene mellom eksport og ikke –omsettelige sektorer.

$$P_N = \frac{A_X}{A_N} P_X \quad (41)$$

Dermed, relativ pris til det ikke-omsettelig vare P_N , med hensyn på det primære råvare P_X er determinert av teknologisk faktorer og det er ikke avhengig av etterspørselens vilkår. Legg merke til at økt prisen for det primære varer fører til økt lønning til denne sektoren. Gitt at det forutsatt fri mobilitet i arbeidskraften , lønning og pris til ikke-omsettelige sektor vil også øker

Innenlandsk konsumenter(forbrukere):

Økonomien består av like individer som leverer arbeidskraft uelastisk (med $L = L_X + L_N$) og konsumerer en ikke-omsettelig- og omsettelig varer. Det omsettelige vare er importert fra utlandet og som ikke kan produceres hjemme. De antakelser om preferanser innebærer at der primære vare er heller ikke konsumeres hjemme. Hver individ velger et konsumnivået av både de omsettelige –ok ikke omsettelige varer for å maksimere sin nytte, som forutsettes at den er økende i samlet konsumnivået og er gitt ved: $C = kC_N^\gamma C_T^{1-\gamma}$, hvor C_N representerer kjøpe av ikke-omsettelig vare, C_T kjøpe av importert vare og $k = 1/[\gamma^\gamma(1-\gamma)^{1-\gamma}]$ er ikke relevante konstant. Det minimum kostnad av en enhet konsum : C er gitt av:

$$P = P_N^\gamma P_T^{1-\gamma} \quad (42)$$

hvor P_T er prisen i det lokale valuta av en enhet av det omsettelig vare. P er definert som konsumprisindeks. Loven om én pris forutsatt å holde for det importerte varer, slik at $P_T = P_T^*/S$, hvor S er nominell valutakursen, og P_T^* er prisen for importerte vare i form av utalandsk valuta.

Utenlandsk produksjon og konsum:

Hittil ble det forutsatt at primær råvare er ikke konsumert av innenlandsk agenter og er derfor fullstendig eksportert. I tillegg, det innenlandsk økonomi importerer varer som er kun produsert av det utenlandsk produsenter. Utenlandske regionen består av tre ulike sektorer: e ikke-omsettelig sektor, en mellomliggende sektor(engelsk- intermediate sector): en omsettelig sektor. Det ikke-omsettelig sektor produsere vare som er konsumert kun av det utledninger og som bruker arbeidskraften som det eneste faktor for produksjon. Det tilgjengelig teknologi for produksjon av denne varen er gitt ved: $Y_N^* = A_N^* L_N^*$. Det utenlandsk økonomi produserer en mellomliggende vare som brukes i produksjon av det omsettelig vare. Kun arbeidskraften er brukt som innsatsfaktor for å produsere det mellomliggende vare. Produksjonsfunksjon til produsentene i denne sektoren er: $Y_I^* = A_I^* L_I^*$. Arbeidsmobilitet på tvers (utenlandske) sektorer sikrer at (utenlandske) lønn er likestilt på tvers av sektorer. Prisen på utenlandske ikke-omsettelig vare kan uttrykke som en funksjon av relative produktivitet og prisen på den utenlandske mellomliggende vare:

$$P_N^* = \frac{A_I^*}{A_N^*} P_I^* \quad (43)$$

Fremstillingen av den omsettelig vare involverer to mellomliggende innsats. Den første er den primære råvarer (produsert av flere land, blant dem vår hjemlige økonomi). Den andre er en mellomliggende vare produseres i resten av verden. Produsenter av omsettelig vare, produsere det ved montering av utenlandske mellomliggende innsats Y_I og den utenlandske

primære råvare Y_X gjennom følgende teknologien: $Y_T^* = v(Y_I^*)^\beta (Y_X^*)^{1-\beta}$. Kostnaden for en enhet av det omsettelig vare (i form av utenlandsk valuta) er gitt ved: $P_T^* = v(P_I^*)^\beta (P_X^*)^{1-\beta}$. Utenlandsk konsumer er forutsatt å konsumere det utenlandsk ikke-omsettelig varer og den omsettelig vare like mye som innenlandsk konsumer. Utlendinger tilbyr uelastisk arbeidskraft til de ulike sektorene. Derfor kan konsumprisindeksen for utenriksøkonomien være representert ved:

$$P^* = (P_N^*)^\gamma (P_T^*)^{1-\gamma} \quad (44)$$

Real valutakurs determinant:

Det klart hvordan real valutakurs er determinert i innenlandsøkonomien. Først, real valutakursen defineres som utenlandsk pris av det innenlandsk handel kurve av konsum i forhold til utlandet prisen på en utenlandsk handel kurve av konsum SP/P^* . Ved å bruke ligningene (41),(42),(43) og (44) kan følgende sammenheng oppnås:

$$\frac{SP}{P^*} = \left[\frac{A_X}{A_I^*} \frac{A_N^*}{A_N} \frac{P_X^*}{P_I^*} \right] \lambda \quad (45)$$

hvor P_X^*/P_I^* representerer råvare bytteforhold (terms of trade) målt i utenlandske priser, λ er andelen av det ikke-omsettelige, A_X/A_I^* reflekterer produktivitet forskjell mellom eksport og mellomliggende(utenlandsk) sektor, og A_N/A_N^* står for produktivitet forskjell mellom lokale og utenlandske ikke- omsettelig sektorer. De siste to forholdene uttrykker det Balassa-Samuelson effekten. For å få en ligning for det nominelle valutakursen som en funksjon av bytteforhold (terms of trade), kan ligning til realvalutakursen omorganisere slik:

$$S = \left[\frac{A_x}{A_I^*} \frac{A_N^*}{A_N} \frac{P_X^*}{P_I^*} \right] \lambda \frac{P^*}{P} \quad (46)$$

A.2 Sammendragsstatistikk

Tabell A1: Sammendragsstatistikk

Variabel	count	mean	sd	min	max
nokusd	264	6.8	1.0	5.1	9.4
vix	264	20.1	8.1	10.8	62.6
eurusd	264	0.8	0.1	0.6	1.2
eur	264	7.0	1.7	3.9	9.4
cpi-sa	264	122.8	26.7	76.9	168.8
cpi-sa	264	110.1	12.1	89.1	132.1
Nibor 3mnd.	264	4.4	2.1	1.5	10.1
Liborusd 3mnd.	264	3.2	2.3	0.2	6.9
oseax	264	286.5	178.0	52.5	692.4
spread	264	0.1	0.0	0.0	0.2
oljepriser	264	51.2	36.5	10.0	135.7
N	264				

Note: count står for antall observasjoner, Mean er gjennomsnittet, SD er standardavvik og Min og maks representerer maksimum- og minimumsverdiene. NB: variablene er ikke i logaritmen

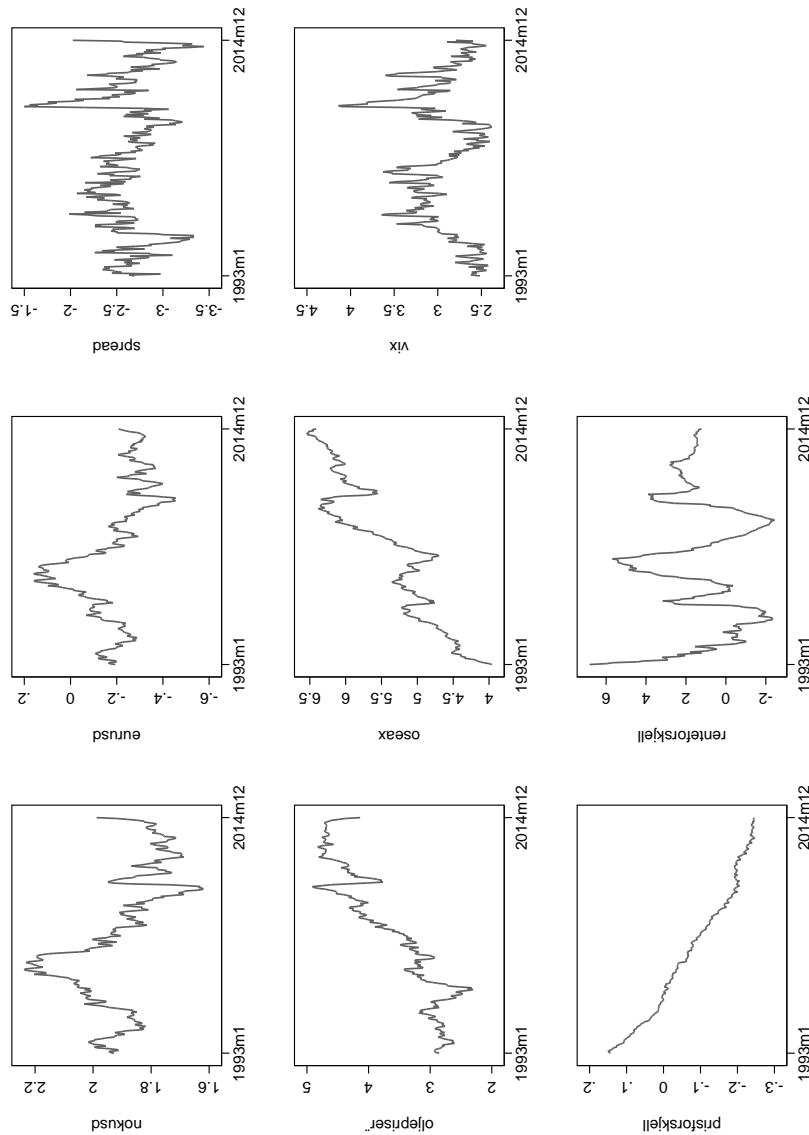
A.3 Rullerende korrelasjon

Tabell A2: Rullerende korrelasjon mellom endring i kronekursen mot amerikansk dollar og endring i forklaringsvariablene

Variabler	EURUSD	Renteforskjell	OSEAX	VIX	Oljepriser	Bid-ask pread	Prisforskjell
6-måneder rullerende korrelasjon	0,81	-0,07	-0,04	-0,03	-0,27	0,11	-0,04
12-måneder rullerende korrelasjon	0,84	-0,07	-0,04	0,01	-0,30	0,13	-0,05
18-måneder rullerende korrelasjon	0,84	-0,07	-0,05	0,04	-0,31	0,15	-0,05
24-måneder rullerende korrelasjon	0,84	-0,08	-0,05	0,04	-0,31	0,15	-0,05
30-måneder rullerende korrelasjon	0,84	-0,09	-0,06	0,05	-0,32	0,16	-0,05
32-måneder rullerende korrelasjon	0,83	-0,09	-0,07	0,06	-0,32	0,17	-0,04
42-måneder rullerende korrelasjon	0,83	-0,09	-0,08	0,07	-0,32	0,18	-0,03

A.4 Variablene på nivået

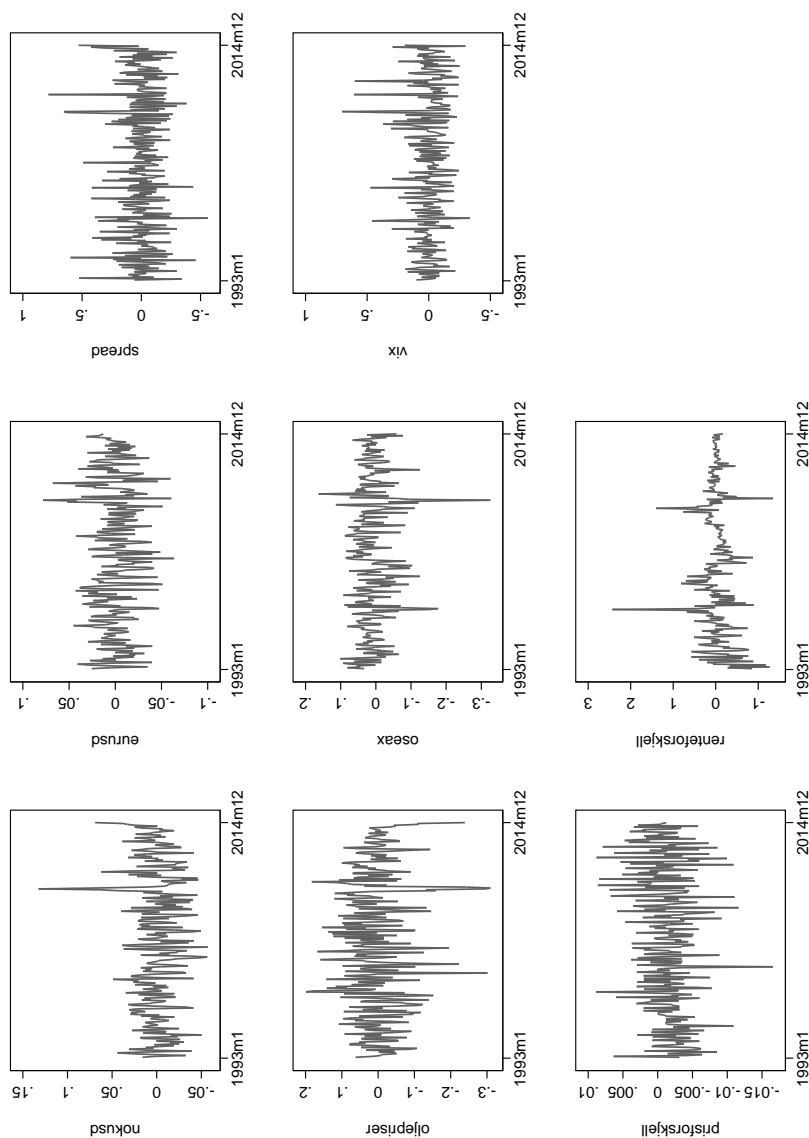
Figur A1: Variablene på nivået for periode fra januar 1993 til desember 2014



Note: Alle variablene er i logaritmen unntatt rentedifferanse.

A.5 Variablene på første differanse

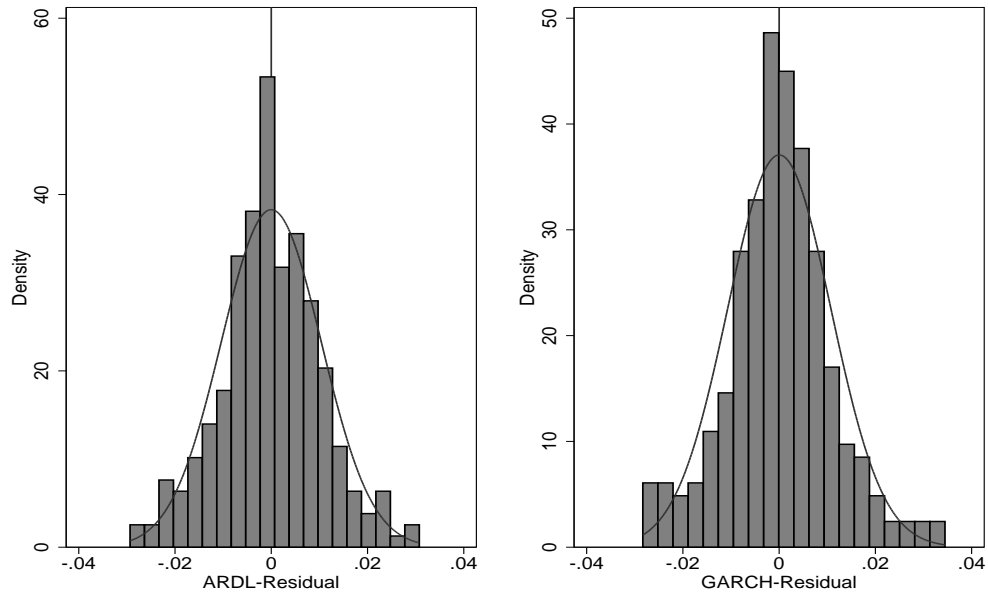
Figur A2: Variablene på første differanse for periode fra januar 1993 til desember 2014



Note: Alle variablene er i logaritmen unntatt rentedifferanse.

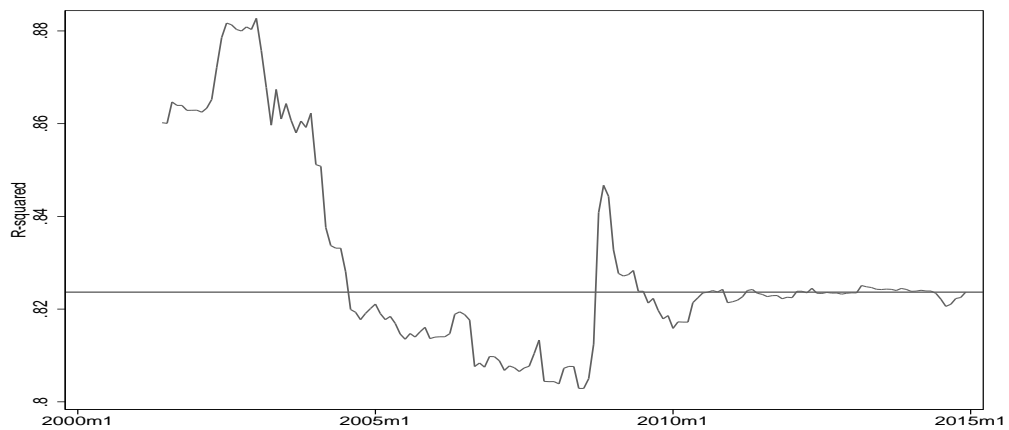
A.6 Residuale av ARDL og GARCH

Figur A3: Digraph.



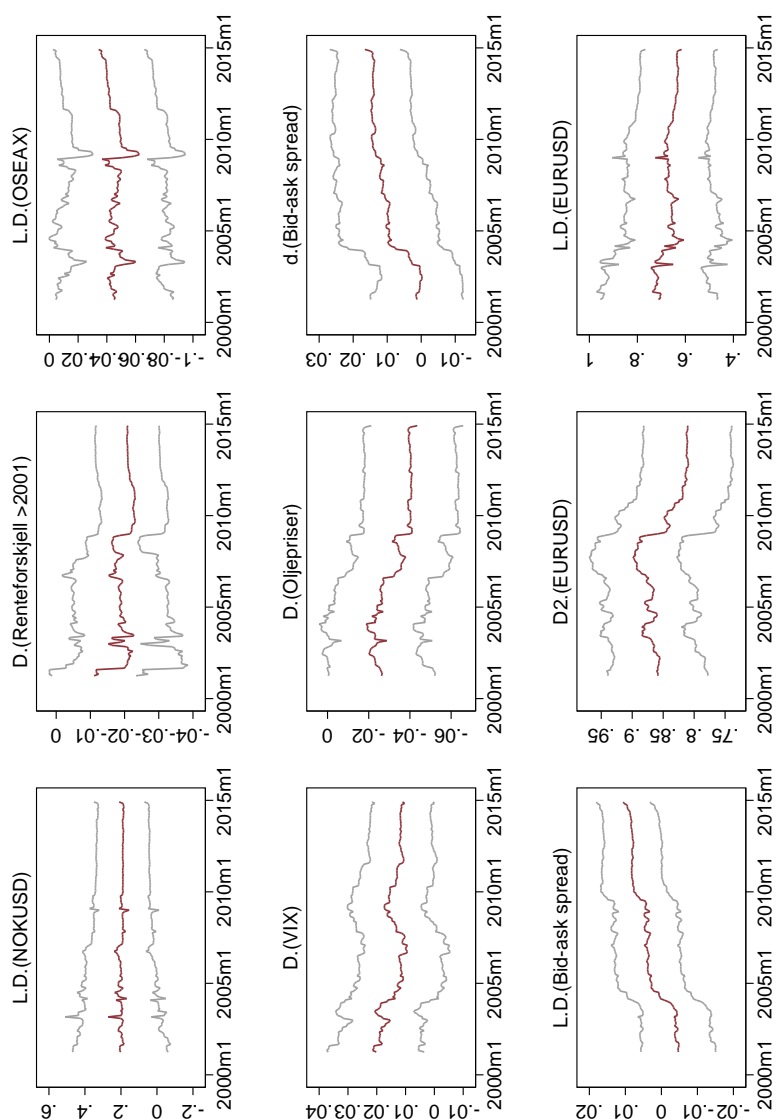
A.7 ARDL- R^2 fra rullerende regresjon

Figur A4: Rullerende regresjon. R-squared (vindu=100 mnd.)



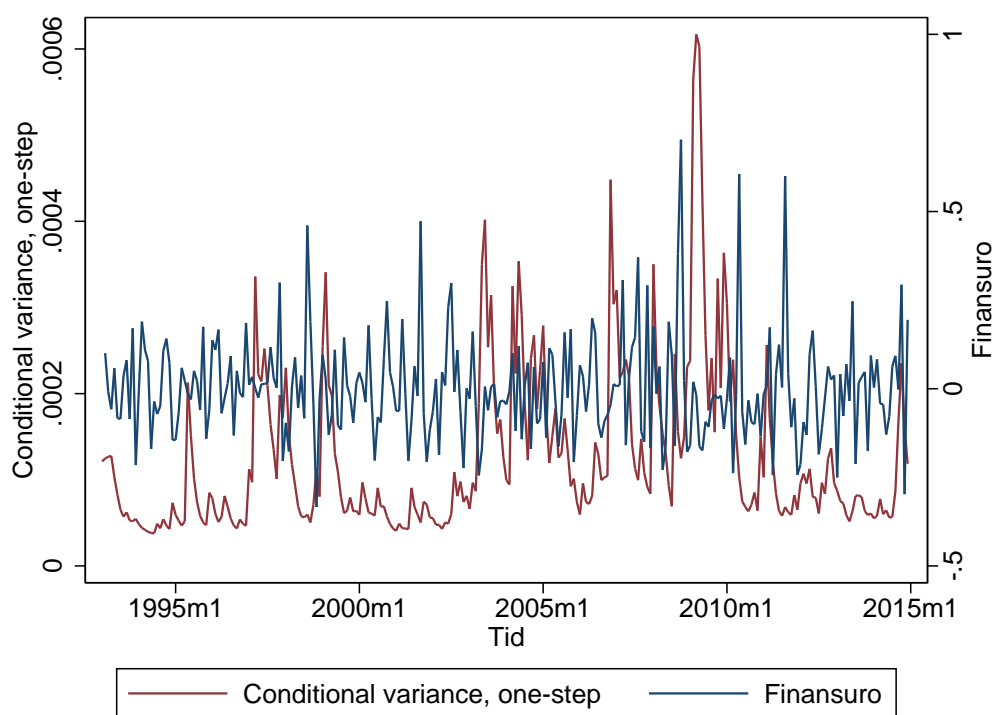
A.8 ARDL-rekursiv regresjon

Figur A5: ARDL- koeffisientstabilitet. Rekursive regresjon (vindu=100 mnd.)



A.9 GARCH-betinget varians

Figur A6: GARCH-betinget varians og VIX-indeksen



Note: VIX- indeksen er i første differanse og den betinget variansen er den predikert fra GARCH (2 1) modellen

A.10 ARDL-rekursive prognoser

Figur A7: ARDL: 1-steg rekursiv prognose av $\Delta NOKUSD$ (vindu=100 mnd.)

