



NORGES HANDELSHØYSKOLE

BERGEN, VÅREN 2010

Valutakursmodell for den norske kronen
-Empirisk modellering av NOK/EUR-kursen basert på
fundamentalfaktorer

av **Kjetil Andresen og Mathias Berg**

Veileder: Professor Jan Tore Klovland

Selvstendig arbeid innen masterstudiet i økonomi og administrasjon

Hovedprofil Finans

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 inntår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

Utredningen presenterer valutakursmodeller for norske kroner mot euro; én modell som søker å gi informasjon om tidligere bevegelser i valutakursen, én modell som predikerer endringer i valutakursen, samt langtidsløsningen til disse. Det teoretiske fundamentet for modelleringen er at NOK/EUR-kursen kontinuerlig påvirkes av flere fundamentalfaktorer, og at en kombinasjon av disse derfor gir grunnlag til å forklare endring i valutakursen. Modellene påviser sammenhenger mellom valutakursen og flere av fundamentalfaktorene. Vi finner også at uroen i finansmarkedene den senere tid gjør valutakursmodellering mer krevende, fordi sammenhengene blir svakere. Modellestimeringen viser òg hvor mye mer komplisert det er å predikere fremtidige valutakursendringer, enn det er å forklare tidligere endringer.

Innhold

1. Valutamarkedet.....	7
1.1 Deltakere.....	7
1.2 Valutamarkedets størrelse.....	8
1.3 Eurovalutamarkedet.....	9
1.4 Udekket renteparitet (UIP).....	10
1.5 Kjøpekraftsparitet.....	12
1.6 Monetær valutakursmodell (monetaristisk modell)	14
1.6.1 Valutakursmodell med rigide priser – Dornbuschs overshooting-modell.....	15
1.6.2 Valutakursmodell som prognose.....	17
1.7 News.....	18
1.8 Realvalutakurs.....	19
2. Forklaringsvariabler bak kronekursutvikling.....	20
2.1 Renteforskjeller	21
2.1.1 Carry trade	23
2.1.2 Reversering av carry trade	23
2.2 Oljepris	24
2.2.1 Utvikling i oljeprisen.....	24
2.2.2 Hvorfor påvirker oljeprisen kronekursen?.....	27
2.3 Aksjemarkedet	31
2.3.1 Valutamarkedets trygge havner	34
2.3.2 Aksjemarkedsvolatilitet og VIX	34
3. Økonometrisk metode.....	40
3.1 Minste kvadraters metode (OLS).....	40
3.1.1 Standard forutsetninger for OLS.....	41
3.2 Korrelasjon.....	44
3.3 Hypotesetesting.....	44
3.3.1 <i>t</i> -testen	45
3.3.2 <i>p</i> -verdi.....	46
3.3.3 Signifikansnivå.....	46
3.4 Forklaringsgrad	47
3.5 Stasjonaritet.....	47
3.5.1 Dickey-Fuller-test.....	48
3.6 Kointegrasjon og feiljusteringsmodell	50

3.6.1	Testing for kointegrasjon.....	51
3.6.2	Feiljusteringsmodeller (ECM)	53
4.	Empirisk analyse.....	54
4.1	Annet arbeid innen området.....	54
4.2	Det anvendte datasettet.....	54
4.3	Tester for stasjonaritet	56
4.4	Tester for kointegrasjon.....	57
4.5	Feiljusteringsmodellering	59
4.5.1	En forklaringsmodell.....	59
4.5.2	En prediksjonsmodell	64
4.5.3	Langtidsløsningen	67
4.6	Videre undersøkelser av modellene	70
4.6.1	Modellene med 12-måneders rente	70
4.6.2	Modellene estimert i perioden før turbulensen i finansmarkedene	70
4.6.3	Test av prediksjonsmodell ”out of sample”	71
5.	Konklusjon	73
6.	Bibliografi	75

Forord

Vi har begge valgt Finansiell økonomi som hovedprofil under masterstudiet ved Norges Handelshøyskole. I løpet av utdanningen har vi dessuten valgt fag som spesialiserer seg innen makro – og samfunnsøkonomi, herunder blant andre Konjunkturanalyse, Internasjonale finansmarkeder og finansiell stabilitet, og Langsiktig makroøkonomisk analyse. Som et resultat av fagkombinasjonene fattet vi begge interesse for problemstillinger rundt valutamarkedene.

I særlig grad syntes vi temaet valutakursmodellering virket spennende. Etter å ha satt oss inn i litteratur om allerede eksisterende valutakursmodeller, merket vi oss hvor svak forklaringsgrad disse modellene har, til tross for solid faglig og teoretisk forankring. Med bakgrunn i fagkunnskaper opparbeidet gjennom studiene, satte vi oss som mål å utarbeide vår egen valutakursmodell for den norske kronen.

Modellene vi har utarbeidet er basert på oppdaterte datasett, slik at de turbulente forholdene i de internasjonale finansmarkedene den senere tiden er tatt med. I nettopp denne perioden har vi sett store fluktasjoner i nær sagt alle aktivaklasser, og modellenes kanskje største styrke er at de til en viss grad klarer å forklare utvikling som skjer i tiden etter finanskrisen slo inn. Samtidig ser det ut til at det er endringer i forholdet mellom NOK/EUR-kursen og fundamentalfaktorer i denne perioden, noe som gir modellene visse problemer med å finne signifikante resultater.

Da vi startet arbeidet med denne utredningen var vi klar over at vi beveget oss inn på et krevende og teknisk vanskelig fagområde, men dette var også noe av motivasjonen. Særlig viste de økonometriske utfordringene seg å være krevende, og mye tid ble brukt til fordykning i tidsserieanalyse.

Gjennom arbeidet med denne utredningen har vi lært utrolig mye, både innen økonometri og valutamarkedsteori. Vi har fått et nytt perspektiv på størrelsen og viktigheten av de internasjonale valutamarkedene. Vi har også fått en dypere forståelse for kompleksiteten i dette markedet. I den kommende yrkeskarrieren vil vi få nytte av de erfaringene vi har pådradd oss gjennom denne utredningens økonomisk analyse. Vi håper på et senere tidspunkt å kunne komme tilbake til arbeid innenfor valutamarkedet.

Vi vil rette en stor takk til vår veileder, professor ved Institutt for samfunnsøkonomi Jan Tore Klovland, for god hjelp med teoretiske, så vel som tekniske utfordringer under

gjennomføringen av utredningen. Vi vil også takke Jonas Andersson ved Institutt for foretaksøkonomi for god hjelp med økonometriske utfordringer. Videre vil vi takke Tom Bernhardsen i Norges Bank og Eilev S. Jansen i SSB for velvillig å ha gjort nødvendig datamateriale tilgjengelig for oss.

Bergen, 28.05.2010

Kjetil Andresen og Mathias Berg

1. Valutamarkedet

De fleste land har i dag sin egen valuta. Det kan enten være en helt egen valuta, som vi har i Norge, eller en felles valuta som euroen, som er et valutasamarbeid mellom flere av EU sine medlemsland. En valutakurs er den prisen en betaler for én enhet av en valuta, notert i en annen valuta. Det vil si at om man i Norge sier at kursen for euro er 8,20, så må man betale 8,20 norske kroner for hver euro. Dersom den norske kronen appresierer, altså at den styrker seg, vil kursen bevege seg nedover, fordi en nå som følge av appresieringen betaler færre norske kroner per euro. Motsatt vil en depresiering av norske kroner mot euro bety at prisen på euro stiger, målt i norske kroner (Mishkin, 2007).

1.1 Deltakere

Valutamarkedet er et enormt stort marked, med deltakere fra alle verdens hjørner. Årsakene for deltakelse i dette markedet kan være mange, men de vanligste er spekulasjon, sikringsformål og behov for valuta til handel med utlendinger som motpart. Valutamarkedet kan grovt sett deles inn i fire forskjellige aktørgrupper (The Federal Reserve Bank of New York, 2008):

- Banker og andre finansielle institusjoner. Denne gruppen er den klart største aktøren i markedet, og omkring to tredjedeler av den totale omsetningen i valutamarkedet er direkte handel mellom finansielle institusjoner (interbank-markedet).
- Meglere. Disse fungerer som mellomledd i valutahandler. Valutameglerens oppgave er gjerne å skaffe best mulige kurser for oppdragsgiveren, det vil si enten høyest mulig kurs i salgsoppdrag eller lavest mulig kurs i kjøpsoppdrag.
- Kunder, som hovedsaklig er store selskap. Selskapene trenger utenlandsk valuta for å foreta handel og investeringer. De aller største aktørene kan ha egne meglerbord, for bedre å sikre seg gode avtaler. På et lavere nivå innenfor kundegruppen har vi privatpersoner, som for eksempel skal på ferie i utlandet. Denne gruppen handler da valuta gjennom finansielle institusjoner.
- Sentralbanker handler på vegne av myndighetene i de respektive land. Dette kan være av ønske om å påvirke valutakursene, men også andre formål som for eksempel Norges Bank som handler valuta for å dekke behovet for utenlandsk valuta i Statens pensjonsfond – Utland, og for å tilføre valutilikviditet til norske banker (Norges Bank, 2008).

1.2 Valutamarkedets størrelse

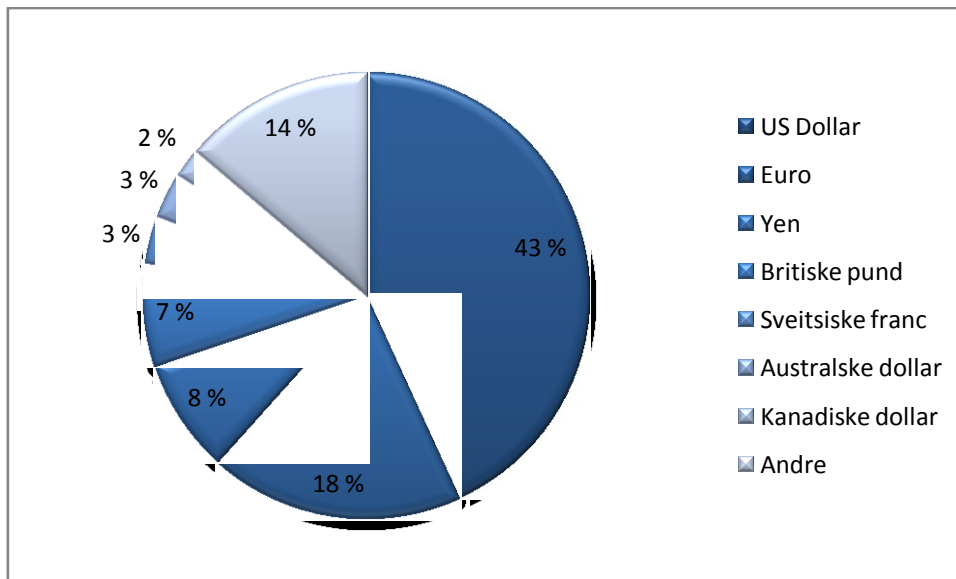
Markedet for valutatransaksjoner er det største finansielle markedet i verden. Å måle eller estimere omsetningen av valutahandel er en vanskelig oppgave. De beste tallene man kan finne på dette er resultatene fra BIS (Bank for International Settlements) undersøkelser av valuta – og derivatmarkedet, som publiseres hvert tredje år. I følge en undersøkelse fra 2007 (Bank for International Settlements, 2007a) var den gjennomsnittlige daglige omsetningen i de internasjonale valutamarkedene estimert til 3,2 billioner amerikanske dollar, hvilket sier noe om den enorme størrelsen på dette markedet. Også for norske kroner er tallene store; i april 2007 ble den daglige omsetningen av NOK målt til ca 67 milliarder USD (Bank for International Settlements, 2007b).

Handel av valuta har også hatt en vesentlig økning de siste årene. Undersøkelsen til BIS viser også at gjennomsnittlig omsetning på verdensbasis økte med 69 % fra 2004 til 2007. Av forskjellige handelsinstrumenter, så var det swap-avtaler som økte mest, og stod for over halvparten av omsetningsøkningen. En grunn til den store økningen av swap-avtaler, skyldes sannsynligvis endring av aktivitet innen ”hedging”¹.

Geografisk så er det London som er verdens største marked for handel av valuta. Over 30 % av den globale handelen foregår her. Utenfor London, så er det USA og Japan som er de største markedene.

Når det gjelder hvilke valuta det handles mest med, så er amerikanske dollar på en solid førsteplass, men med euro som en god nummer to. Omsetningen av norske kroner globalt står for rundt 1 % av den totale omsetningen av valuta. En oversikt over omsetning av de forskjellige valutaene kan sees i diagrammet under (tall er basert på data fra BIS (2007)):

¹ Med uttrykket *hedging* menes en investering som har som formål å redusere risiko ved en annen investering.



Figur 1.1: Prosentvis omsetning av forskjellige valuta.

Også i Norge er amerikanske dollar den mest omsatte valutaen, med 43 %. På andreplass er norske kroner med 31 %, mens euro står for 13 % av omsetningen (Norges Bank, 2007).

1.3 Eurovalutamarkedet

Eurovalutamarkedet er markedet for valutainnskudd plassert under et regulatorisk regime som er forskjellig fra det landet som utsteder valutaen. Dette tilsvarer for eksempel innskudd i amerikanske dollar utenfor USA (gjærne kalt eurodollarinnskudd), britiske pund utenfor Storbritannia, og så videre. Siden euromarkedet også har blitt utvidet til finansielle sentre utenfor Europa, er et annen mye brukt navn *offshore*-marked (Levich, 2001).

Eurovalutamarkedet har sitt utgangspunkt i at det i Europa i flere hundre år hadde vært vanlig å akseptere andre valutaer enn hjemlandets valuta. Spesielt etter andre verdenskrig ble det veldig vanlig å akseptere amerikanske dollar, som igjen ble plassert i amerikanske markedsinstrumenter gjennom korrespondentbanker i New York. Etter hvert begynte bankene å holde tilbake dollarinnskuddene i stedet for å sende de ut av landet. Disse innskuddene ble for eksempel brukt til å utføre transaksjoner med råvarer som noteres i dollar (Levich, 2001). Handelen med eurodollar ble videre forsterket ved at det ble innført flere restriksjoner på valutahandel i hjemlandet. Resultatet av handelen med eurodollar ble et eurovalutamarked som ga flere fordeler, både for bankene og de som handlet valuta, sammenlignet med den ”klassiske” måten å handle valuta på.

Eurovalutamarkedet er i dag større og sterkere enn noen gang, og det er i dette markedet internasjonal handel med valuta mellom bankene foregår. Den største fordelene med eurovalutamarkedet er de lave transaksjonskostnadene og den gode likviditeten. Noen av årsakene til at det er billig å handle på eurovalutamarkedet er mangelen på reservekrav (frivillige reserver kan plasseres til markedsrente), ingen innskuddsforsikring, lave administrasjonskostnader og høye volum, skattefordeler og annet. Handelen foregår dessuten kun mellom store banker med høy kredittverdighet, såkalte ”name banks”, hvilket innebærer at det i praksis ikke er nødvendig å gjennomføre kredittvurderinger før en handel.

Handel med norske kroner i valutaswapmarkedet, betegnes eurokronemarkedet. Dette er transaksjoner hvor norske kroner er den ene av valutaene. Ved hjelp av disse valutaswapene er det mulig å oppnå syntetiske lån og plasseringer i norske kroner. Renten på disse lånene bankene i mellom, kalles NIBOR eller ”pengemarkedsrenten”. NIBOR er den viktigste interbankrenten i Norge, og er altså en valutaswaprente, som bestemmes av tilbud og etterspørsel i pengemarkedet (Norges Bank, 2009). I denne oppgaven vil vi se på nivå og endringer i renten i Norge kontra utlandet. Det er da NIBOR-renten vi da vil benytte, ettersom dette altså er den viktigste renten i interbankmarkedet.

1.4 Udekket renteparitet (UIP)

UIP er en hypotese om at det er en sammenheng mellom den forventede endringen i spot valutakurs og endringen i forskjellen mellom pengemarkedsrentene i de to landene ($i - i^*$), og at den forventede endringen i spot valutakurs mellom de to landene er like stor som renteforskjellen mellom de to landene (Wang, 2003). For å illustrere teorien om UIP kan man tenke seg at man mottar et beløp i en utenlandsk valuta. Dette beløpet har man ikke noe ønske om å bruke til konsum i dag, og vil derfor spare beløpet i en viss periode. Man har da to valg; enten å sette valutabeløpet i banken til rente i^* for så å veksle om til norske kroner til en fremtidig spotkurs s_{t+1} , eller veksle beløpet til norske kroner til dagens kurs s_t , og så sette penge i banken til renten i . Man velger altså mellom å plassere penger i det utenlandske eller det innenlandske pengemarkedet, med den valutarisikoen dette medfører. Dersom en investor er indifferent mellom å plassere pengene i det ene eller det andre markedet, betyr det at følgende relasjon må holde:

(1.1)

Dette kan omskrives til følgende mye anvendte form av UIP:

(1.2)

Denne ligningen indikerer at innenlandsk rente skal være lik utenlandsk rente korrigert for forventet fremtidig endring i valutakursen. Hvis for eksempel dagens NOK/EUR-kurs er NOK 7,00 per EUR, og $i_{NOK} = 2$ prosent og $i_{EUR} = 3$ prosent, så er den forventede valutakursen på tidspunkt t NOK 6,93 per EUR. Altså vil man, om man holder NOK gjennom denne perioden, tape på at renten er lavere, men dette tapet vil akkurat oppveies av at norske kroner appresierer relativt i forhold til euro i samme periode. På samme måte vil norske kroner forventes å depresiere dersom renten på norske kroner er høyere enn renten på euro. I følge denne teorien spiller det altså ingen rolle hvilken valuta man holder; renteforskjeller og endringer i valutakursene oppveier eventuelle ulikheter.

Selv om UIP er en logisk godt begrunnet teori, har den ikke vist seg å stemme helt overens med virkeligheten. I tester har det blitt vist at UIP holder dårlig for enkeltperioder, men over lengre tidsperioder viser det seg at renteforskjeller kompenserer for den realiserte endringen i valutakursen (Levich, 2001). Det er likevel en tendens til at UIP har holdt bedre de siste årene enn tidligere. Frankel og Rose (2002) konkluderer med at UIP fortsatt ikke fungerer særlig bra, men den fungerer bedre enn den har gjort tidligere, på den måten at land med høy rente i det minste tenderer mot å ha depresierende valutaer (men endringen i valutakurs motsvarer fortsatt ikke akkurat renteforskjellen). Denne undersøkelsen viste altså et positivt resultat for UIP som ikke hadde blitt påvist tidligere.

1.5 Kjøpekraftsparitet

Kjøpekraftsparitet (*Purchasing Power Parity – PPP*) er teorien om at priser og valutakurser på lang sikt tilpasser seg i en likevekt slik at man målt i en felles valuta får samme pris hjemme og ute. Det var den svenske økonomen Gustav Cassel som i starten av 1920-årene for første gang tok i bruk PPP som en praktisk anvendt teori. Han argumenterte for å bruke kumulativ KPI i forskjellige land som grunnlag for fastsettelse av valutakursene til de respektive landene, slik at PPP ble opprettholdt (Rogoff, 1996).

Det er i dag flere varianter av PPP. Felles for dem alle er at de bygger på *loven om en pris (Law of One Price – LOP)*. LOP sier at for ethvert gode i har vi sammenhengen:

(1.3)

hvor: P_i er prisen for gode i i hjemlandet valuta; P_i^* er prisen i utlandets valuta; og S er valutakursen definert som prisen pr enhet utenlandsk valuta målt i egen valuta.

Med grunnlag i LOP, vet vi at et gode skal koste det samme uansett hvor det handles, målt i en felles valuta. Sagt på en annen måte så skal en norsk krone gi samme mengde i i alle land. Empiriske undersøkelser har vist at denne teorien holder dårlig (og er svært volatil), og da særlig på kort sikt. *The Economist* har gjennom sin Big Mac-indeks (The Economist, 2009) vist dette. I Big Mac-indeksen blir prisen for en Big Mac-hamburger i fra McDonalds, omgjort til dollar, presentert. Av denne indeksen fremkommer det helt klart at LOP ikke holder. Deler av prisforskjellene land i mellom kan forklares av årsaker som skatte- og avgiftsforskjeller, men i hovedsak fremkommer det at det er relativt sett store prisforskjeller. Det finnes også eksempler på indekser hvor LOP holder, for eksempel gullprisindekser. Uansett hvor i verden man handler gull, vil kiloprisen (her gjelder kiloprisen for rent gull) være tilnærmet lik. Eventuelle avvik vil raskt bli spist opp som følge av arbitrasjemulighetene som ligger i slike prisavvik (Rogoff, 1996).

Vi skiller mellom *absolutt kjøpekraftsparitet* og *relativ kjøpekraftsparitet*. Absolutt PPP sier at den nominelle valutakursen tilsvarer forholdet i kjøpekraft mellom landene, målt ved en prisindeks. Med absolutt PPP følger det store målingsproblemer. Det er lite tilgjengelig data som kan sammenlignes, det skyldes blant annet at prisindeksene varierer over parametre som *hvilke* varer som er i indeksen, vektingen av varer etc. Et annet problem er at prisindeksene konstrueres slik at indeksen utvikler seg fra et starttidspunkt, eksempelvis at prisenivået i 1900

tilsvarende 100. Indeksene gir ingen tall på avvik i absolutt PPP på starttidspunkt. For å løse dette problemet kan man bruke den relative kjøpekraftsparitetsteorien. Relativ PPP ser på utviklingen i inflasjonen (prisindeksene), og sier at utviklingen i valutakursen bestemmes av eventuell ulik utvikling i inflasjonsraten (Rogoff, 1996). Dersom vi i Norge har en inflasjon på 3 %, samtidig som den i Storbritannia er 1 %, skal GBP appresiere 2 % mot NOK.

Empiriske undersøkelser som er gjort på PPP viser at denne teorien holder rimelig bra på lang sikt. Konsensus i undersøkelsene som Rogoff (1996) refererer til viser at gjennomsnittlig konvergeringshastighet, målt ved halveringstid av PPP-avvik, er 3-5 år. En forklaring på avvik fra absolutt PPP er kjent som Balessa-Samuelsson teoremet. Når man sammenligner priser på goder land i mellom, målt i felles valuta, tenderer rike land til å ha et høyere prisnivå enn fattige land. Forklaringen på dette er at rike land ikke bare har et høyere absolutt produktivitetsnivå, men også at rike land er relativt sett mer produktive i den sektoren av økonomien som produserer internasjonalt handlede varer. I den delen som produserer goder til nytte i hjemlandet, er det større innslag av service, og på dette området er det vanskeligere å opparbeide seg teknologiske fortrinn på utlandet. Som norsk turist i et "fattig" land vil man derfor gjerne oppleve at prisnivået på tjenester og konsumvarer er relativt sett billige.

1.6 Monetær valutakursmodell (monetaristisk modell)

Standardmodell i tradisjonell internasjonal finans er den monetære valutakursmodellen. Dette er en strukturell modell; det vil si en modell som baserer seg på makroøkonomiske størrelser. Ettersom valutakursen er den relative prisforskjellen mellom to lands penger, antar man i modellen at valutakursen bestemmes av relativ tilbud og etterspørsel etter valutaen. I Frankel & Rose (1995) fremkommer den monetære valutakursmodellen som en modell basert på tre relasjoner:

$$\text{Pengemarkedslikevekt:} \quad (1.4)$$

$$\text{Kjøpekraftsparitet (PPP):} \quad (1.5)$$

$$\text{Udekket renteparitet (UIP):} \quad (1.6)$$

hvor: M_t er pengemengde på tidspunkt t ; P_t angir prisnivå; Y_t er realinntekt (reelt BNP); i_t er nominell rente; Δ er sjokk i pengeetterspørsel; α og β positive parametre; S_t er spot-valutakurs; v_t er avvik fra PPP; r_t er risikopremie; E_t er forventning på tidspunkt t . Små bokstaver (unntatt nominell rente i) betyr at variabelen er på log-form, og Δ angir at verdien er for utland.

Pengemarkedslikevektsrelasjonen bygger på kvantitetsteorien, som sier at pengenes verdi bestemmes av forholdet mellom pengemengde og reelt BNP (Mishkin, 2007). I modellen antas det at pengemarkedslikevektsrelasjonen for utland tilsvarende den for hjemland. Vi starter med å subtrahere utlandets pengemarkedslikevektsrelasjon med hjemlandets:

$$(1.7)$$

Ut i fra dette ser vi nå at prisforskjellen mellom hjemland og utland avhenger av forskjell i pengemengde, produksjon (reelt BNP), rente og eventuelle sjokk i pengeetterspørselen. Det kan antas enten faste eller rigide priser. Her anvender vi fleksible priser (se neste avsnitt for en diskusjon omkring en modellering med faste priser). Setter så inn fra kjøpekraftsparitet:

$$(1.8)$$

Siste ledd er nå å erstatte rentedifferansen i modellen, med relasjonen fra UIP. Ved å gjøre dette får vi:

(1.9)

Fundamentalfaktoren for en enkel monetær valutakursmodell med fleksible priser defineres som:

(1.10)

Ser da at vi har en modell for valutakursen, hvor kursen bestemmes av fundamentalfaktorene gitt i og forventet utvikling i valutakursen i kommende periode:

(1.11)

1.6.1 Valutakursmodell med rigide priser – Dornbuschs overshooting-modell

Den overnevnte monetære valutakursmodellen har en solid teoretisk forankring, men forutsetningen om fleksible priser har vært bestridt. Den amerikanske økonomen R. Dornbusch publiserte i 1976 en alternativ monetær valutakursmodell med rigide priser. Til forskjell fra modellen med fleksible priser, hvor en pengemengdeendring vil føre til en glatt og rask endring av prisene, vil en pengeendring i virkeligheten ikke gi en umiddelbar effekt på prisene. Dette er fordi prisene er rigide, og det tar en tid før de endres. På lang sikt vil det, ceteris paribus, ikke være forskjell mellom modellene da prisnivået i begge modellene vil tilpasse seg den nye pengemengden, slik at realpengemengden vil være lik. På kort sikt er det derimot store forskjeller. I Dornbusch sin modell vil prisene like etter en pengemengdeøkning bare så vidt starte å bevege seg oppover. På dette tidspunktet vil det derfor være en høyere realpengemengde. En økning i realpengemengden gir en større tilgang til penger, noe som fører til at prisen på penger, *rentene*, faller. Over tid vil prisene fortsette å stige; realpengemengden vil da gradvis falle tilbake og i takt med dette vil renten øke (The Economist, 1990).

Ettersom investorer er rasjonelle vet de at prisene på sikt vil stige fullt ut for å kompensere for pengemengdeøkningen, og at hjemlandets valuta vil depresiere fra utgangspunktet for pengemengdeendringen for å opprettholde kjøpekraftspariteten. Denne forventede depresieringen gjør at investorene nå krever høyere rente som kompensasjon for og fremdeles skulle sitte i fordringer denominert i hjemlandets valuta. Men, som vist ovenfor så har pengemengdeøkningen allerede ført til *lavere* rente. Dornbuschs overshooting-modell sier at for å gjenopprette likevekt må valutaen nå depresiere til et nivå under langtidsnivå, slik at det

oppstår en forventning om fremtidig appresiering. Investorene vil nå være tilfreds med å holde fordringer hjemlandets valuta, fordi den forventede appresieringen kompenserer for den lave renten. Valutakursen har altså fått en øyeblikkelig depresiering til et lavere nivå enn den senkede renten skulle tilsi, den har *undershootet*. I motsatt tilfelle med redusert pengemengde – hvor renten vil gå opp, vil valutakursen *overshootet* (The Economist, 1990).

Sammenhengen mellom realvalutakurs og realrenten, som er essensiell i Dornbusch sin modell grunnet de rigide prisene, illustrerer Frankel & Rose (1995) ved at man først trekker fra forventet differanse i hjemlandets og utlandets inflasjon i fra UIP:

(1.12)

Som kan forenkles til:

(1.13)

hvor: r^* og r er ex ante forventninger til realrente, hvor $r^* = r + \Delta r$; og s er realvalutakurs, definert som $s = \frac{P^*}{P}$.

Ligning 1.13 uttrykker at for at en investor skal være villig til å holde aktiva i begge land, må en eventuell forskjell i realrente mellom landene være matchet av en forventning om motsvarende endring i realvalutakurs. Videre antas det i modellen at realvalutakurs er forventet å gå mot langsiktig likevektsverdi, $s = 1$:

(1.14)

Ved å kombinere ligning 1.13 og 1.14, ser vi at det finnes en proporsjonalitet mellom nivåene på realvalutakurs og realrentedifferansen:

(1.15)

1.6.2 Valutakursmodell som prognose

Mange forsøk er gjort på å lage valutakursmodeller som skal brukes til prognoseformål. Dette har vist seg å være mye mer krevende enn å lage valutakursmodeller som forklarer historisk utvikling ex post. I 1983 publiserte Richard A. Meese og Kenneth Rogoff en studie som i ettertiden har blitt stående som en klassiker innenfor sitt område. Her sammenlignes prognoseegenskapene til flere forskjellige valutakursmodeller. Blant modellene som er med i studiet finner vi både monetær valutakursmodell med faste og med fleksible priser, i tillegg til ikke-strukturelle som univariat- og multivariatmodeller. Resultatet var slående. En random walk-modell gjorde det ikke dårligere enn noen av de andre til tider mye mer avanserte og sofistikerte valutakursmodellene. I undersøkelsen ble prognosene fra de forskjellige valutakursmodellene testet på tre horisonter (1, 6 og 12 måneder), på de tre valutakryssene USD/DEM, USD/GBP og USD/YEN (Meese & Rogoff, 1983).

Det har i ettertiden kommet undersøkelser som ikke har like negative resultater for anvendelse av monetære valutakursmodeller utenfor samplet. Gjennomgående for disse studiene er at random walk fremdeles dominerer på kort og mellomland sikt, men på lang sikt ser strukturelle valutakursmodeller ut til å kunne gi en bedre prognose (Frankel & Rose, 1995). Med begrunnelse i at mer avanserte modeller ikke engang dominerer random walk-modeller (utenfor sample) er det akademikere, som Frankel og Rose, som er tvilende på verdien av fortsatt hyppig tidsseriemodellering av valutakursmodeller. Det er ikke bare akademikere som produserer valutakursprognosemodeller, også banker publiserer prognoser for valutakursutviklingen. En undersøkelse gjort av Landberg og Tellesbø (2005) finner at også sammenlignet med prognosene til skandinaviske banker (inkluderer forskjellige valutapar over flere tidshorisonter), gjør en random walk-modell det bedre. Faktisk så finner de at i 65 % av tilfellene så gjør bankene det dårligere, og det konkluderes med at den beste valutakursprognosen er prognosen som sier at dagens valutakurs også er neste periodes valutakurs.

1.7 News

Løsningen i den monetære modellen (ref. ligning 1.11) kan skrives om til følgende uttrykk for den logaritmiske verdien til valutakursen (s) i kommende periode (t):

(1.16)

$$\frac{s_t}{s_{t-1}} = \frac{E_t(f_{t+1})}{E_{t-1}(f_{t+1})} \frac{E_{t-1}(f_{t+2})}{E_{t-2}(f_{t+2})} \dots \frac{E_{t-1}(f_{t+\infty})}{E_{t-1}(f_{t+\infty})}$$

Her er E_t forventningsverdien til fundamentalfaktoren (på log-form) på tidspunkt t , og α er diskonteringsfaktor i modellen.

Det dette uttrykket forteller oss, er at dagens valutakurs (s_t) er en funksjon av dagens fundamentalfaktorer (f_t) og neddiskonterte forventninger til fremtidige verdier av disse [$E_t(f_{t+1}), E_t(f_{t+2}), E_t(f_{t+3}) \dots E_t(f_{t+\infty})$]. På denne måten kan vi dermed se på valutakurser som en formuespris (*asset price*), hvis pris bestemmes av en rekke forskjellige variabler. Vi legger til grunn for denne modellen at markedet er *effisient*, det vil si at valutakursene til enhver tid er i samsvar med markedets oppfatning av verdien av fundamentalfaktorene.

I den monetære modellen, som er beskrevet over, var fundamentalfaktorene definert som pengemengde og realinntekt sett i forhold til utlandet. Det er derimot usannsynlig at valutakursen kun er gitt som en funksjon av disse, og derfor er det vanlig å inkludere flere faktorer blant fundamentalfaktorene. Dette kan for eksempel være oljepris, risikopremier, konjunkturutvikling, inflasjon, handelsbalanse etc. Det vil til enhver tid være en oppfatning av hvilke faktorer som er avgjørende for utviklingen i valutakursen, og hvordan disse faktorene er forventet å utvikle seg i fremtiden. Når det kommer ny informasjon om disse faktorene, vil dette kunne påvirke valutakursen dersom den nye informasjonen avviker fra markedets forventninger. Et eksempel på dette er informasjon fra Norges Bank om endret styringsrente. Dersom den endrede styringsrenten avviker fra rentebanen, vil dette innebære endrede forutsetningen for kronekursen, og dermed får vi sannsynligvis en endring i kronekursen som følge av endring i fundamentalfaktor. Hvis derimot den nye styringsrenten er i samsvar med den tidligere publiserte rentebanen, så er det mest sannsynlig at nye styringsrenten allerede er priset inn i valutakursen. Forskjellen mellom realisert verdi av fundamentalfaktorene (f_t) og forrige periodes forventning til disse [$E_{t-1}(f_t)$] omtales som *news*, og er definert som:

(1.17)

Etter denne modellen er det altså *news* som driver valutakursen. Denne måten å se på valutakurser gir et godt utgangspunkt for modellering av valutakurser, ettersom modellen sier at kursen bestemmes av et sett variabler, og at hver enkelt av disse kan påvirke valutakursen individuelt.

Virkingen av *news* har blitt testet i flere studier. (Faust, Rogers, Wang, & Wright, 2006) konkluderer med at uventet sterke kunngjøringer angående realøkonomisk aktivitet eller priser i USA fører til en kortsiktig appresiering av amerikanske dollar.

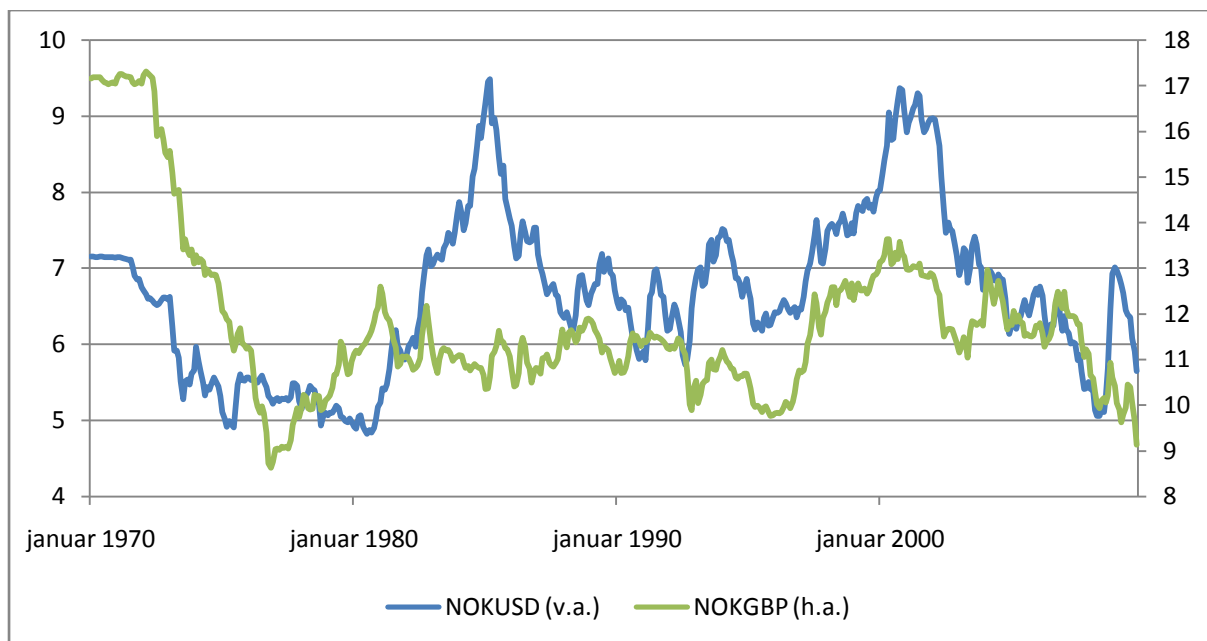
1.8 Realvalutakurs

Vi skiller mellom *nominell* valutakurs og *realvalutakurs*. Realvalutakursen er bytteforholdet mellom varer og tjenester produsert i et land i forhold til varer og tjenester produsert i et annet. Alternativt kan man si at realvalutakurs er den nominelle valutakursen justert for prisnivået mellom hjemland og utland. Både styrket nominell valutakurs og høyere prisvekst i hjemland vil derfor føre til realappresiering (en sterkere realvalutakurs). Realvalutakursen er viktig fordi den har direkte betydning for importen og eksporten i et land, og den er av betydning for konjunkturer og virkingen av makroøkonomisk politikk (Steigum, 2004). En realappresiering vil for eksportbransjen kunne bety svekket konkurranseevne, fordi det da blir relativt sett dyrere for utlendinger å kjøpe norske produkter. Svekkelsen av konkurranseevnen kan bety underskudd i utenrikshandelen, som igjen kan gi lavere aktivitetsnivå og lavere prisvekst her hjemme (Akram, Brunvatne, & Lokshall, Reelle likevektsvalutakurser, 2003).

Likevektsrealvalutakursen er den realvalutakursen som vil gi en stabil og balansert økonomisk utvikling. Denne balanseringen kan splittes i to; intern og ekstern. Intern balanse tilsier full utnyttning i hjemland av produksjonsfaktorer som arbeid og kapital, samt stabil utvikling i lønns- og prisnivå. Ekstern balanse betyr at driftsbalansen ovenfor utlandet er på et opprettholdbart nivå. Ved å sammenligne med likevektsrealvalutakurs, vil man kunne se om den faktiske realvalutakursen er for svak eller for sterk (Akram, Brunvatne, & Lokshall, Reelle likevektsvalutakurser, 2003).

2. Forklaringsvariabler bak kronekursutvikling

Som kjent er valutakurser sjelden stabile over tid, og historien har til tider vist veldig store svingninger i kursene. Valutakursene til de fleste industrialiserte land ble flytende etter kollapsen av Bretton Woods-regimet i 1973. Dette systemet gikk ut på at landene måtte opprettholde kursen på sine respektive valutaer (gjennom offisielle kjøp og salg), slik at kursen ikke devierte mer enn maksimalt én prosent fra kursmålet mot dollar. Landene kunne bare endre sine valutakurser dersom det var alvorlig ubalanse i utenriksregnskapet (The Economist, 1990). I figuren under vises kursen på norske kroner mot henholdsvis amerikanske dollar og britiske pund. Helt til venstre på grafene ser vi hvordan kursen ble holdt tilnærmet fast den siste tiden under Bretton Woods, og hvordan kronen etter dette begynte å fluktuere. Norsk pengepolitikk hadde helt fram til 2001 et mål om stabil kronekurs mot en valutakurv (vektet indeks mot handelspartnere), men det er tydelig ut ifra figuren at dette ikke alltid har vært en enkelt oppgave. Det er helt klart at det er sterke krefter som påvirker valutakursen.



Figur 2.1: Utvikling i NOK/USD og NOK/GBP de siste 40 år.

Vi vil i denne delen av oppgaven gi en beskrivelse av hvilke spesifikke faktorer som kan tenkes å ha hatt størst innvirkning på utviklingen i kronekursen de siste ti år. De valgene vi har gjort vedrørende hvilke bestemte faktorer som er tatt med, er i hovedsak basert på tidligere empiriske undersøkelser av lignende type som vår oppgave (se for eksempel

Bernhardsen (2008), Bjørnstad og Jansen (2007), Naug (2003) og Bernhardsen og Røisland (2000)). Samtidig som vi har tatt hensyn til hvilke faktorer som er valgt i tidligere forskning, har vi også foretatt våre egne vurderinger ut ifra fagkunnskaper vi har tilegnet oss gjennom studietiden

Vi starter med å beskrive hvilken betydning rentenivå og forskjell i rentenivå mot utlandet kan ha for den norske kronen. Nærmere vil vi se på hvordan renteforskjeller åpner for en spesiell investeringsstrategi kalt ”carry trade”. Videre vil vi gå inn på hvordan endringer oljeprisen gir utslag i valutakurser. Dette gjøres gjennom en beskrivelse av oljeprisens utvikling de siste år, samt hvilke transmisjonsmekanismer som fører til utslag i kronekursen. Spesielt er det viktig å klarlegge hvordan svingninger i oljeprisen virker inn på norsk økonomi som helhet.

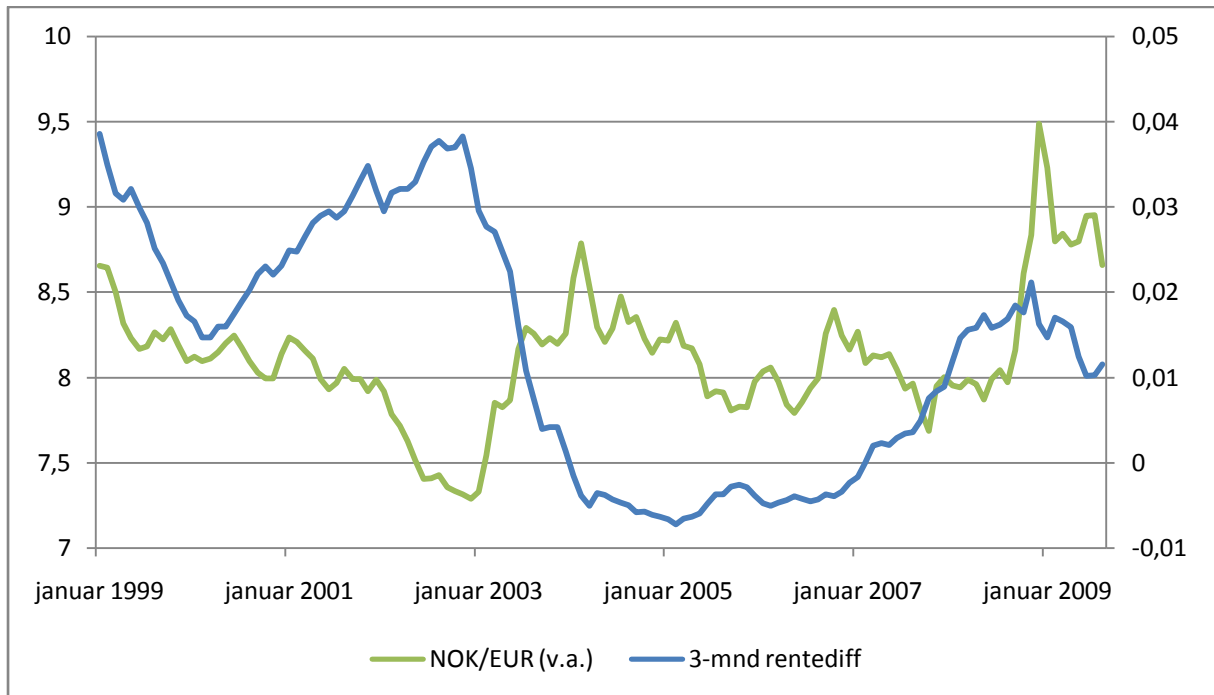
Til sist ser vi på forhold i aksjemarkedene som kan tenkes å ha innvirkning på valutakurser. Herunder utvikling i aksjekurser, betydningen av såkalte ”trygge havner” i valutamarkedet, samt hvordan volatilitet og usikkerhet i aksjemarkedene kan tenkes å føre til endrede investeringsstrategier som igjen har betydning for valutakurser.

2.1 Renteforskjeller

Av de forskjellige forklaringsfaktorene på valutakursen, er kanskje den mest intuitivt enkle renteforskjeller. Økt rente innenlands gjør det normalt mer attraktivt å kjøpe fordringer i norske kroner og redusere krongjeld. Dermed styrker kronen seg. Redusert rente vil motsatt normalt gi lavere etterspørsel etter kroner og svakere kurs (Gjedrem, 2001).

Om vi studerer utviklingen for kronekursen sammen med rentedifferansen de siste ti årene, er det også godt mulig å se en sammenheng (se figur 2.2). Etter endringen av valutakursregime fra fast til flytende valutakurs i 2001, er det tydelig at i flere perioder går en endring i rentedifferanse sammen med endret valutakurs. I perioden 2001 til 2003 økte rentedifferansen mot utlandet (viktigste handelspartnere) mye. I den samme perioden hadde vi en sterkt appresierende kronekurs. Det påfølgende året kan vi se at det motsatte skjer; rentedifferansen synker kraftig (fra rundt fire prosentpoeng til under null), mens kronekursen i samme periode depresierer mye (fra rundt 7,5 til over 8,5 NOK/EUR). En annen observasjon som det kan være verdt å merke seg, er at sammenhengen blir mindre tydelig etter 2005. I denne perioden er rentedifferansen så lav at det kan tenkes at effekten av rentedifferansen derfor blir mindre.

Hvis rentenivået på fordringer i norske kroner for utenlandske investorer kun gir en marginal rentegevinst, så er det sannsynlig at oppmerksomheten om rentedifferansen blir mindre. Det vil da gjerne være andre faktorer som virker mye sterkere inn på kronekursen enn rentedifferansen.



Figur 2.2: Kurs NOK/EUR og 3-måneders rentedifferanse mot utlandet (vektet med Norges viktigste handelspartnere).

Vi har tidligere beskrevet teorien om udekket renteparitet. En konsekvens av denne teorien er at en høyrentevaluta forventes å depresiere i forhold til en lavrentevaluta. Dette er fordi en investor i teorien skal være indifferent mellom å holde den ene eller den andre typen valuta, uansett hvor stor renteforskjellen mellom valutaene er. La oss anta at Norges Bank plutselig og uventet øker styringsrenten kraftig, og at det med dette oppstår en vesentlig renteforskjell mot utlandet. Ut ifra teorien om udekket renteparitet skal da norske kroner depresiere på lengre sikt. For at dette skal skje vil kronekursen på kort sikt appresiere, slik at det blir rom for den langsiktige forventede depresieringen. Vi vil altså kunne forvente å få et ”hopp” i kronekursen hvis renteforskjellen plutselig øker. Som tidligere vist er ikke denne teorien fullstendig holdbar når man ser på empiri på området, men det er i alle fall en tendens til at høyrentevalutaer opplever en depresierende kronekurs.

2.1.1 Carry trade

Rentedifferanse regnes som en av de viktigste fundamentalfaktorene for valutakursen. En investeringsstrategi som tar sikte på å utnytte renteforskjeller kalles *carry trade*. Denne strategien går i sin smaleste form ut på å låne opp i en valuta med lave renter (*fundingvaluta*), og å investere i en valuta med høye renter (*target valuta*). Hvis target valuta ikke depresierer mot fundingvalutaen over investeringsperioden, så tjener investor minst rentedifferansen (Gyntelberg & Remolona, 2007). Dette er en dermed en strategi som bygger på at udekket renteparitet *ikke* holder; investor forventer at den positive rentedifferansen ikke vil bli motsvart av en tilsvarende depresiering i target-valutaen. I en bredere form faller også enkle strategier som når Ola Nordmann velger å plassere deler av formuen sin i land med høyere renter inn under carry trade-begrepet. Dette viser at man ikke må låne seg opp i kapital for å drive carry trade (Frankel, Jeffrey A., 2007). Strategien ser ut til å være ettertraktet bare når rentedifferansen er stor nok til å kompensere for den risikoen man tar ved å plassere i den utenlandske valutaen (Gyntelberg & Remolona, 2007). Dette kan være konsistent med at rentedifferansen ser ut til å ha hatt mindre innvirkning på kronekursen etter 2005, da rentedifferansen stort sett har vært lav. Carry trade har de siste årene økt betydelig i popularitet, og det er tydelig at markedet har oppfattet at udekket renteparitet ikke alltid holder særlig godt. Avkastningen har til tider vært veldig god; fra januar 2001 til september 2007 var for eksempel den årlige avkastningen i carry trade-posisjonen japanske yen som fundig og australske dollar som target hele 12,5 %. Forholdet mellom avkastning og risiko har også vært veldig fordelaktig i dette markedet (Gyntelberg & Remolona, 2007).

2.1.2 Reversering av carry trade

Når økonomien går inn i en nedgangskonjunktur vil rentene begynne å falle, og det vil også ofte være en forventning i markedet om videre rentenedgang. Carry trade er som beskrevet ovenfor, investering i fordringer denominert i valutaer med høyere rente. Når hele eller deler av den positive rentedifferansen forsvinner er det ikke lenger attraktivt for investorene å sitte i carry trade-posisjoner. Carry trade har grunnet den høye risikoen blitt sammenlignet med å plukke mynter foran en dampveivals (The Economist, 2007). Etter en lengre periode med god avkastning, vil en forventning om reduserte renteforskjeller føre til at investorene vil ut av valutaen. Denne flukten er livsfarlig, fordi den fører til en stor og plutselig depresiering av valutaen investorene har plassert i (eventuelt en appresiering av fundingvalutaen).

Det er ingen som vet nøyaktig hvor stort carry trade-markedet er, og tallet vil trolig variere stort etter som hvor bredt man definerer carry trade. Det som er sikkert er at det er et enormt marked, som involverer alle typer aktører over hele verden. I en kommentar hevder Nouriel Roubini, mannen som hevder han forutså finanskrisen, at aktivallyet vi så fra mars 2009 og en i lengre periode fremover, har vært drevet av det han kaller ”the mother of all carry trades”. Amerikanske FED har holdt rentenivået nede, og er ventet å fortsette med det i lang tid fremover. Dette har ført til at investorer har gått kort i USD (den amerikanske dollaren har falt kraftig i perioden som Roubini beskriver), og lang i fordringer denominert i andre valutaer (Roubini, 2009). Om Roubini har rett i sin beskrivelse eller ikke lar vi være usagt, men det som er sikkert er at carry trade (med tilhørende reversering), er gjennom sitt enorme volum og spredning i de internasjonale finansmarkedene drivere av valutakurser både direkte (valutahandel), og indirekte gjennom påvirkning på faktorer som driver valutakursene.

2.2 Oljepris

Det synes å være en oppfatning om at det er en sammenheng mellom endring i valutakurser og oljeprisen. Når det gjelder hvilken vei sammenhengen mellom oljepris og kronekursen går, er det sannsynlig at den norske kronen er en for liten valuta til å kunne påvirke oljeprisen i noen særlig grad. Dersom det kan påvises en empirisk sammenheng mellom oljepris og kronekurs, så antar vi derfor at det er oljeprisen som påvirker kronekursen, og ikke motsatt.

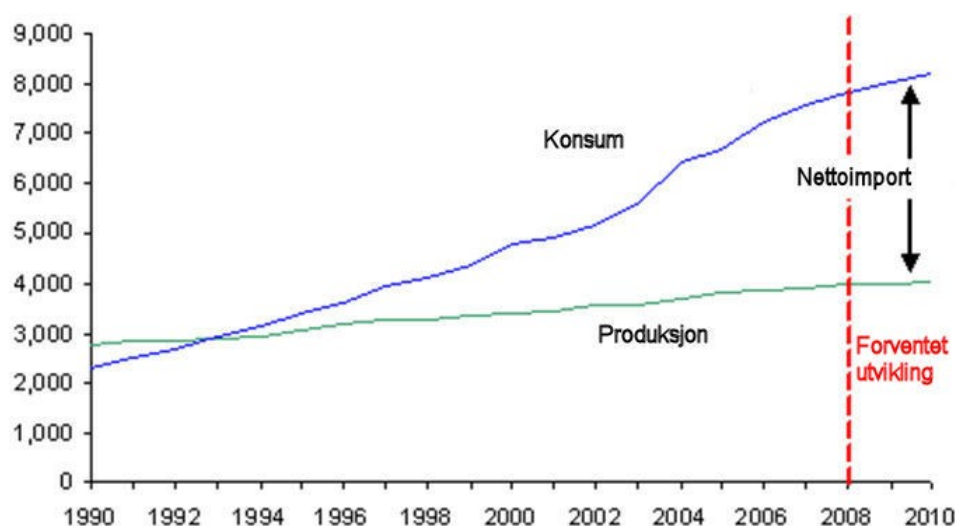
2.2.1 Utvikling i oljeprisen

Oljeprisen bestemmes i det internasjonale markedet for oljehandel. Her handles det olje av forskjellige kvaliteter, i både spot- og terminmarked. Driverne bak oljeprisen er både fundamentale faktorer som tilbud og etterspørsel på verdensmarkedet, og mer finansielle forhold som rentenivåer og prisen på dollar (Akram & Vinje, Oppgangen i oljeprisen - fundamentale og finansielle faktorer, 2008). Tall fra det Amerikanske Energidepartementet viser at etterspørselen totalt sett toppet seg første kvartal 2008, med en etterspørsel på 86,5 millioner fat pr dag (US Departement of Energy, 2009). Etterspørselen har etter dette falt litt tilbake, og er nå på et lavere nivå enn det var i 2005. Tabellen under viser oljeetterspørselen på verdensbasis, de seneste årene. Tallene er i millioner fat pr dag:

2005	2006	2007	2008				2009			
Årlig snitt			Kvartal				Kvartal			
			1	2	3	4	Årlig snitt	1	2	3
83.98	84.90	85.94	86.50	85.90	85.21	84.25	85.46	83.05	82.90	na

Tabell 2.1: Oljeetterspørsel på verdensbasis. Kilde: (US Departement of Energy, 2009).

Et økt forbruk på verdensbasis, trekker med seg etterspørselen opp. Veksten i fremvoksende økonomier de siste årene har bidratt til en høy etterspørsel etter olje. Her har industrialiseringen og den stadig økende velstanden ført til et voksende behov for energi. I spissen for disse fremvoksende landene står Kina (Akram & Vinje, Oppgangen i oljeprisen - fundamentale og finansielle faktorer, 2008). Figuren under viser tydelig det voksende behovet for olje i Kina, og hvor stort nettoimportbehovet er:



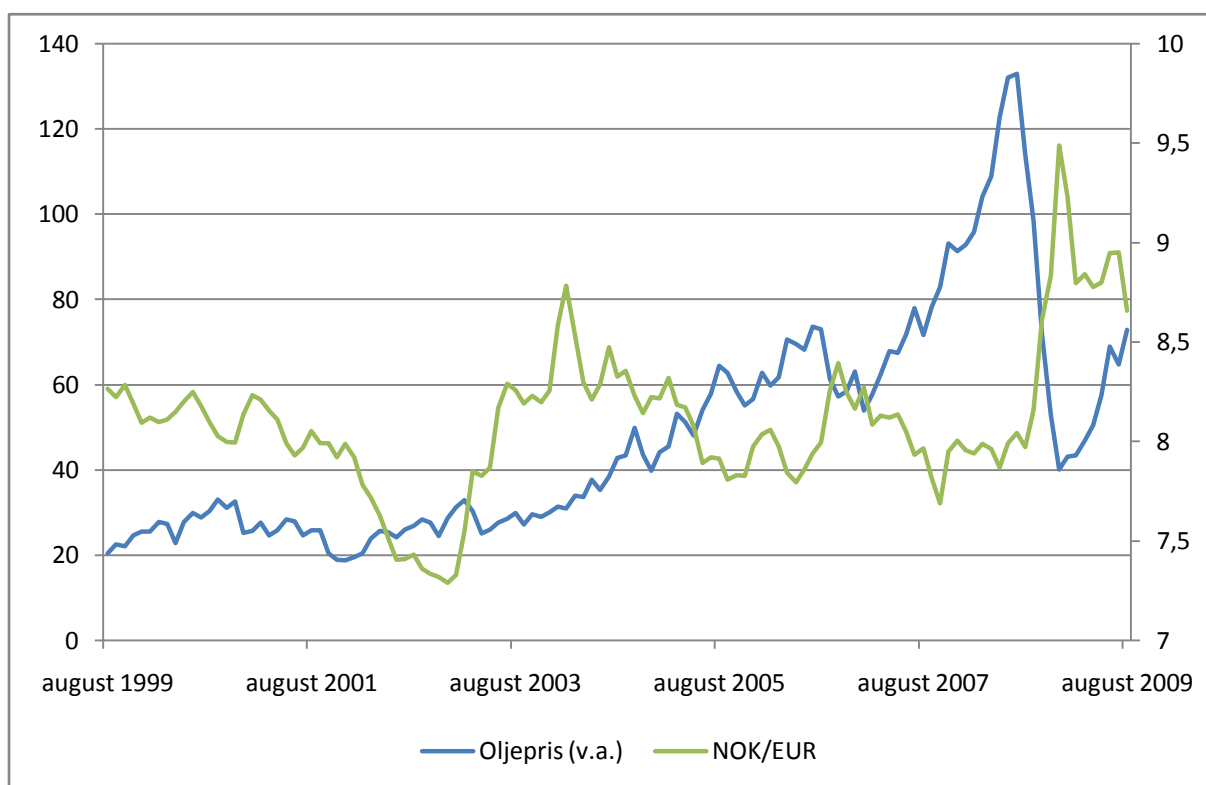
Figur 2.3: Kinas produksjon og konsum av olje de siste 19 år. Kilde: (US Departement of Energy, 2008)

USA har det klart største forbruket av olje i verden, med nesten 20 millioner fat per dag. Av dette er omkring 11 millioner importert, dette gjør også USA til den klart største importøren av olje (Japan er nest største med i underkant av 4,5 millioner fat per dag) (US Departement of Energy, 2009). Ut i fra dette kan vi forstå at den økonomiske tilstanden i USA uttrykt ved dagens produksjon og forventet produksjonsutvikling fremover, i gjennom etterspørselskanalen er en viktig faktor for oljeprisen.

Det er uklart hvilken vei sammenhengen mellom oljepris og dollarkurs går. På 80-tallet lanserte økonomen Paul Krugman en teoretisk forklaring på dette. I følge Krugman så skal den inntektsoverføringen en oljeprisøkning gir fra oljeimporterende land (I-land) til oljeeksporterende land (X-land), kunne føre til en bevegelse i dollarkursen. En eventuell

bevegelse avhenger av hvordan X-land disponerer den økte inntektsoverføringen gjennom fordelingen av varekjøp og porteføljeinvesteringer. Dersom X-land kanalisere pengene tilbake til de oljeimporterende landene gjennom varekjøp, vil det være liten effekt på dollarkursen. Dersom X-landene derimot har preferanser for å holde fordringer denominert i dollar, vil dette på kort sikt gi en appresiering av dollarkursen. På lang sikt er det ventet at effektene er mindre, fordi den relative investeringspreferansen til X-landene faller over tid. Som Krugman påpeker er det derfor den relative importpreferansen til X-landene som er betydelig på lang sikt (Krugman, 1980). Empiriske undersøkelser har gitt stridende forklaringer på hvilken vei sammenhengen mellom oljeprisen og dollaren går. Det kan også tenkes at sammenhengen faktisk skifter retning over tid. I en analyse gjort sommeren 2008 argumenteres det for at det i perioden inn mot publiseringen av analysen var dollaren som beveget oljeprisen (Romstad, 2008).

Oljeprisen har de siste tiårene steget kraftig. I januar 1999 lå oljeprisen rundt 10 dollar. Frem til slutten av 2000 steg den jevnt, men falt da tilbake. Dette var i tiden perioden det smalt i IT-boblen (dot.com-krasjet). Oljeprisen mangedoblet seg deretter frem til den juli 2008 nådde rekordnotering på over 145 dollar fatet. Etter dette falt prisen brått tilbake utover høsten. I tid sammenfaller dette med fallet på verdens børser som vi opplevde under finanskrisen. Fra 2009 har oljeprisen tatt seg opp, men det er fremdeles langt igjen til toppnoteringen fra sommeren 2008. Figuren under viser utviklingen i oljeprisen siste 10 år, og NOK/EUR-kursen i samme periode. En lavere verdi indikerer en appresiering av NOK.



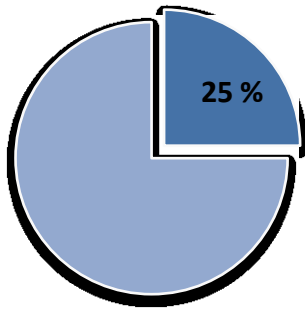
Figur 2.4: Oljepris og kurs på NOK/EUR de siste 10 år.

Ut ifra figuren ser det ut til at det er en viss samvariasjon mellom kronkursen og oljeprisen. I flere perioder hvor oljeprisen styrker seg, kan man også se en appresiering av norske kroner, og motsatt der hvor oljeprisen synker. Men det er likevel ingen entydig sammenheng, og i perioder ser sammenhengen ut til å være uklar og skiftende.

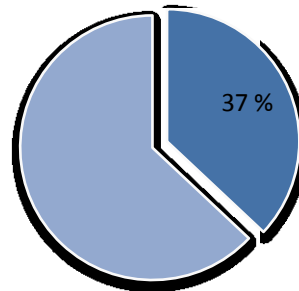
2.2.2 Hvorfor påvirker oljeprisen kronkursen?

Norge er et land hvor en stor andel av statens inntekter kommer fra petroleumsvirksomhet. I 2007 var disse inntektene samlet sett på 384 milliarder kroner, noe som tilsvarer ca 37 % av statsbudsjettets samlede inntekter (Finansdepartementet, 2008). Svingninger i oljeinntektene vil potensielt kunne slå sterkt ut på konjunkturutviklingen i Norge, hovedsakelig ut ifra to forhold. For det første er det slik at høyere oljeinntekter øker landets formue gjennom skatteinntekter og eiendeler i oljesektoren, noe som gjør at det er mulig for politikerne å øke offentlige utgifter, det vil si, føre en ekspansiv politikk. For det andre så fører en sterk oljepris til at flere prosjekter i oljesektoren blir lønnsomme, hvilket øker investeringene. Begge disse effektene fører til økt etterspørsel, og legger således et press på økonomien.

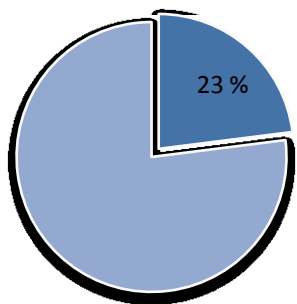
Petroleumssektorens andel av BNP



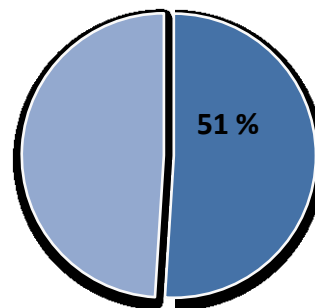
Petroleumssektorens andel av statens inntekter



Petroleumssektorens andel av totale investeringer



Petroleumssektorens andel av total eksport

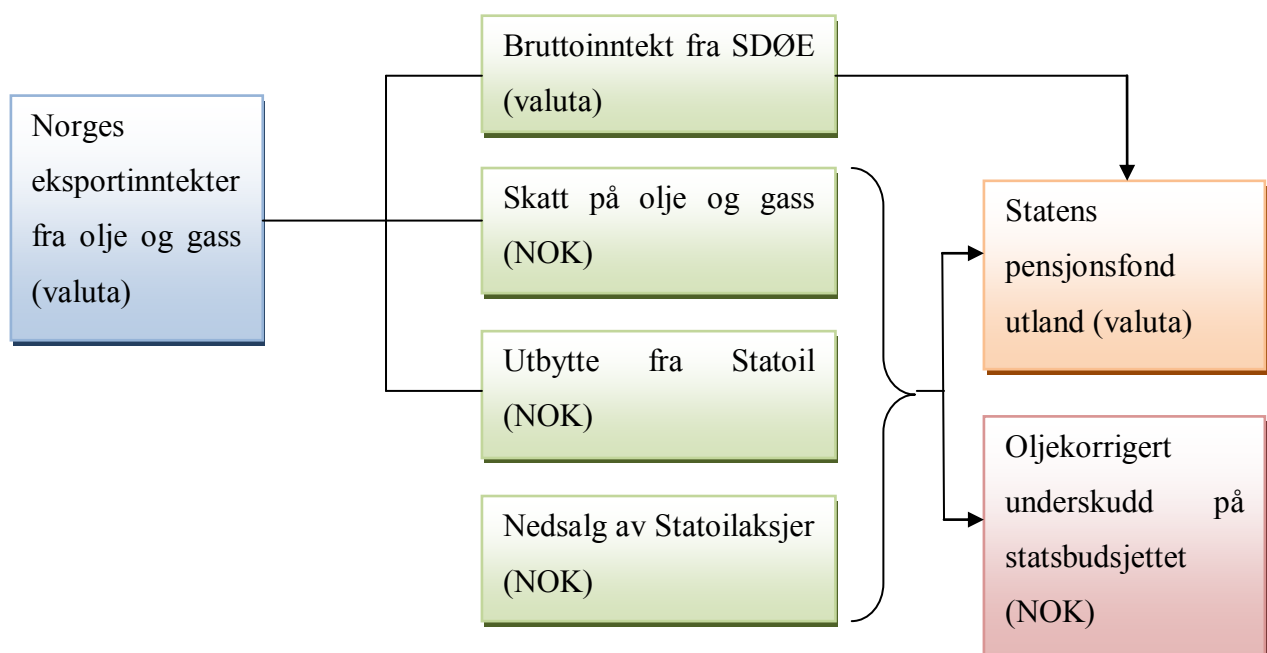


Figur 2.5: Petroleumssektorens relative størrelse. Kilde: (Skancke, 2009)

For å hindre at oljeinntektene gir store konjunktursvingninger, foreligger det retningslinjer for bruken av disse inntektene, kjent som *handlingsregelen*. Denne innebærer at bruken av petroleumsinntekter, målt ved det strukturelle, oljekorrigerede budsjettunderskuddet, over tid skal være lik forventet realavkastning av Statens pensjonsfond – Utland (SPU) (Finansdepartementet, 2008). Realavkastningen er satt til fire prosent. Siden bruken *over tid* skal tilsvare realavkastningen, betyr dette at bruken av oljepengene kan justeres opp eller ned; i nedgangskonjunktur kan bruken av oljeinntekter økes, mens det brukes mindre når økonomien går bedre. Kontantstrømmen fra en økning i oljeprisen skal tilflyte SPU og plasseres i utlandet slik at en eventuell økning i oljeprisen ikke påvirker statsbudsjettet i særlig grad, og dermed vil den økte kontantstrømmen ikke påvirke den innenlandske økonomien. Tilsvarende vil heller ikke en nedgang i oljeprisen slå ut innenlands, men i en lavere oppbygging av fordringer på utlandet. Oljefondet fungerer på denne måten som en

støtpute mot forstyrrelser (Bergo, 2004). Denne praksisen gir altså en jevn innfasing av oljeinntektene, noe som har en stabiliserende effekt på kronekursen ved svingninger i oljeprisen. De potensielt store utslagene endret oljepris ville kunne hatt på kronekursen blir altså mer eller mindre nøytralisert.

Systemet med innfasing av oljeinntekter gjennom SPU ("petroleumsfondmekanismen") vises i Figur 2.6 under. Som illustrert kommer inntektene til staten fra oljevirkksomheten både i form av norske kroner og valuta. SDØE står for Statens direkte økonomiske engasjement; inntektene her kommer fra det faktum at staten har direkte eierskap i ca en tredel av oljereservene. Siden olje selges i dollar, er det aller meste av disse inntektene i valuta. Denne valutaen overføres til Norges Bank. Som alle andre skatter, blir skattende fra oljevirkksomheten betalt i norske kroner. Det samme gjelder for utbytte og eventuelle salg av aksjer i Statoil. Mye av de inntektene som kommer i form av norske kroner blir brukt til å dekke det oljekorrigerede underskuddet på statsbudsjettet, resten blir vekslet om til valuta ved at Norges Bank daglig kjøper valuta i markedet, både fra norske og utenlandske banker. Inntektene til SPU i form av valuta kommer altså fra to forskjellige kanaler; de direkte valutainntektene gjennom SDØE, og gjennom Norges Banks daglige kjøp av valuta (Fidjestøl, 2007).



Figur 2.6: Petroleumsfondmekanismen (kilde: Norges Bank)

En økning i oljeprisen, vil gi staten et økt driftsoverskudd. Normalt vil et større driftsoverskudd gi en høyere netto etterspørsel etter innenlandsk valuta, ettersom utenlandsk valuta ville måtte veksles om. På grunn av at det meste av oljeinntektene i Norge tilfaller det omtalte petroleumsfondet, så vil derimot ikke balansen i valutamarkedet forstyrres, ettersom pengene investeres i utenlandske verdipapirer. De vil dermed ikke påvirke balansen i det norske valutamarkedet direkte. Også oljeselskapene holder hoveddelen av sin finanskapital i utenlandsk valuta, og økte inntekter i selskapene fører derfor til større kapitalutgang.

Til tross for at vi har denne ”støtdemperen” mot konjunktursvingninger fra oljeprisen, så kan vi altså observere en viss korrelasjon mellom kronkursen og oljeprisen (Solheim, 2008). Hva kan årsaken til dette være?

Ifølge økonomisk teori vil en varig økning i oljeprisen for et oljeeksporterende land som Norge gi et gunstigere bytteforhold overfor utlandet; vi må eksportere mindre for å importere de varene vi trenger, og Norges fordringer på utlandet øker. Generelt finner man en positiv sammenheng mellom oljeprisen og aktivitetsnivået i Norge. Denne positive sammenheng er en effekt som går gjennom flere kanaler. En økning i oljeprisen gir ikke bare en økning i statsinntektene i dag, det øker også den forventede fremtidige verdien av oljereservene. Denne forventede økte formuen gir forventninger om økt bruk av oljepenger i fremtiden, siden handlingsrommet ut ifra handlingsregelen blir større. Det vil altså bli mulig å benytte seg av et større underskudd på statsbudsjettet når man korrigerer for bruk av oljeinntekter. En annen årsak til økt aktivitetsnivå er den tidligere nevnte investeringsoppgangen i oljesektoren som gjerne følger en økt oljepris. Mange av disse investeringene skaper økt produksjon, flere arbeidsplasser og høyere lønninger på fastlandet, spesielt innen oljeservicenæringen. Det er også sannsynlig at verdien av selskaper på Oslo Børs som driver innen oljerelatert virksomhet øker sin markedsverdi grunnet høyere priser på olje og gass, hvilket igjen kan tenkes å påvirke den generelle adferden i befolkningen i retning av økt investering og konsum, og redusert sparing. Det er stor grunn til å tro at dette økte aktivitetsnivået i økonomien driver den nominelle kronkursen oppover (Solheim, 2008).

Høyere oljepris har altså en ekspansiv effekt på aktivitetsnivået i Norge, grunnet vår posisjon som oljeeksportør. Høyere oljepris kan derfor lede til en sterkere realvalutakurs, mens et fall i oljeprisen på samme måte kan medføre svakere realvalutakurs. Det er et poeng her at ulike penge- og finanspolitikk i hjemlandet og utlandet kan sees på som asymmetriske sjokk. For eksempel vil innfasing av oljeinntekter over statsbudsjettet gi norsk økonomi positive

etterspørselsimpulser i flere år fremover. Dette vil isolert sett kunne bidra til prispress og sterkere realvalutakurs (Akram, Brunvatne, & Lokshall, Reelle likevektsvalutakurser, 2003). En realappresiering av den norske kronen kan ta form på to forskjellige måter. Det første alternativet er at inflasjonen øker. Dette er derimot lite sannsynlig, ettersom Sentralbanken setter styringsrenten etter et inflasjonsmål². Hvis inflasjonsstyringen er troverdig, så fordrer dette at en realappresiering av kronen vil skje ved en nominell valutakurstigning. Dermed er det altså sannsynlig at en økning i oljeprisen, gjennom økte oljeinntekter og dermed høyere aktivitetsnivå i økonomien, vil gi en nominell appresiering av den norske kronen.

Torvik (2003) argumenter for at oljeinntekter representerer en valutagave, ved at oljen vi selger gir oss valutainntekter som vi kan bruke til import. En slik valutagave medfører at vi kan opprettholde et høyere konsum av konkurranseutsatte varer enn den mengde vi selv produserer. De økte konsummulighetene gjør at konsumentene ønske å konsumere mer av både konkurranseutsatte og skjermede varer. Ved hjelp av en modell for produksjons- og konsummuligheter viser han at bruk av oljeinntekter vrir produksjonen i retning av mindre produksjon av konkurranseutsatte varer, og mer produksjon av skjermede varer³. Skjermede varer blir dermed dyrere enn konkurranseutsatte varer, og dette tilsier at realvalutakursen har appresiert. For å ha likevekt med innfasing av oljeinntekter må altså realvalutakursen appresiere. Oppsummert er argumentet altså at dersom vi på et gitt tidspunkt øker bruken av oljeinntekter, vil det være nødvendig med en realappresiering for å opprettholde markedsbalanse; økt etterspørsel krever økt produksjon av skjermede varer, noe som igjen gir en realappresiering (Torvik, 2003).

2.3 Aksjemarkedet

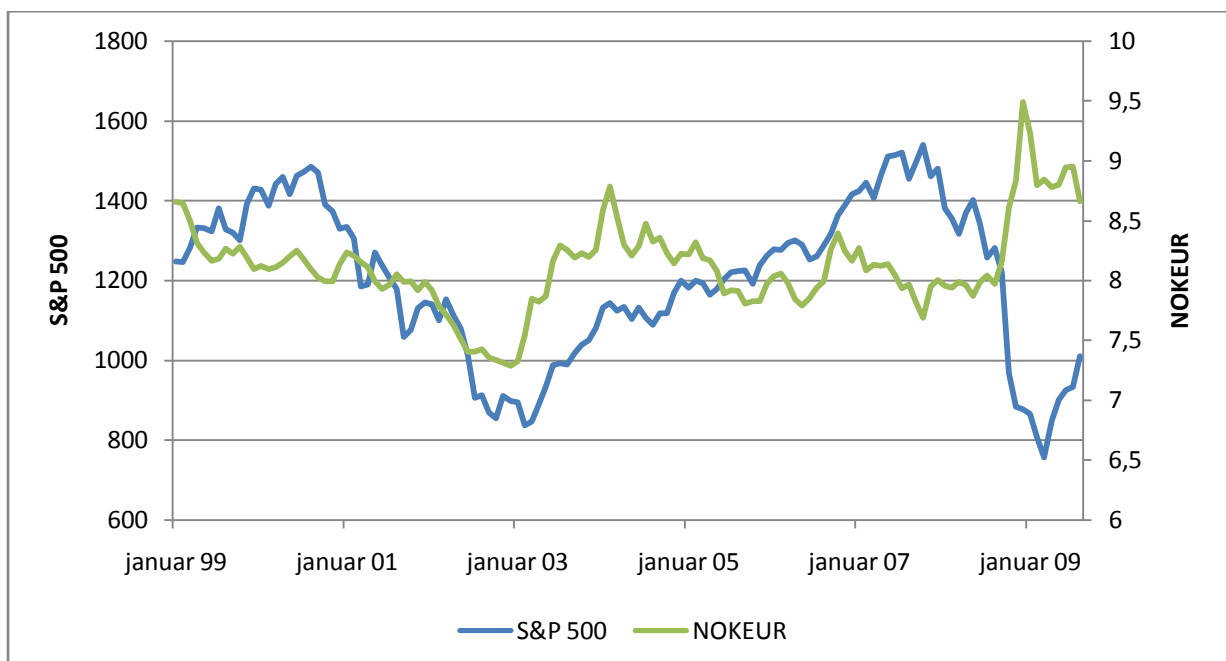
Det er en utbredt oppfatning at utviklingen i aksjemarkedet har innvirkning på valutakurser, og empiriske undersøkelser viser at dette er tilfelle også for norske kroner. Naug finner i en undersøkelse av hvilke faktorer som påvirker kronekursen, at en kombinasjon av positiv renteforskjell, børsfall ute og lavere forventede svingninger mellom hovedvalutaene kan forklare mer enn halvparten av kronestyrkingen fra mai 2000 til januar 2003 (Naug, 2003).

² Regjeringen ga 29. mars Norges Bank et nytt operativt mandat for gjennomføringen av pengepolitikken. Norges Bank skal sette renten med sikte på lav og stabil inflasjon. Inflasjonsmålet er satt til 2½ prosent.

³ En gjennomgang av denne modellen er gitt i (Torvik, 2003). Vi vil ikke gå nærmere inn på modellen i denne oppgaven.

Det ble videre funnet at kronkursen var sterkt korrelert med amerikanske aksjekurser (målt ved S&P 500-indeksen) i den samme perioden.

Nedenfor vises utviklingen i aksjemarkedet, målt ved S&P 500-indeksen⁴, og kursen på norske kroner mot euro de siste ti år. Som forventet ser det ut til å ha vært en sammenheng i store deler av tidsrommet. Spesielt gjelder dette for perioden mellom 2001 og 2007, hvor det ser ut som en nedgang i aksjemarkedet fører til en styrking av kronkursen, og omvendt. Etter 2007 kan det derimot virke som om sammenhengen skifter retning; at en nedgang i aksjemarkedet fører til en svekkelse av kronkursen. Uansett; det virker å være lite tvil om at kronkursen er noe korrelert med utviklingen i aksjemarkedet. Hva kan være mulige forklaringer på dette?



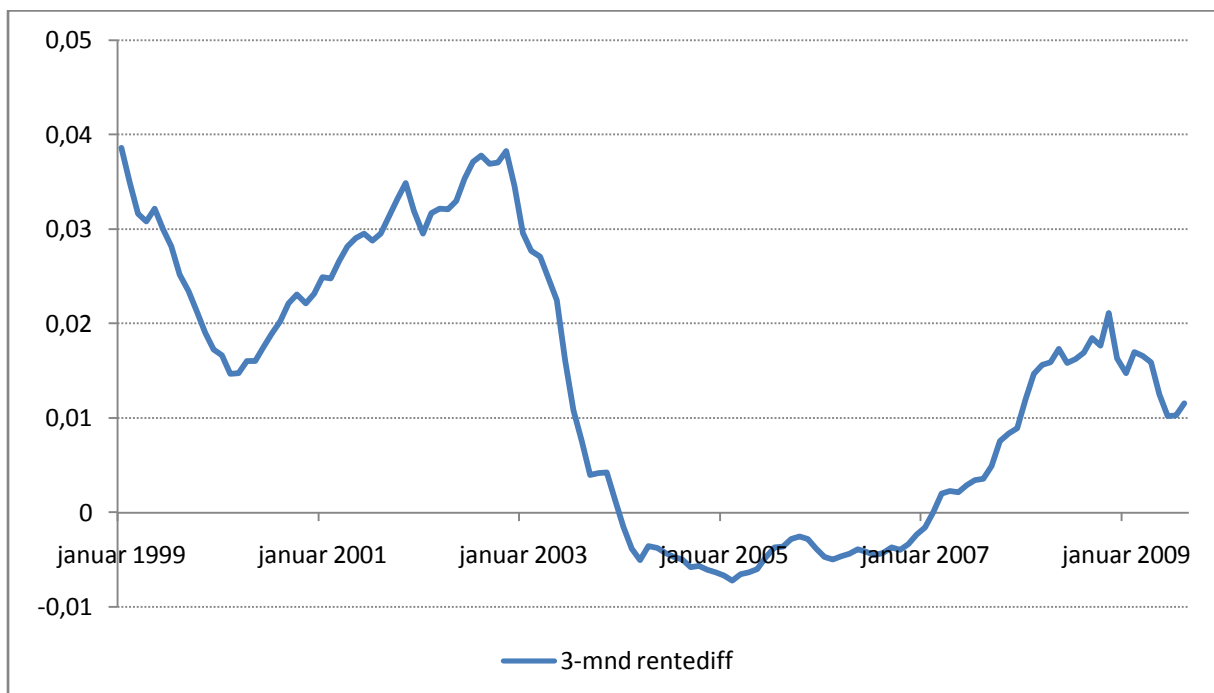
Figur 2.7: Utviklingen i S&P 500-indeksen (seks måneders glidende gjennomsnitt, for å fjerne mindre svingninger/støy) og NOK/EUR-kursen de siste ti år (Kilde: Norges Bank).

En investor vil alltid sammenligne flere forskjellige investeringsalternativer for å finne den mest lønnsomme porteføljen. Om man plasserer kapital i aksjemarkedet eller i valuta, eller et annet sted, kommer an på hvilken av disse investeringene man forventer gir mest avkastning. Aksje – og valutamarkeder kan altså på en måte sees på som ”konkurrerende” investeringsalternativer. Når det går dårlig i aksjemarkedet blir mange investorer skeptiske til

⁴ Vi bruker den amerikanske S&P 500-indeksen som et mål på aksjemarkedsutvikling i denne oppgaven. S&P 500 er en vektet indeks på 500 ”large-cap” aksjer handlet i stor skala i USA. Indeksen regnes som et mål på amerikansk økonomi, og brukes gjerne som en ledende indikator.

avkastningsmulighetene i aksjemarkedet, og blir derfor mer tilbøyelige til å investere i valuta. Særlig dersom man ser på en høyrentevaluta, så kan det tenkes å være en markant sammenheng. Når aksjekursene har falt i en periode, er det altså en tendens til at investorene blir mer forsiktige og skeptiske til mulighetene for avkastning i aksjemarkedet. Det blir da mer interessant å plassere en større del av porteføljen i rentebærende papirer.

En antatt forutsetning for at investorer skal vri sin investeringsstrategi i retning av mer valutainvesteringer er at den aktuelle valutaen tilbyr en relativt sett høy rente. Som vist i grafen under så har norske kroner i størsteparten av den siste tiårsperioden hatt en positiv renteforskjell mot handelspartnere⁵. Rentedifferansen har til tider også vært veldig høy. Norske kroner har derfor fremstått som attraktive i denne sammenhengen, slik at fallende aksjekurser i perioder har ført til appresiering av norske kroner.



Figur 2.8: tremåneders rentedifferanse mot 25 viktigste handelspartnere.

En annen grunn til at det kan være en sammenheng mellom utviklingen i aksjekurser og valutakurser, er at investering i enkelte valutaer blir sett på som *trygge havner* (*safe havens*). I dette kan det ligge en mulig forklaring på at sterkt fallende aksjekurser under finanskrisen den siste tiden, har gått sammen med en svekkelse av den norske kronen.

⁵ Rentedifferansen er NIBOR målt mot et veid gjennomsnitt av tremånedersrentene hos Norges 25 viktigste handelspartnere.

2.3.1 Valutamarkedets trygge havner

I tider preget av finansiell uro vil mange investorer søke til tryggere kapitalplasseringer. Faktorer som kjennetegner slike tryggere plasseringsmuligheter er lavere historisk volatilitet og mer likviditet i omsetningsmarkedet for aktivumet. I valutamarkedet har det oppstått et uttrykk for slike kapitalplasseringer; *trygge havner*. Når det blåser opp til storm i de finansielle markedene, vil investorene trygge sin kapital og søke ly i trygge havner. Ved å gjøre dette gis det ofte avkall på en positiv rentegevinst, men den svekkede risikoappetitten gjør at man kompenseres for den tapte rentefordelen med mindre usikkerhet. En undersøkelse gjort av Flatner i 2009 viser klare tendenser til eksistensen av slike trygge havner under finanskrisen som brøt ut sommeren 2007. Tradisjonelt har japanske yen, amerikanske dollar og sveitsiske franc blitt oppfattet som trygge havner i turbulente tider. Det har vist seg gjennom en styrking av valutaen når uroen tiltar, og en svekkelse når ting normaliseres. Motsatt har vi valutaer som svekker seg i urolige tider, men styrker seg når urolighetene legger seg. Eksempler på slike valutaer er new zealandske dollar og australske dollar (Flatner, 2009).

Gjennom finanskrisen har særlig sveitsiske franc og japanske yen vært slike trygge havner for investorene. Amerikanske dollar viser ikke like klare tegn til å være en trygg havn før etter Lehman Brothers-konkursen. Etter dette har investorene derimot, i takt med eskaleringen av finanskrisen, søkt til den amerikanske dollaren. Som følge av vår særskilte sikre finansielle tilstand har mange ment at den norske kronen er en slik trygg havn. Dette har vært diskutert fordi andre mener at valutaen vår er for liten, og at likviditeten er for lav. Flatner viser i undersøkelsen sin at det er ingen klare tegn (målt ved sammenhengen mellom valutakursen og indikatorer for risiko i markedet) på at den norske kronen er en trygg havn. Det fremkommer også at likviditeten i markedet ble dårligere etter konkursen i Lehman Brothers, noe som svekker utsagnet om den norske kronen er en trygg havn. Til forskjell fra for eksempel australske dollar, så finnes det ikke tegn til at den norske kronen oppfører seg som motsetningen til en trygg havn. Det samme gjelder for euroen, som ikke har vist tegn til å hverken kunne karakteriseres som trygg havn eller det motsatte (Flatner, 2009).

2.3.2 Aksjemarkedsvolatilitet og VIX

Hva er volatilitet?

Volatilitet refererer til spredningen til alle mulige utfall i en stokastisk variabel, og brukes gjerne som et statistisk mål for svingningene i en tidsserie. Volatilitet er altså en variabel som

må observeres over tid, og defineres over en gitt tidsperiode. Volatilitet er gjerne målt som det observerte standardavvik, definert som:

(2.1)

$$\frac{\sigma}{\mu}$$

Her er r_t avkastningen dag t , og μ er den gjennomsnittlige avkastningen over perioden T .

I finansmarkedene er vi gjerne interessert i spredningen i avkastningen til finansielle aktiva. Vi bruker gjerne volatilitet som et mål på usikkerheten i kursutviklingen til aksjer og andre finansielle instrumenter. Volatilitet brukes også som et mål på risiko, selv om stor volatilitet ikke nødvendigvis er ensbetydende med stor risiko (risiko er noe vi gjerne forbinder med uønskede utfall, mens volatilitet, som et uttrykk for usikkerhet, gjerne kan være et resultat av positive utfall) (Poon, 2005).

VIX

Det mest brukte målet på volatilitet i aksjemarkedet er VIX-indeksen, som utarbeides av CBOE⁶. Denne volatilitetsindeksen måler implisert volatilitet over 30 dagers S&P 500-opsjoner. En høy verdi på indeksen tyder på mer kostbare opsjoner, som følge av høyere forventet volatilitet. Indeksen kan brukes som et mål på forventet volatilitet i aksjemarkedet de neste 30 dagene, og er gjerne brukt som et mål på graden av frykt i markedet (Black, 2005). Det er viktig å merke seg at en høy VIX-indeks ikke nødvendigvis betyr at markedet er forventet å falle, det kan også bety at aksjeprisene er forventet å øke mye på kort tid. Hvis det er forventet oppgang i aksjemarkedet, vil kjøpsopsjoner (call) bli mer verdt, og dette vil reflekteres i en høyere VIX-indeks. På samme måte blir salgsopsjoner (put) mer verdt hvis markedet er forventet å falle på kort sikt.

VIX-indeksen estimerer forventet volatilitet ved å ta gjennomsnittlige, vektete priser på S&P 500 put –og call-opsjoner over et vidt spekter av ”strike”-priser. Det er mulig å kjøpe futures-kontrakter og opsjoner på VIX-indeksen, slik at man kan oppnå direkte eksponering mot volatilitet i markedet. Dette brukes gjerne av investorer som en type hedging mot fall i

⁶ The Chicago Board Options Exchange

aksjemarkedet som følge av økt volatilitet og dermed frykt (Chicago Board Option Exchange, 2009).

VIX noteres i prosentpoeng, og kan noe unøyaktig sies å forutsi endringen i S&P 500-indeksen de neste 30 dager på annualisert basis. Hvis for eksempel VIX-indeksen er 25, så representerer dette en forventet annualisert endring i S&P 500-indeksen på 25 % over de neste 30 dagene. For å regne om til månedsbasis, må man dele verdien på kvadratet av tiden. Det vil si at dersom VIX har verdien 25 er forventet endring i S&P 500-indeksen den neste måneden:

Den generelle formelen for VIX er definert som følger:

(2.2)

— — — — —

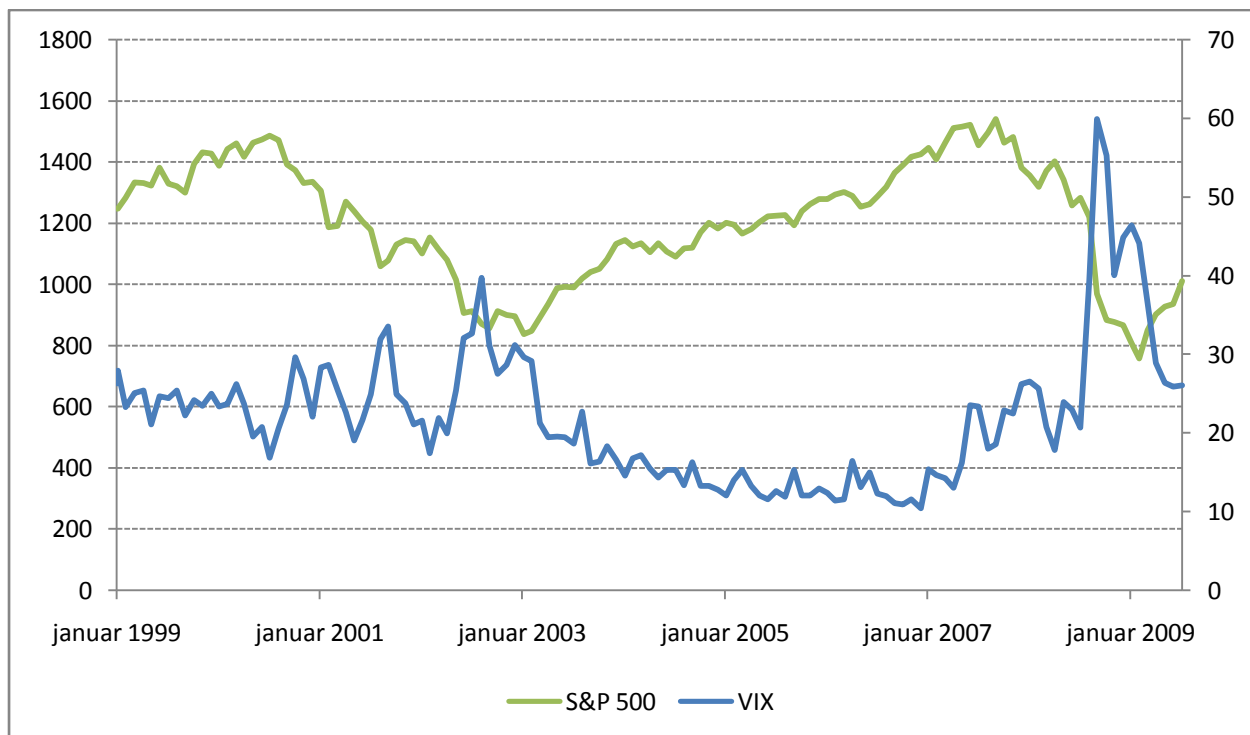
Her er T er tid til innløsning; F er forward-prisen til indeksen; K_0 er den første strike-prisen under F ; K_i er strike-prisen til opsjon nummer i som er "out of the money"; ΔK_i er intervallet mellom strike-prisene på hver side av K_i ; r er risikofri rente; og $Q(K_i)$ er midtpunktet mellom kjøps og salgskurs for hver opsjon med strike lik K_i .

Å bruke VIX som indikator på volatilitet i denne oppgaven har både positive og negative sider. En styrke ved indeksen for vårt formål er at den er basert på *forventninger*; altså at den dermed er fremadskuende. Som tidligere diskutert er det antatt at valutakurser gjenspeiler all tilgjengelig informasjon om relevante forhold både nå og fremover i tid. Det er altså kun ny informasjon (news) som gir bevegelser i valutakursene. En endring i VIX-indeksen betyr endrede forventninger til volatilitet i fremtiden (den neste måneden), noe som igjen tilsier endrede forutsetninger for valutakursene. VIX-indeksen kan ut ifra dette være et bedre mål på uro i finansmarkedene som forklaringsfaktor i en modellering av valutakurser enn for eksempel historisk volatilitet. Ideelt sett skulle dog et mål på volatilitet i vår oppgave gjenspeile forventninger for lengre tid enn de neste 30 dager, men en slik mer langsiktig indeks er så vidt oss bekjent ikke tilgjengelig.

En mulig svakhet med VIX-indeksen, er at den bare er basert på den amerikanske S&P 500-indeksen. Den vil derfor ikke fange opp forventninger om volatilitet i andre land og markeder. Det er også et poeng at S&P 500 er basert utelukkende på store selskaper, og dermed ikke fanger opp direkte det som skjer utenfor disse. Men på en annen side, så er det et faktum at det er høy grad av korrelasjon mellom forskjellige markeder og aksjemarkeder internasjonalt, noe som taler for at VIX-indeksen fungerer bra som en generell indikator for risiko i aksjemarkedet.

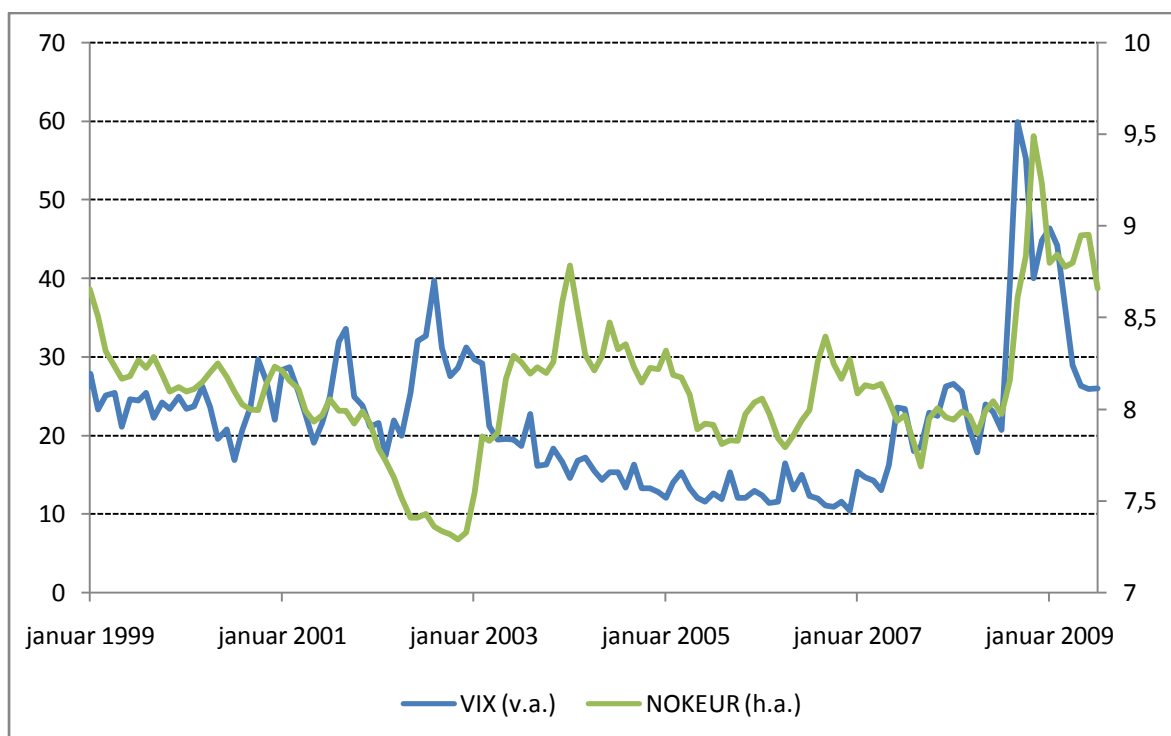
Effekten av økt volatilitet

Dersom volatiliteten i markedene øker, så kan dette gi seg utslag på flere måter. Hvis to verdipapirer har samme forventede avkastning, men det ene verdipapiret har større risiko, så foretrekker investor normalt det verdipapiret som har lavest risiko. Man vil ha bedre betalt for å holde et verdipapir som har høy risiko i forhold til et verdipapir med lavere risiko. Dette gjenspeiles i aksjemarkedet ved at aksjekurser generelt synker dersom volatiliteten i markedet øker. I figuren nedenfor vises utviklingen i S&P 500 og VIX de siste 10 år. Grafene avslører at det er en viss negativ korrelasjon mellom disse. Perioder med lav markedsvolatilitet ser ut til å gå sammen med høye og stigende aksjekurser. I perioden 2003 til 2007 lå VIX-indeksen veldig lavt (ned mot 10 poeng), samtidig som S&P 500 steg over 80 % i samme periode. En sterk sammenheng finner vi også under finanskrisen høsten 2008, hvor VIX-indeksen steg enormt, samtidig med det bratte fallet i aksjekursene. En annen interessant observasjon er hvordan VIX-indeksen økte kraftig, fra rundt 10 til 25, i perioden *før* aksjemarkedet kollapset under finanskrisen. Dette viser at markedet forventet store bevegelser i aksjekursene, og VIX fungerte dermed bra som en ledende indikator. Lengre tilbake i tid, for eksempel under fallet i aksjemarkedet i 2002, ser det derimot ut til at VIX har reagert i etterkant av utslag i aksjemarkedet.



Figur 2.9: utviklingen i CBOEs volatilitetsindeks og S&P 500-indeksen de siste 10 år.

Når aksjemarkedene faller, og det dermed blir mindre lønnsomt med aksjeinvesteringer, blir det mer interessant for investorer å prøve å få bedre avkastning gjennom andre typer investeringer. For eksempel kan det bli mer attraktivt å prøve å utnytte renteforskjeller mellom valutaer (carry trade), da dette *kan* bli regnet som mindre risikabelt i forhold til avkastning. Renten på norske kroner har, som tidligere beskrevet, i lengre perioder hatt en høy og positiv renteforskjell mot utlandet. Det kan derfor tenkes at norske kroner har opplevd en appresiering dersom det i samme periode har vært høy volatilitet i aksjemarkedene. I figuren under vises utviklingen i norske kroner mot euro, sammen med utviklingen i VIX-indeksen de siste ti årene. Det ser ut til å være en viss sammenheng mellom grafene. For det første var det i 2002 en periode med høyere aksjemarkedsvolatilitet. I samme periode kan vi se at kursen på norske kroner styrket seg betraktelig. Etter denne perioden kom det en periode hvor VIX-indeksen roet seg, mens vi samtidig opplevde en depresiering av norske kroner. Det kan ut fra dette se ut som om høyere aksjemarkedsvolatilitet går sammen med appresiering av norske kroner. Sammenhengen er derimot langt fra entydig over hele tiårsperioden, og i lengre perioder er det vanskelig å observere noen sammenheng. Blant annet økte volatiliteten i markedet sterkt under finanskrisen høsten 2008, samtidig som norske kroner svekket seg betydelig.



Figur 2.10: Utviklingen i VIX og NOK/EUR-kursen de siste 10 år.

Forskning på hva som skjer med norske kroner når volatiliteten i markedet øker, har også ved anledninger vist det motsatte. For eksempel viser Bernhardsen og Røisland (2000) at i perioder med høy volatilitet i internasjonale finansmarkeder er det en tendens til at internasjonale aktører ønsker å redusere beholdningene av kroner i sine porteføljer, hvilket fører til at kronen svekker seg. Dette forklarer de med at det internasjonale valutamarkedet betrakter kronen som en "rand-valuta". Det virker sannsynlig at sammenhengen mellom kronekurs og markedsvolatilitet endrer seg over tid.

3. Økonometrisk metode

Regresjonsanalyse er et område innen økonometrisk metode som brukes til å estimere sammenhenger mellom økonomiske data. Ofte finnes det godt begrunnede teorier om i hvilken retning ulike økonomiske størrelser påvirker hverandre, men man trenger et verktøy for å kunne estimere *hvor mye* størrelsene endrer seg i forhold til hverandre. En regresjon kan dog ikke si noe om en kausalitetssammenheng mellom avhengige og uavhengige variable, så en slik antagelse må baseres på andre tester, gode teorier, eller sunn fornuft (Studenmund, 2006).

3.1 Minste kvadraters metode (OLS⁷)

Minste kvadraters metode er en teknikk for å estimere de ukjente parameterne i en regresjon. Metoden kalkulerer estimatene ($\hat{\beta}_i$) til koeffisientene (β_i), på den måten at summen av alle (kvadrerte) residualer (e_i) blir minimert. Med andre ord minimeres de kvadrerte avstandene mellom de observerte verdiene i datasettet, og den estimerte regresjonslinjen. Uttrykket for metoden kan derfor presenteres på denne måten:

(3.1)

Summen av residualene skal være eksakt lik null. Dette medfører at forventningsverdien til residualene er lik null;

For å kunne si noe om hvor godt det estimerte regresjonen stemmer overens med de observerte data, finnes det metoder for å måle hvor mye av variasjonen i den avhengige variabelen som kan forklares av den estimerte regresjonslinjen. Utgangspunktet er å se på den avhengige variabelens (Y) variasjon rundt dens gjennomsnitt, da det er denne variasjonen vi ønsker å finne en prediksjon for ved hjelp av regresjonen. Denne størrelsen kalles gjerne for ”total sum of squares” (TSS):

⁷ I engelsk litteratur heter metoden ”ordinary least squares”, forkortet ”OLS”. Da dette er en utbredt betegnelse, velger vi å bruke denne videre i oppgaven.

(3.2)

Når vi ser på resultater fra regresjon med minste kvadraters metode, kan denne totale summen av variasjoner dekomponeres: Én del av variasjonen kan forklares av regresjonen, og den andre komponenten som ikke kan det:

(3.3)

$$TSS = ESS + RSS$$

Den komponenten av den totale variasjonen som kan forklares av regresjonen kalles ESS (explained sum of variables), mens den komponenten som *ikke* kan forklares av regresjonen kalles RSS (residual sum of squares). Av dette er det naturlig at regresjonslinjen passer bedre til dataene dess mindre RSS er i forhold til TSS, altså at mer av variasjonene i Y kan forklares av regresjonen. Hvis RSS er høy, så betyr dette at observasjonene for en stor del ligger langt unna regresjonslinjen. Av dette følger at vi ønsker RSS så liten som mulig. Minste kvadraters metode minimerer disse "uforklarte" avvikene.

3.1.1 Standard forutsetninger for OLS

For å kunne produsere og anvende en regresjonsmodell på tidsserier, må det settes noen forutsetninger for å unngå forventningsskjevhet i modellen (Wooldridge, 2006):

Forutsetning 1: Linearitet

Den første forutsetningen definerer modellen slik at den avhengige variabelen y avhenger lineært av konstantleddet β_0 og koeffisientene β_1, \dots, β_k . Med andre ord så defineres regresjonsmodellen $y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \epsilon$, som en lineær funksjon, men det settes ingen begrensninger på variablene x_1, \dots, x_k og ϵ da det kun er parametrene $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ som skal være lineære.

Forutsetning 2: Ikke perfekt kollinearitet

I utvalget er det ingen av observasjonene til de uavhengige variablene som er konstante. Det er heller ingen eksakt lineær sammenheng mellom noen av de uavhengige variablene. En slik lineær sammenheng kalles perfekt kollinearitet, og slike effekter kan ikke estimeres i en OLS-modell. Man må merke seg at denne andre forutsetningen tillater korrelasjon mellom de uavhengige variablene, det er bare *perfekt* korrelasjon som ikke tillattes.

Forutsetning 3: Forventning til feilleddene er null

For hver t er den forventede verdien av feilleddet , gitt forklaringsvariablene for alle tidsperiodene, lik null.

Under disse forutsetningene 1-3 kan vi si at OLS-estimatoren er forventningsrett. Videre har vi to forutsetninger for å være i henhold til Gauss Markov-teoremet:

Forutsetning 4: Homoskedastisitet

Variansen til er lik for alle : Dette betyr at variansen til feilleddet ikke avhenger av , og er konstant over tid.

Forutsetning 5: Ingen autokorrelasjon

Autokorrelasjon betyr at det er en korrelasjon mellom feilleddene i modellen over tid. Dette gjelder for eksempel tidsserier hvor et positivt avvik fra regresjonslinjen i forrige periode () i gjennomsnitt gir et positivt avvik også i den kommende perioden (). Dersom autokorrelasjon foreligger i modellen vil ikke modellen bli skjev, men variansen tenderer til å undervurderes, noe som medfører for lave standardavvik i forhold til hva som er det sanne standardavviket. Autokorrelasjon kan i mange tilfeller observeres visuelt ved å plote residualene mot OLS-linjen i en graf. Mer formelt kan man kjøre en Durbin-Watson test. Dette er en test hvor man tester for autokorrelasjon av første orden i feilleddene. Ligningen for Durbin-Watson d-statistikktest er som følger:

$$(3.4) \quad DW = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2}$$

For å kunne anvende en Durbin-Watson test må følgende tre forutsetninger være innfridd (Studenmund, 2006):

1. Regresjonsmodellen må inkludere en konstant (et skjæringspunkt),
2. Autokorrelasjonen er av første orden, det vil si , hvor er autokorrelasjonskoeffisienten og er normalfordelt feilledd.
3. Regresjonsmodellen inneholder ikke den avhengige variabel som lagget variabel blant forklaringsvariablene (den vil ikke være stokastisk).

Durbin-Watson testen vil gi DW -verdier fra 0 til 4. Skalaen går da i fra ekstrem positiv autokorrelasjon ($DW=0$), til ekstrem negativ autokorrelasjon ($DW=4$). DW -verdier omkring 2 tilsier at det ikke er autokorrelasjon.

Dersom den laggede avhengige variabelen er en av forklaringsvariablene tenderer Durbin-Watson testen til å gi DW-verdier omkring 2. For å unngå dette problemet kan man anvende en Breusch-Godfrey-test⁸. Dette er en mer generell test i den forstand at den (1) tillater ikke-stokastiske forklaringsvariabler (som lagget verdi av forklaringsvariabelen); (2) høyere ordens autoregressive modeller (som AR(1), AR(2) osv.); (3) enkel og høyere ordens flytende gjennomsnitt (som _____). Nullhypotesen i en Breusch-Godfrey test er at det ikke er autokorrelasjon (Gujarati, 2003).

Dersom forutsetningene 1-5 er ivaretatt kan vi si at OLS-estimatoren er BLUE (Best Linear Unbiased Estimator), i henhold til Gauss-Markov-teoremet (Wooldridge, 2006).

Forutsetning 6: Normalitet

Feilleddene er uavhengige av X , og er uavhengig og identisk normalfordelte (normal (_____)). Normalitet betinger på de foregående forutsetningene 3 (forventning til feilledd er null), 4 (homoskedastisitet) og 5 (ingen autokorrelasjon).

Ved å gjøre en Jarque-Bera test kan man sjekke for normalitet. Denne testen baserer seg på tilstedeværelsen av kurtose (K) og skjevhet (S) i modellen:

(3.5)

— —————

JB er en tosidig test, hvor testverdien øker med økt skjevhet og/eller kurtose. Nullhypotesen er at det er normalfordeling. Resultatet fra testen avleder en kji-kvadrat-verdi, som angir om vi kan forkaste nullhypotesen (The MathWorks, Inc., 2010).

Dersom vi forkaster nullhypotesen, er det likevel ikke slik at regresjonen nødvendigvis må forkastes. Gauss-Markov-teoremet om BLUE-OLS følger av de fem første forutsetningene. Når forutsetning seks brytes, medfører altså ikke det at OLS-linjen ikke er BLUE. Derimot så medfører brudd på 6. forutsetning at vi ikke kan stole på at t- of F-tester er korrekte. Heldigvis finnes det er måte å omgå dette problemet, gjennom sentralgrenseteoremet⁹. Ved store utvalg kan vi altså anta at fordelingen er normalfordelt (Wooldridge, 2006).

⁸ Breusch-Godfrey-test for autokorrelasjon er en Lagrange multiplikator-test.

⁹ Sentralgrenseteoremet er et teorem inn statistikk som sier at når utvalget blir stort nok, går fordelingen mot å være normalfordelt.

3.2 Korrelasjon

Korrelasjon er et mål på samvariasjon mellom to variabler. Nærmere bestemt er korrelasjon graden av *lineær* sammenheng mellom variablene. Vi bruker korrelasjonskoeffisienten ρ som et uttrykk for korrelasjon. Korrelasjonskoeffisienten er definert på denne måten (Wooldridge, 2006):

(3.6)

$$\rho = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$$

Koeffisienten ρ har verdier mellom -1 og 1. Hvis $\rho = 1$, så har vi perfekt korrelasjon, det vil si at X er en perfekt *positiv* lineær funksjon av Y . I det motsatte tilfellet, at $\rho = -1$, er X er en perfekt *negativ* lineær funksjon av Y . Hvis det ikke eksisterer noen lineær sammenheng mellom X og Y , så er $\rho = 0$. For andre verdier av korrelasjonskoeffisienten, gir absoluttverdien en indikasjon på ”styrken” til samvariasjonen mellom variablene. Jo større (nærmere 1) verdien av ρ er, jo mer eksakt er den lineære sammenhengen mellom verdiene.

En konsekvens av dette er at hvis to stokastiske variabler er uavhengige, så er korrelasjonen mellom disse lik null. Vi kan derimot ikke konkludere det motsatte; at korrelasjonen mellom to variabler er lik null betyr ikke nødvendigvis at variablene er uavhengige.

3.3 Hypotesetesting

I mange økonomiske problemstillinger er det et behov for en metode for å kunne avgjøre om en parameter faktisk innehar en spesiell verdi, og for eksempel om denne verdien er positiv eller negativ. Det er også ofte viktig å kunne avgjøre hvorvidt en koeffisient er forskjellig fra null eller ikke. Hvis en koeffisient viser seg å ha verdien null, så betyr jo dette at den tilhørende variabelen ikke har noen innvirkning på den avhengige variabelen. *Hypotesetesting* sammenligner en antagelse vi har om en populasjon med den informasjonen som ligger i et utvalg av data (Carter, Griffiths, & Judge, 2001). På denne måten kan vi altså teste om forskjellige teorier er understøttet av observasjoner fra den virkelige verden. Ut ifra den informasjonen som ligger i datasettet, kan vi avgjøre om det er sannsynlig at vår teori/antagelse om virkeligheten er riktig eller ikke. Det er viktig å merke seg at vi med hypotesetesting ikke kan *bekreft*e om en gitt teori er korrekt eller ikke, men vi kan forkaste en

gitt hypotese på et visst signifikansnivå (Studenmund, 2006). I alle hypotesetester må fire ingredienser være tilstede (Carter, Griffiths, & Judge, 2001):

1. En *nullhypotese*, H_0
2. En *alternativ* hypotese, H_1
3. En test-observator
4. Et forkastningsområde

Nullhypotesen gir de verdier som man *ikke* forventer å finne, mens den alternative hypotesen gir de verdier som man *forventer* å finne. Grunnen til at det vanlige er å presentere de verdien vi *ikke* forventer i nullhypotesen, er at det bare er på denne måten vi kan kontrollere sannsynligheten for å feilaktig forkaste nullhypotesen når den faktisk er sann. Resultatet av dette er at vi aldri kan si at vi *aksepterer* nullhypotesen; vi må alltid si at vi *ikke kan forkaste* nullhypotesen (Studenmund, 2006).

I en hypotesetest brukes en såkalt *testobservator*. Dette er en stokastisk variabel som sammenlignes med en *kritisk verdi*, for å avgjøre om vi kan forkaste nullhypotesen eller ikke. Hvis testobservatoren er større enn (eventuelt mindre enn, avhengig av hvordan man definerer testen), forkaster vi nullhypotesen og beholder den alternative hypotesen.

3.3.1 t-testen

For å teste de forskjellige koeffisienter i ren regresjon, brukes som oftest en t-test. Det utarbeides en testobservator for hver av koeffisientene (Studenmund, 2006):

(3.7)

Her refererer k til koeffisient nummer k i regresjonsligningen. $\hat{\beta}_k$ er den det estimerte standardavviket til koeffisient β_k . Vi kan med denne testen avgjøre hvorvidt hver av koeffisientene er signifikante, det vil si om de er signifikant forskjellige fra null eller ikke. Dette gjøres ved å sette β_k lik null, og sammenligne den T_k man da får med kritisk en kritisk verdi t_c (denne finner man i tabell). Hvis absoluttverdien av T_k er større enn t_c , forkaster vi nullhypotesen.

Vi vil i denne oppgaven utarbeide et sett koeffisienter til de forskjellige variablene som vil inngå i modellen. Det er viktig å gjøre en t-test av hver av disse, for å oppdage ikke-signifikante variabler i modellen, og videre eventuelt fjerne de.

Når man tester for signifikans, er det viktig å huske på at om en koeffisient i en t-test viser seg å være signifikant, så betyr ikke dette at det derfor eksisterer en gyldig sammenheng mellom denne variabelen og den uavhengige variabelen. At en t-test viser signifikans betyr bare at det er en statistisk sammenheng for eksempel mellom observasjoner av to variabler, *ikke* at de to variablene faktisk har noen påvirkning på hverandre. En tilsynelatende sammenheng kan også skyldes tilfeldigheter. Det er derfor viktig å underbygge statistiske observasjoner med teori om hvorfor denne sammenhengen eksisterer. For eksempel; om det skulle vise seg i en test å være sammenheng mellom antall regnværsdager og oljeprisen i en viss periode, så er det sannsynligvis feil å konkludere med at været er avgjørende for oljeprisen.

3.3.2 p-verdi

p-verdi er et alternativ til t-testen, og gir oss den samme informasjonen. Det er en enkel og intuitiv fremgangsmåte for å sjekke hvorvidt en koeffisient er signifikant. En p-verdi for en (tilhørende) t-test er sannsynligheten for å observere en t-verdi som er akkurat så stor eller større (i absoluttverdi) hvis nullhypotesen var sann. En p-verdi gir oss det laveste signifikansnivået hvor vi kan forkaste nullhypotesen (Studenmund, 2006). Hvis vi for en beregnet koeffisient i regresjonen får en tilhørende lav p-verdi, betyr dette altså at vi forkaster nullhypotesen om at denne koeffisienten ikke er signifikant, og dermed beholder denne variabelen i modellen. I vårt arbeid med modell for valutakurs er vi derfor på jakt etter koeffisienter med lave p-verdier. Hvor lave disse p-verdiene må være, bestemmes av hvilket signifikansnivå man benytter.

3.3.3 Signifikansnivå

Både i forhold til t-testen og p-verdier er det nødvendig å ha et signifikansnivå å forholde seg til. For å finne kritisk verdi t_c slår man opp i tabell og finner verdien blant annet ut ifra signifikansnivå. Signifikansnivået viser da sannsynligheten for å observere en t-verdi større enn den kritiske verdien t_c dersom nullhypotesen er korrekt (Studenmund, 2006).

3.4 Forklaringsgrad

Til å bestemme hvor godt en regresjonslinje står seg til de faktiske observasjonene bruker man gjerne et mål på forklaringsgraden til modellen. Dette målet, på engelsk gjerne kalt ”goodness of fit”, er bestemmelseskoeffisienten R^2 . Hensikten med en regresjon kan være å finne hvilke påvirkningsfaktorer (variabler) som gjør at en størrelse endrer seg over tid. I en multipl regressjonsmodell er R^2 den andelen av total variasjon i observasjonene av den avhengige variabelen Y_t som er forklart av de uavhengige variablene X_t i modellen. Den er definert som (Wooldridge, 2006):

(3.8)

— —

I søken etter høy forklaringsgrad i modellen kan det virke fristende å legge til flere forklaringsvariabler fordi dette vil føre til en høyere R^2 -verdi. Det er viktig å merke seg at dette ikke nødvendigvis er det riktige å gjøre, ettersom R^2 -verdien vil stige med antallet forklaringsvariabler, uavhengig om de er signifikante eller ikke.

3.5 Stasjonaritet

En stasjonær tidsserie er en tidsserie hvor vesentlige egenskaper ikke endrer seg over tid. En tidsserievariabel X_t er stasjonær dersom følgende er oppfylt (Studenmund, 2006):

- gjennomsnittet til X_t er konstant over tid
- variansen til X_t er konstant over tid
- korrelasjonskoeffisienten mellom X_t og X_{t-k} avhenger av lengden på lagget (k), og ikke på noen annen variabel. Altså avhenger korrelasjonen mellom to verdier fra tidsserien bare av *hvor lang tid* det er mellom de to observasjonene, og ikke *når* observasjonene er gjort.

Hvis ikke alle disse kravene er oppfylt, så har vi å gjøre med en *ikke-stasjonær* tidsserie. Både avhengige variabler, uavhengige variabler, og residualer kan være ikke-stasjonære. Mange av de variablene man studerer innen økonomi er ikke-stasjonære tidsserier, derfor er det veldig viktig at slike tidsserier blir testet for stasjonaritet.

En konsekvens av ikke-stasjonaritet er at de uavhengige variablene kan gi seg ut for å være mer signifikant enn hva den egentlig er. Dette problemet kan oppstå som følge av spuriøse sammenhenger. Dette er sammenhenger som tilsynelatende eksisterer, selv om det faktisk ikke egentlig er noen underliggende sammenheng mellom variablene. Den vanligste årsaken til at slike spuriøse sammenhenger oppstår, er at begge variablene har en underliggende trend. Hvis en variabel har en trendutvikling, så vil alle variabler som har en tilsvarende trend tilsynelatende korrelere med denne, fordi variablene utvikler seg i samme retning. Resultatet av en spuriøs korrelasjon kan være en spuriøs regresjon, som sterkt overvurderer modellens egenskaper som for eksempel t-verdier og R^2 .

Mange økonomiske variabler er ikke-stasjonære fordi de har en utvikling over tid som kan beskrives som en "random walk". Dette er en tisserievariabel hvor neste periodes verdi er lik forrige periodes verdi pluss et stokastisk feilledd. En slik variabel er ikke-stasjonær fordi den vandrer opp og ned uten å ha noe likevektspunkt eller middelvei. En random walk-prosess beskrives gjerne ut ifra en autoregressiv prosess (ofte kalt en AR(1)-prosess):

(3.9)

Når man betrakter ligning (3.9), er det enkelt å se at hvis $\alpha = 0$ og $\gamma = 1$, reduseres uttrykket til en random walk:

(3.10)

Dette tilfellet, hvor $\gamma = 1$, inneholder det man kaller en "enhetsrot" (unit root), og variabelen følger en random walk som altså er ikke-stasjonær.

Både trendutvikling og random walk kan altså føre til at tidsserier er ikke-stasjonære. Som nevnt er det viktig at økonomiske tidsseriedata blir testet for stasjonaritet før det gjennomføres en regresjon. Dette gjøres gjerne ved hjelp av en Dickey-Fuller-test.

3.5.1 Dickey-Fuller-test

For å sjekke at man ikke jobber med ikke-stasjonære data, er det første som kan gjøres å se på en grafisk framstilling av dataene. Hvis dataene viser en tydelig trend i den ene eller andre

retningen, så er dette et tydelig tegn på at vi har ikke-stasjonære data. Etter dette er en standard metode å kjøre en Dickey-Fuller-test, som sjekker om variabelen har en enhetsrot. Testligningen defineres på følgende måte (for tilfellet hvor vi antar at det finnes et konstantledd) (Carter, Griffiths, & Judge, 2001):

(3.11)

Her defineres β_I som $\gamma - 1$. Nullhypotesen er at Y_t har en enhetsrot, og den alternative hypotesen er at Y_t er stasjonær. Hvis Y_t har en enhetsrot, så er $\gamma = 1$ og dermed $\beta_I = 0$. Hvis derimot Y_t er stasjonær, så er $\beta_I < 0$. Vi konstruerer derfor en ensidig t-test med nullhypotesen om at $\beta_I = 0$:

$$H_0: \beta_I = 0$$

$$H_A: \beta_I < 0$$

Resultatet av testen baserer seg på estimatet til β_I . Hvis β_I er signifikant mindre enn null, forkaster vi hypotesen om at variabelen er ikke-stasjonær. Hvis β_I ikke er signifikant mindre enn null, kan vi ikke forkaste hypotesen om ikke-stasjonærhet (Studenmund, 2006). Kritisk t-verdi (t_c) finnes i egen tabell.

En forutsetning for å kjøre en Dickey-Fuller-test på denne måten, er at residualene ikke er seriekorrelert. Hvis dette derimot skulle være tilfelle, må testen modifiseres noe for å ta hensyn til denne seriekorrelasjonen. Dette skjer ved å inkludere laggede førstedifferanser av avhengig variabel i ligningen for Dickey-Fuller-testen. Å teste hvorvidt $\beta_I = 0$ i dette tilfellet kalles en "Augmented Dickey-Fuller test" (ADF-test). ADF-testen innebærer å estimere den følgende regresjonen:

(3.12)

hvor ϵ_t er hvit støy. Som i den enkle DF-testen, innebærer også ADF å teste hvorvidt $\beta_I = 0$. Hvor mange laggede differanser man skal inkludere, blir ofte bestemt empirisk, hvor ideen er

å inkludere mange nok differanser slik at feilledet ikke lengre er seriekorrelert (Gujarati, 2003).

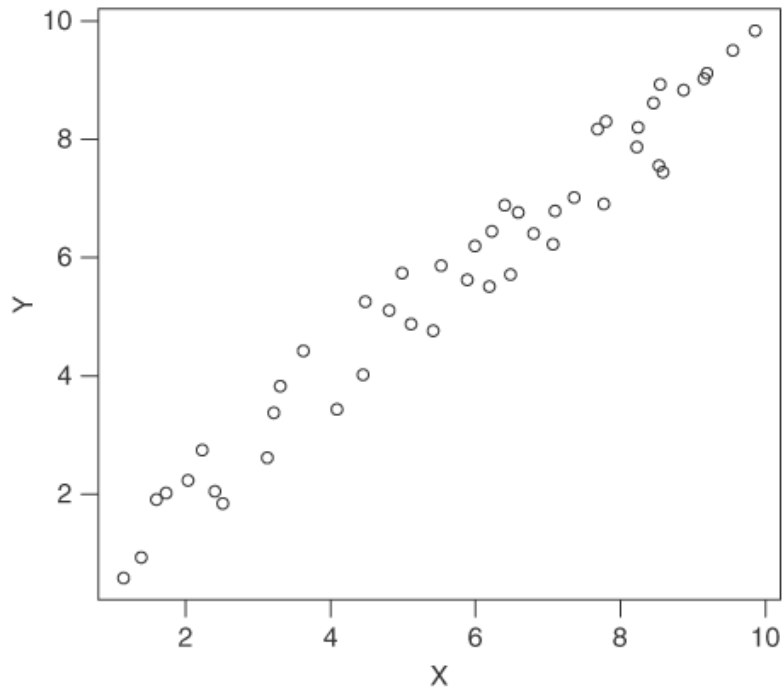
3.6 Kointegrasjon og feiljusteringsmodell

En generell regel er at ikke-stasjonære tidsserier ikke skal brukes i regresjoner. Men det finnes heldigvis måter å komme unna dette problemet. En enkel måte er å jobbe med data på endringsform i stedet for nivåform. For eksempel, hvis vi jobber med oljepris som en variabel, så har denne over en viss periode sannsynligvis en jevnt stigende trend. Hvis man derimot i stedet bruker variabelen på endringsform ($\Delta\text{oljepris}$), så er denne mer sannsynlig stasjonær, og dermed unngår vi enkelt stasjonaritetsproblemet. Når man endrer fra nivåform til endringsform på variablene så mister man uheldigvis muligheten til å bruke økonomisk teori om likevektsnivåer mellom variablene. Man mister også muligheten til å si noe om utviklingen på lang sikt. Man må derfor alltid vurdere om det er hensiktsmessig, ut ifra formålet med oppgaven, om man skal gjøre om variabler til endringsform (Studenmund, 2006).

Dataserier som kan bli gjort stasjonære ved å ta førstedifferansen, sier vi er *integrert av første orden*, som gjerne skrives $I(1)$. Stasjonære serier sies å være integrert av nulte orden, $I(0)$. Mer generelt, hvis en serie må differensieres d ganger for å gjøres stasjonær, er den *integrert av orden d* , eller $I(d)$ (Carter, Griffiths, & Judge, 2001).

En annen måte for å løse problemet med ikke-stasjonaritet, er å se om variablene er *kointegrerte*. Dersom Y_t og X_t er kointegrerte, betyr det at de har lignende stokastiske trender, noe som betyr at feilledet i ligningen er stasjonært (fordi feilledet er en lineær kombinasjon av Y_t og X_t). Vi blir dermed kvitt problemet med ikke-stasjonaritet; de ikke-stasjonære egenskapene i Y_t og X_t kansellerer ut hverandre. Selv om en av variablene og minst en annen variabel er ikke-stasjonær, kan altså en kombinasjon av disse medføre at hele uttrykket blir stasjonært. Vi unngår dermed spuriøse regresjoner. Dette kan skje ved at enhetsrøttene til to (eller flere) av variablene "utsletter" hverandre. Vi sier da at Y_t og X_t er *kointegrerte* (Studenmund, 2006). Den intuitive tolkningen av kointegrasjon er at to variabler som er kointegrerte følger hverandre i et forhold som er konstant over lang sikt, selv om det på kort sikt kan svinge mye i forhold til hverandre på kort sikt. Et eksempel på dette kan være 3-måneders og 6-måneders renter: disse følger alltid hverandre i rimelig grad, men med små, varierende avvik. Hvis disse ikke hadde vært kointegrerte, ville differansen mellom rentene

kunne blitt veldig stor, uten noen tendens til at de møtes igjen. Enkel arbitrasjeteori sier at det er usannsynlig at dette forekommer. Kointegrasjon kan illustreres ved et "scatterplot" med verdier av x og y :



Figur 3.1: Eksempel på to kointegrerte variabler. Her har X og Y et langsiktig likevektsforhold til hverandre.

3.6.1 Testing for kointegrasjon

Vi kan teste hvorvidt Y_t og X_t er kointegrerte ved å teste om feilleddet er stasjonært. Siden vi ikke kan observere u_t , tester vi i stedet om residualen fra regresjonen er stasjonært med en Dickey-Fuller-test (Carter, Griffiths, & Judge, 2001).

Alternativt kan man bruke andre, mer sofistikerte metoder for å teste for kointegrasjon. Vi har i denne utredningen valgt å bruke Johansens metode for å teste hvorvidt variabler er kointegrerte. Denne metoden krever ikke at variablene er integrert av samme orden, altså fungerer testen selv om man både har $I(1)$ og $I(2)$ -variabler inkludert i testen (Harris & Sollis, 2003).

Wang (2003) presenterer Johansen-metoden som følger: Et sett av variabler som er $I(d)^{10}$ er kointegrerte dersom det finnes en kointegrasjonsvektor som er $I(0)$ (en lineær kombinasjon mellom variablene). Fremgangsmåten går teknisk sett ut på å teste restriksjonene kointegrasjon legger på en vektor autoregressiv modell (VAR) modell. En VAR-modell er definert som¹¹:

(3.13)

hvor \mathbf{y}_t er en k -dimensjonsvektor av variabler som er antatt å være $I(1)$ -serier (kan òg være $I(0)$); \mathbf{A}_i , med $i = 1, \dots, p$ er koeffisientmatrisen, og \mathbf{c} er k en k -dimensjonsvektor av residualene. Ved nå å subtrahere \mathbf{y}_{t-1} fra begge sider av ligning (3.13) gir dette:

(3.14)

hvor

og

Vi observerer fra ligning (3.14) at kun ett ledd er på nivåform, nemlig \mathbf{y}_{t-1} . Kointegrasjon avhenger av matrisen \mathbf{A} . Forutsatt at \mathbf{y}_{t-1} er en vektor med ikke-stasjonære $I(1)$ variabler, er alle leddene i (3.14) som inneholder \mathbf{y}_{t-1} $I(0)$. For at \mathbf{y}_t skal være $I(0)$ (med andre ord at restleddet er hvitt støy), må også \mathbf{y}_{t-1} være $I(0)$. Det er tre forskjellige situasjoner hvor kravet om at $\mathbf{y}_{t-1} \sim I(0)$ er oppfylt (Harris & Sollis, 2003):

- Når alle variablene i \mathbf{y}_{t-1} faktisk er stasjonære. Dette innebærer at \mathbf{A} har full rang (det er $r = n$ lineært uavhengige kolonner).
- Når det ikke er noe kointegrasjon i det hele tatt, noe som betyr at det er ingen lineære kombinasjoner av \mathbf{y}_{t-1} som er $I(0)$. I dette tilfellet er \mathbf{A} en $(n \times n)$ matrise med kun

¹⁰ Variabler som *ikke* er $I(0)$

¹¹ Variabler merket med fet skrift er vektorer.

nuller; altså rangen til α er null, og leddet α forsvinner. Her er den korrekte modellen en VAR med førstedifferanser og uten langtidselementer.

- Den tredje måten α kan være $I(0)$ på er hvis det eksisterer opp til $(n - 1)$ kointegrasjonssammenhenger. Dette betyr at α har redusert rang, og det finnes da $r \leq (n - 1)$ kointegrasjonsvektorer.

Johansen-testen er en type analyse av komponenter hvor ”eigenverdier” til α finnes gjennom en maksimeringsprosedyre. Disse eigenverdiene testes videre mot kalkulererte ”Trace-verdier”. Nullhypotesen i testen er at det ikke er flere enn r kointegrasjonsvektorer, mot den alternative hypotesen om at det er $(r + 1)$ kointegrasjonsvektorer. Dersom testverdien er større enn kritisk verdi, forkaster vi nullhypotesen om r eller færre kointegrasjonsvektorer. Eigenverdier og Trace-verdier regnes ut på følgende måte (Wang, 2003):

(3.15)

(3.16)

3.6.2 Feiljusteringsmodeller (ECM)

En feiljusteringsmodell er et dynamisk system som fungerer på den måten at dagens avvik fra langtidsløsningen benyttes i kalkuleringen av korttidseffekten. Dersom ligning (3.14) oppfyller kravet om $\alpha \sim I(0)$ ved at det eksisterer kointegrasjonssammenhenger, kan den skrives om til:

(3.17)

Denne spesifikasjonen inneholder gjennom estimatene på α og β informasjon om både kort- og langtidseffekter på endringer i y . Her er β , hvor β angir farten i justeringen tilbake til likevekt. β er en matrise for langsiktige koeffisienter, slik at leddet β representerer kointegrasjonssammenhengen (inntil α sammenhenger) som resulterer i at y konvergerer med den langsiktige steady state-løsningen. Dersom α er $I(1)$, vil per definisjon alle variablene som inneholder α være $I(0)$ (Harris & Sollis, 2003).

4. Empirisk analyse

4.1 Annet arbeid innen området

Det er de senere år kommet flere empiriske analyser innen dette feltet. Bernhardsen beskriver en kortsiktig modell hvor NOK/EUR avhenger av oljeprisen, renteforskjell og EUR/USD (Bernhardsen, Staff Memo 2008: Simple cross-check models for the krone exchange rate, 2008). Modellen er basert på månedlige data fra januar 2002 til mars 2008. I modellen fører en økt oljepris til en styrking av kronen mot euro. Også en positiv renteforskjell mot utlandet fører, ceteris paribus, til en styrking av kronen. En styrking av euro mot dollar, ser også ut i fra modellen til å gi en styrking av euro mot norske kroner. Dette er resultater som er forventet ut ifra økonomisk teori som vi har beskrevet tidligere.

Bjørnstad og Jansen (2007) finner samme resultater for renteforskjeller og oljepris. En styrking av disse to faktorene gir i følge modellen en appresiering av norske kroner mot euro. I denne modellen er USD/EUR utelatt, men det er inkludert en prissammenheng, hvor de finner at en relativ økning av norske priser mot utlandet gir en depresiering av norske kroner mot euro. Modellen er basert på kvartalsvise observasjoner i perioden første kvartal 1983 til tredje kvartal 2006. I likhet med Bernhardsen sin modell står også Bjørnstad og Jansen sin modell seg godt i forhold til teori vi har beskrevet.

4.2 Det anvendte datasettet

Den empiriske analysen som følger senere er gjort ved anvendelse av et datasett med månedlige observasjoner i perioden september 1999 – august 2009, totalt 120 observasjoner. Observasjonene er gjort siste handledag i hver måned. I datasettet inngår følgende variabler:

- **NOK/EUR**
Spot-valutakurs norske kroner per euro, målt ved sluttkurs.
- **Oljepris**
Dollar per fat Nordsjøolje (brent), målt ved sluttkurs.
- **3- og 12-måneders rentedifferanse**
Differansen mellom NIBOR og BBA LIBOR for de gitte løpetidene. Differansen er oppgitt som absolutt prosentavvik.

- **USD/EUR**

Spot-valutakurs amerikanske dollar per euro, målt ved sluttkurs. Denne variabelen er med i modellen som en krysskurs for å fange opp bevegelser i euro som ikke direkte antas å bevege den norske kronen.

- **S&P 500**

Sluttkurs S&P 500-indeksen.

- **VIX**

VIX- indeksen utarbeidet av The Chicago Board Options Exchange (CBOE).

Observasjonene av VIX har vi selv hentet inn fra Yahoo! Finance (2010). Alle observasjoner av de andre variablene vi anvender i modellering har vi fått i fra Tom Bernhardsen, ved Norges Bank. Dette betyr at vi i stor grad bygger vår modell på samme datasett som Bernhardsen (2008), men vår modell har en noe lengre estimeringsperiode.

4.3 Tester for stasjonaritet

I denne delen vil vi teste de forskjellige variablene for stasjonaritet, hvilket gjøres ved å utføre augmented Dickey-Fuller-tester. Alle variabler på nivåform er testet med et konstantledd, mens endringsformvariabler er testet uten et slikt konstantledd (fordi de det kan antas at de svinger rundt nullpunktet).

Tabell 4.1: Resultater fra Augmented Dickey-Fuller-testing, t-verdier.

Utvalgsperiode: 08.1999-08.2009

Variabel	uten trend	med trend
nokeur	-2.605* (1)	-3,001 (1)
olje	-1,449 (1)	-3,123 (5)
3mnd-rentedifferanse	-1,913 (6)	-2,636 (6)
12mnd-rentedifferanse	-1,993 (6)	-2,131 (6)
usdeur	-0,864 (5)	-3,220* (1)
sp500	-2,833 (5)	-2,845 (5)
VIX	-2,414 (0)	-2,390 (0)
Δ nokeur	-8.299*** (0)	
Δ olje	-8.843*** (0)	
Δ 3mnd-rentedifferanse	-6.569*** (0)	
Δ 12mnd-rentedifferanse	-7.408*** (0)	
Δ usdeur	-8.005*** (0)	
Δ s&p500	-8.216*** (0)	
Δ VIX	-11.406*** (0)	

*** signifikant på 1 % nivå, ** signifikant på 5 % nivå, * signifikant på 10 % nivå. Verdiene i tabellen er t-verdier, beregnet i Stata. Antall lags i parentes.

På nivåform finner vi at kun to av variablene er signifikant stasjonære. Dette gjelder for nokeur uten trend og usdeur med trend, og de viser seg signifikant kun på et 10 % -nivå. Vi velger videre i utredningen å behandle alle variabler på nivåform som ikke-stasjonære variabler, da ingen av disse er stasjonære på et strengt signifikansnivå. Videre observerer vi at alle variabler på endringsform er signifikant på et sterkt nivå (1 %). Dette betyr at det med

høy sannsynlighet ikke er feil å behandle disse variablene som stasjonære. At variablene blir stasjonære ved å ta førstedifferansen er et forventet resultat, jfr. diskusjonen tidligere i utredningen. Dette betyr at variablene på nivåform er $I(1)$, og at de ved å ta førstedifferansen blir $I(0)$. Dette begrenser bruken av variablene ved at de for eksempel ikke kan brukes i en langtidsløsning.

For å kunne anvende ikke-stasjonære, $I(1)$, variabler i regresjonsanalysen, må vi først teste disse variablene for kointegrasjon. Dersom disse viser seg å være kointegrerte, kan de anvendes i modellen.

4.4 Tester for kointegrasjon

Vi vil i det følgende teste (de ikke-stasjonære) variablene på nivåform for kointegrasjon. Dette utføres ved å benytte den beskrevne Johansen-prosedyren, som tester antallet kointegrasjonsvektorer (rangen) til matrisen Π . Ved kjøring av testen i Stata, blir Trace-verdiene kalkulert, som sammenlignes med en kritisk verdi. Utgangspunktet i testen er at det ikke er noen kointegrasjon. Dersom denne første nullhypotesen forkastes, definerer man en ny nullhypotese om at det finnes maksimalt én kointegrasjonsvektor. Dersom man igjen forkaster nullhypotesen, testes det om det finnes maksimalt to kointegrasjonsvektorer, og så videre.

Ved kjøring av Johansen-prosedyren i Stata skal det spesifiseres antall lags i testen. Optimalt antall lags har vi funnet i henhold til SBIC¹²-kriteriet. Deretter har vi testet for kointegrasjon med det gitte antallet lags.

¹² SBIC – Schwarz Bayesian Information Criterion er et kriterium for modellvalg i en gruppe parametriske modeller med avvikende antall parametre. Dette er en strengere test en for eksempel AIC, fordi den ”straffer” hardere ved inkludering av flere parametre. Dersom for mange parametre inkluderes, kan man få problemer med ”overfitting”, noe som igjen kan føre til at prediksjonskraften til modellen synker (StataCorp LP, 2007).

Tabell 4.2: Resultater fra Johansens testprosedyre for antall kointegrasjonsvektorer.

Utvalgsperiode: 08.1999-08.2009

Variabel	# vektorer	Trace-verdi	5 % kritisk verdi
nokeur + 3mnd rentediff	0	8,817 (2)	15,41
nokeur + 3mnd rentediff + olje	0	29,053 (1)	29,68
nokeur + 3mnd rentediff + olje + usdeur	1	17,472 (1)	29,68
nokeur + 3mnd rentediff + olje + usdeur + sp500	1	38,750 (1)	47,21
nokeur + 3mnd rentediff + olje + usdeur + sp500 + VIX	2	38,120 (1)	47,21
nokeur + 12mnd rentediff	0	9,174 (2)	15,41
nokeur + 12mnd rentediff + olje	0	20,797(1)	29,68
nokeur + 12mnd rentediff + olje + usdeur	0	46,091 (1)	47,21
nokeur + 12mnd rentediff + olje + usdeur + sp500	0	67,921(1)	68,52
nokeur + 12mnd rentediff + olje + usdeur + sp500 + VIX	1	65,998 (1)	68,52

Verdiene i tabellen er beregnet i Stata ved bruk av kommandoene *varsoc* (# lags) og *vecrank* (Trace-verdier). Så lenge Trace-verdier er mindre enn kritisk verdi på 5 % nivå, beholder vi nullhypotesen om antallet vektorer angitt i andre kolonne.

I kointegrasjonstesten har vi tatt utgangspunkt i UIP-relasjonen. Det er som tidligere nevnt en viss støtte for at denne sammenhengen holder på lang sikt, og derfor velger vi UIP som et utgangspunkt i testen. Lignende er gjort i andre studier, til eksempel Bjørnstad & Jansen (2007) hvor en PPP-relasjon brukes som et utgangspunkt for å påvise kointegrasjon. Vi finner derimot at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om ingen kointegrasjonsvektorer for denne relasjonen. Ved å inkludere oljeprisen og USD/EUR-kursen finner vi derimot sterke tegn på kointegrasjon mellom variablene. Dersom vi i modelleringen inkluderer kombinasjoner av variabler på nivåform som er kointegrerte, kan vi benytte disse uten særlig fare for å få spuriøse regresjoner.

4.5 Feiljusteringsmodellering

I det følgende vil vi presentere tre modeller¹³, hvorav to av disse er korttidsmodeller og én er langtidsmodell¹⁴. Korttidsmodellene er feiljusteringsmodeller som består av et sett med endringsvariabler, samt et feiljusteringsledd. Dette feiljusteringsleddet er, som tidligere beskrevet, den kointegrerte vektoren. Videre utgjør den kointegrerte vektoren langtidsmodellen, fordi i langtidsmodellen beholdes den kointegrerte vektoren samtidig som endringsvariablene fjernes.

Vi vil i modellene anvende 3-måneders renter. Dette fordi vi ønsker at modellen skal være mest mulig sammenlignbar med Bjørnstad og Jansen (2007) og Bernhardsen (2008). Det er dermed ikke sagt at det ikke er interessant å benytte 12-måneders renter, og vi vil derfor avslutningsvis se på hvordan modellen endres dersom det benyttes 12-måneders.

Modellene presenteres på ikke-reduert form. Dette for lettere å kunne sammenligne de forskjellige modellene direkte, samt kunne sjekke hvorvidt modellenes egenskaper, med hensynt på koeffisienter og signifikans, endres ved forandring av forutsetninger (for eksempel vil vi sjekke endring i modellene ved endring av estimeringsperiode og rente).

4.5.1 En forklaringsmodell

I denne modellen sammenfaller den avhengige variabelen og differansevariablene i tid (med unntak av 1. lag av den avhengige variabelen). Dette betyr at modellen forsøker å gi forklaring hva som er driverne i kursendringene. For perioden august 1999 til august 2009 estimeres følgende modell for den månedlige endringen i NOK/EUR (standardavvik er angitt i parentes):

¹³ Modellberegningene er gjort i Stata/IC 11.0 og PcGive 12.

¹⁴ I det videre modelleringsarbeidet vil vi avrunde til tre gjeldene siffer.

(4.1)

Tabell 4.1: Testdiagnostikk forklaringsmodell.

R ²		0,432
RMSE		0,0130
BG ¹⁵	χ^2 [p]	57,954 [0,012]**
JB	χ^2 [p]	1,599 [0,45]

Forklaringsgraden i modellen er på 0,432. Dette betyr at om lag 43 % av variansen i Δ nokeur kan forklares av de uavhengige variablene. Til sammenligning har Bernhardsen (2008) forklaringsgrad på 0,48 i sin NOK/EUR-modell, og Naug (2003) har en forklaringsgrad på 0,76 (dette er dog en modell for konkurransekursindeksen). Tatt i betraktning at utvalgsperioden vår strekker seg gjennom turbulensen i finansmarkedene fra høsten 2008, så er det ikke uventet at forklaringsgraden ikke er høyere.

BG-verdiene gjør at vi kan forkaste nullhypotesen om ingen autokorrelasjon på et 5 % nivå. I henhold til tidligere beskrevet teori om autokorrelasjon vet vi at modellestimatene ikke er forventingskjeve, men at standardavvikene kan være større enn de blir funnet å være i modellen. Vi velger å gå videre med modellen, men er klar over problemet potensiell autokorrelasjon kan medføre.

¹⁵ Breusch-Godfrey-test for autokorrelasjon (merk at vi bruker BG-test fordi en Durbin-Watson test ikke kan benyttes, jfr. kap 2). Stjerne(r) angir signifikansnivå hvor vi kan avvise nullhypotese om ingen autokorrelasjon. Lags i parantes.

Vi ser av verdiene fra Jaque-Bera-testen for normalitet (JB) at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om normalitet i modellen.

Dynamikk i endringsvariablene

Vi finner en positiv sammenheng mellom den avhengige variabelen $\Delta nokeur_t$ og forklaringsvariabelen $\Delta nokeur_{t-1}$. Dette betyr at modellen, dersom norske kroner styrket seg mot euro forrige periode, predikerer en viss styrking av kronen også påfølgende periode. Dette kan trolig settes i sammenheng med teori om momentum¹⁶ i markedene. Også Bernhardsen (2008) finner en slik positiv sammenheng i denne variabelen. En må merke seg at i modellen vår er $\Delta nokeur_{t-1}$ ikke signifikant på et 10 % nivå, og konklusjoner omkring betydningen av den må derfor tolkes med varsomhet.

I modellen gir en økning i oljeprisen på 1 %, en styrking av kronen på 0,06 %. I henhold til tidligere beskrevet teori omkring oljeprisens påvirkningskraft på kronen, er denne sammenhengen som forventet. En økning i oljeprisen vil blant annet gi økte inntekter til oljeselskapene og dermed økte statsinntekter til Norge, noe som igjen antas å styrke kronekursen. Variabelen for oljeprisendring er signifikant på 1 % nivå. Både Bernhardsen (2008) og Bjørnstad & Jansen (2007) finner samme fortegn som oss for denne sammenhengen.

Når det gjelder endring i rentedifferansen, har koeffisienten negativt fortegn. Dette betyr at en relativ styrking av kronerenter mot euroenter medfører en appresiering av den norske kronen. Også dette er som forventet i henhold til teorien, blant annet på grunnlag av at en høyere rente i Norge sammenlignet med eurolandene fører til at flere investorer ønsker å investere i norske kroner, noe som videre gir et press i retning av sterkere kronekurs. Dette er også samme resultat hva fortegn gjelder som Bernhardsen (2008), samt Bjørnstad og Jansen (2007). Koeffisienten på -4,10 tilsier at dersom renten i Norge øker relativt med 1 %-poeng, gir dette en styrking av kronekursen på hele 4,10 %. At absoluttverdien på koeffisienten for renteendring er såpass stor virker som et rimelig resultat, ettersom en renteendring på hele 1 prosentpoeng vil ut ifra teorien gi forventning om en stor kursbevegelse. Også variabelen for endring i rentedifferansen er signifikant på 1 % nivå. Siden man kan tenke seg at renten og kronekursen gjensidig påvirker hverandre, kan det tenkes at det oppstår simultanitetsproblemer ved estimering i samme periode t . For finne ut av dette, kreves det mer

¹⁶ Momentum kan forstås som positiv seriekorrelasjon i kortsiktig avkastning, det vil si at en prisøkning tenderer til å bli etterfulgt av en videre prisøkning, men med avtagende effekt (Kinserdal, 2010)

omfattende undersøkelser. Bernhardsen og Bårdsen (2004) drøfter en slik simultan modell, hvor de konkluderer med at det er effekten fra renten til kronekursen som dominerer. Vi velger å anta at dette er gjeldende også for vår estimeringsperiode, og går derfor videre uten videre undersøkelser av eventuelle simultanitetsproblemer¹⁷.

Dersom euro styrker seg mot amerikanske dollar, vil dette også gi en appresiering av euro mot norske kroner i modellen. Fortegnet her er det samme som Bernhardsen (2008) finner i sin modell. I bilaterale valutakursmodeller er det å inkludere en krysskurs plausibelt, fordi dette vil fange opp endringer i NOK/EUR-kursen som ikke direkte kan tilskrives endrede forhold for den norske kronen. Eksempelvis kan gjeldskrisen i eurolandet Hellas tenkes å ha en slik effekt. Konsekvensen er at når euroen appresierer i relativ forstand (mot flere valutaer), vil dette kunne fanges opp med usdeur-variablen. Motsatt, dersom amerikanske dollar depresierer mot andre valutaer, gir ikke dette nødvendigvis en endring i forholdet mellom norske kroner og euro selv om dette kan fremkomme slik av modellen. Dette kan være en svakhet i modellen. Variablen er signifikant på 5 % nivå, og har koeffisient som tilsier at når amerikanske dollar appresierer én prosent mot euro medfører det 0,15 % appresiering i kronekursen.

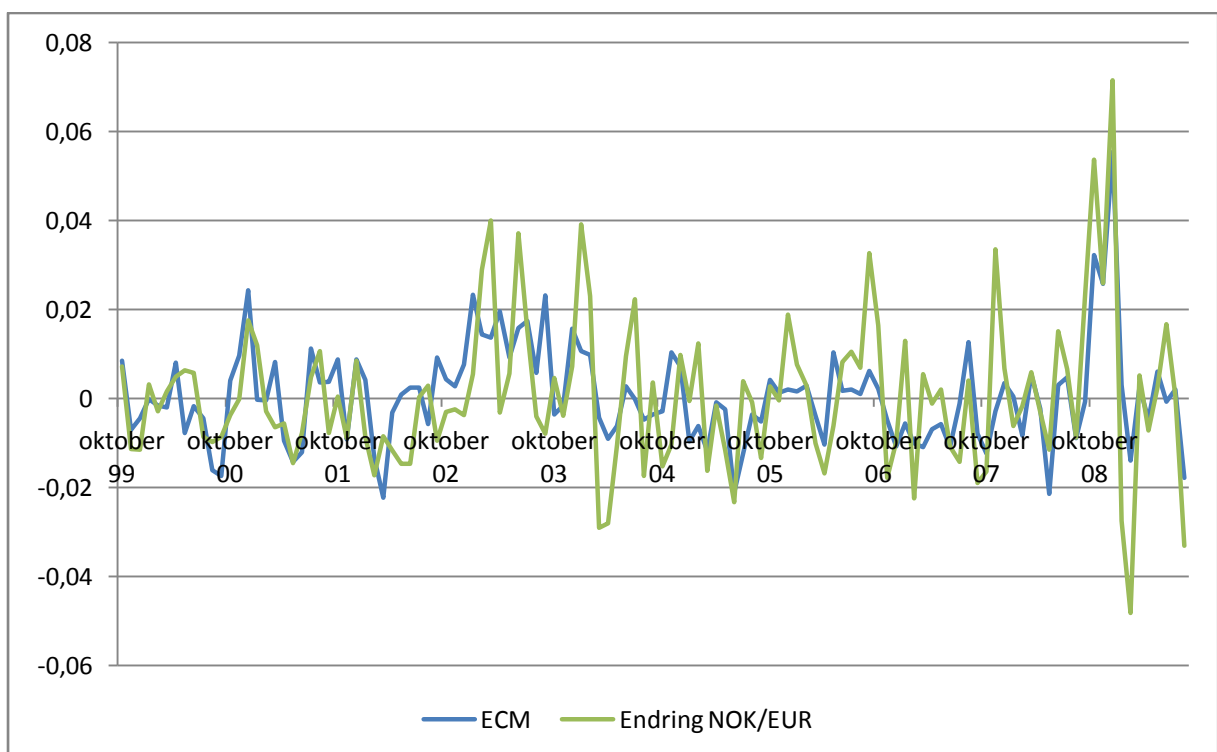
Som beskrevet ovenfor er det i tidligere undersøkelser (se Naug (2003)) funnet tegn til at kronekursen korrelerer med amerikanske aksjekurser. Samtidig viser figur 2.7 til at korrelasjonen kan ha skiftet fortegn den senere tid. Vi finner en sammenheng som tilsier at en én prosents positiv utvikling i S&P500-indeksen, medfører en 0,06 % appresiering av kronen. Denne variabelen har et signifikansnivå på 11 %, noe vi vurderer som noe svakt.

En lite signifikant endringsvariabel i modellen er VIX. Dette er noe skuffende, da vi hadde forventet en sterkere sammenheng mellom kronekurs og risiko i markedet (VIX er dog meget signifikant i langtidsmodellen, se kapittel 4.5.3). Særlig ser det ut til (se figur 2.10) at kronekursen og VIX-indeksen korrelerer i 2008-2009, altså under finanskrisen. Årsaken til det lave signifikansnivået kan være at volatilitet har hatt lite å si for kronekursen før finanskrisen. Et annet aspekt er at risiko har mye mer påvirkningskraft når risikoen i markedet ligger på et høyt nivå, og eventuelt ved spesielt store endringer. Modellen predikerer en svak negativ sammenheng mellom variablene, slik at en 1 % økning i VIX-indeksen gir en appresiering av kronen på 0,005 %. At koeffisienten her har negativt fortegn er noe overraskende, da man i teorien skulle forvente at økt volatilitet gir en svekkelse av kronekursen, hvilket jo også det

¹⁷ (Bernhardsen & Bårdsen, Sammenhengen mellom styringsrenten og makroøkonomiske variable:, 2004)

ser ut til at har vært tilfelle i perioder med spesielt høy volatilitet. Naug (2003) finner at dersom risikoen øker (målt ved *GRI*-indeksen), depresierer kronen målt mot en konkurransekursindeks. En mulig forklaring til vårt noe svake og overraskende resultat kan altså være at vi estimerer over perioder hvor sammenhengen mellom variablene er noe uklar og tilsynelatende med skiftende fortegn, jfr. figur 2.10. En mulig løsning på dette kan være å inkludere en *dummy*-variabel i modellen, for tiden før og etter finanskrisen.

Koeffisienten tilhørende likevektsligningen har verdien $-0,0547$. Forståelsen av denne koeffisienten er at om valutakursen er avvikende fra likevektløsningen, vil avviket korrigeres med en fart på 5,5 % over én periode. Justeringsleddet er signifikant på 10 % nivå.



Figur 4.2: Korttidsmodell sammenlignet med faktisk endring i NOK/EUR over perioden.

En nærmere undersøkelse av modellen viser at forklaringsmodellen vi har estimert treffer riktig retning i endring av NOK/EUR-kursen i 83 av de 120 observasjonene. Dette betyr at i i omtrent 7 av 10 tilfelle fanger modellen opp tilstrekkelig informasjon i markedene til å kunne gi et korrekt anslag på hvilken i retning kursbevegelsen går.

4.5.2 En prediksjonsmodell

Følgende modell viser en predikering av Δ nokeur. Dette er altså en *forutseende* modell som estimerer endring i norske kroner mot euro kommende måned, basert på endring og nivå i forklaringsvariablene forrige måned. Modellen inneholder derfor kun laggede forklaringsvariabler. Referansestudiene inneholder lite sammenlignbart materiale på dette området, så vi får ikke sammenlignet denne modellen med andre studier direkte.

Følgende korttidsmodell for Δ nokeur i perioden august 1999 til august 2009 blir estimert. Her tilsvarende en positiv endring i Δ nokeur en depresiering av norske kroner.

(4.2)

Følgende testdiagnostikk for modellen blir beregnet:

Tabell 4.2: Testdiagnostikk prediksjonsmodell.

R^2		0,179
RMSE		0,0158
BG	χ^2 [p]	50,109 [0,059]*
JB	χ^2 [p]	17,444 [0,000]***

Sammenlignet med forklaringsmodellen, har denne prediksjonsmodellen en markant lavere forklaringsgrad, og høyere RMSE. At forklaringsgraden er lavere er i tråd med hva vi hadde forventet, ettersom det er vanskeligere å estimere en prediksjonsmodell enn en som sammenfaller i tid.

BG-verdiene forteller at vi på 5,9 % signifikansnivå kan avvise nullhypotesen om ingen autokorrelasjon i residualleddene. Ut ifra normalitetstesten kan vi ikke si at restleddene i modellen er normalfordelte. Dette kan blant annet skyldes ekstremobservasjoner gjennom finanskrisen¹⁸. Vi velger å gå videre med modellen til tross for disse mulige problemene.

Dynamikk i endringsvariablene

Den predikerte endringen i *noketur* har en positiv sammenheng med den laggede variabelen. Dette betyr at dersom kronekursen appresierte sist måned, så er kursen forventet å appresiere også måneden etter. Dette kan muligens forklares med psykologi i markedet (momentum); investorene har en forventning om at kursen vil gå opp denne måneden dersom den gjorde det sist måned. Koeffisienten tilsier at dersom valutakursen appresierte med 1 % sist måned, så er den forventet å styrke seg med ca 0,3 % kommende måned. Variabelen for lagget valutakurs er signifikant på et 5 % nivå.

I motsetning til korttidsmodellen, er oljeprisen er i denne modellen *ikke* statistisk signifikant. Modellen predikerer derimot også i denne modellen en koeffisient med negativt fortegn, slik at en oljeprisøkning sist måned tilsier en appresiering av kronekursen kommende måned. Modellen predikerer at dersom oljeprisen gikk opp 1 % sist måned, vil kronekursen appresiere ca 0,004 % neste måned. Variabelen for oljepris gir altså veldig små utslag i modellen, og vi kan dermed si at det ser ut til at oljeprisendring har lite å si for hva som skjer med kronekursen måneden etter.

Når det gjelder rentedifferansen, viser modellen at en positiv økning i renten innenlands inneværende måned, vil gi en forventet depresiering av kroner i forhold til euro neste måned. Koeffisienten for renteendringen har altså i denne modellen motsatt fortegn av hva som var tilfelle i forklaringsmodellen. Her er variabelen heller ikke signifikant, noe den er i forklaringsmodellen. Resultatet kan muligens sees i sammenheng med Dornbusch's teori om "overshooting" i valutamarkedet; valutakursen har ved renteøkningen appresiert til et høyere nivå enn den økte rente skulle tilsi, som igjen fører til at valutakursen for høyrentevalutaen depresierer påfølgende perioder.

Variabelen for USD/EUR er ikke signifikant, og påvirker ikke modellen særlig grad. Vi hadde heller ikke forventet noen særlig signifikans her. For oss virker det også lite intuitivt at en endring i USD/EUR-kursen *inneværende måned* skal gi noen effekt på endringen i

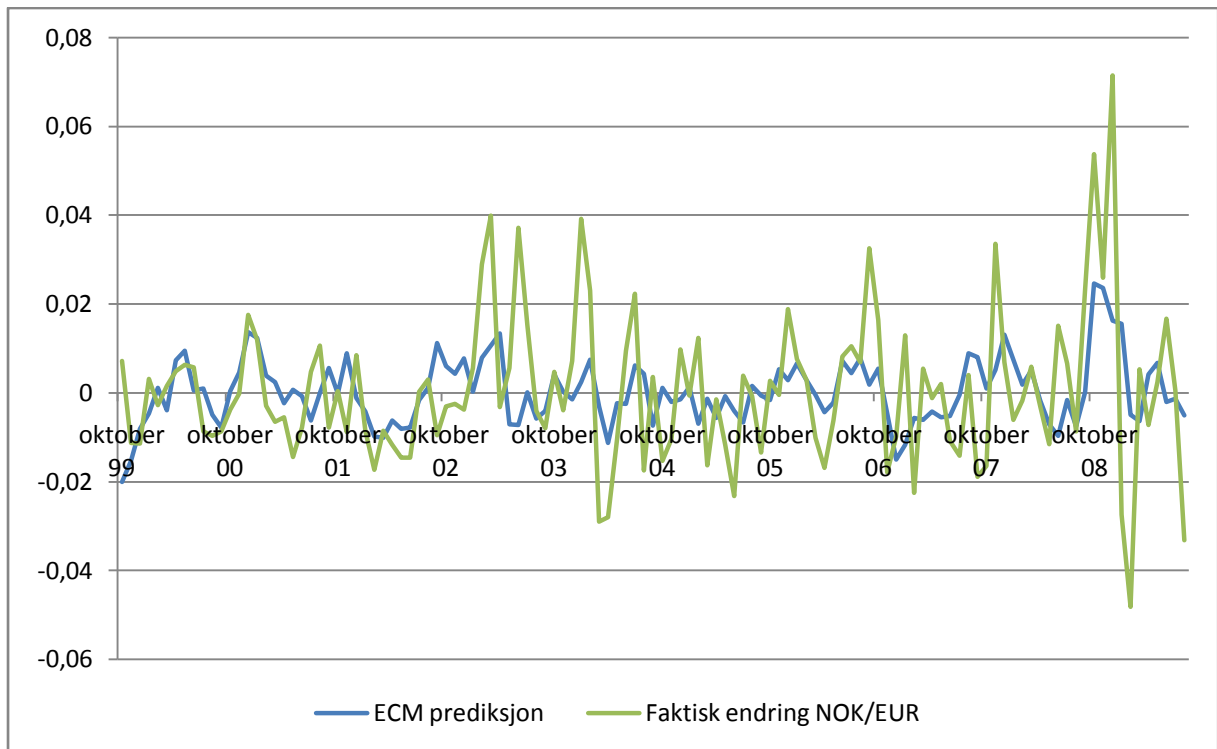
¹⁸ Samme modell er estimert, hvor perioden 2008-2009 ble utelatt. Vi kunne i dette tilfellet *ikke* avvise nullhypotesen om normalitet i modellen.

NOK/EUR-kursen *neste måned*. Som tidligere nevnt har vi med variabelen som en krysskurs for å fange opp eventuelle bevegelser i euroen som ikke kan sette i direkte sammenheng med norske kroner. I forklaringsmodellen var variabelen signifikant på et sterkt nivå, noe vi tror kan tolkes som at denne krysskursen kan brukes som en forklaring på tidligere endringer, men vanskelig kan anvendes til prediksjonsformål.

Modellen predikerer videre en appresiering av kronekursen dersom S&P 500-indeksen steg sist måned. Variabelen har dermed motsatt fortegn av hva som er tilfelle i forklaringsmodellen. I denne prediksjonsmodellen er det ikke enkelt å gi noen særlig logisk forklaring på hvorfor sammenhengen her går den ene eller andre veien. Til tross for at vi finner det vanskelig å gi en plausibel forklaring på fortegnet, er variabelen for S&P 500-indeksen er signifikant på 10 % nivå.

I motsetning til i forklaringsmodellen, er variabelen for VIX-indeksen i denne modellen signifikant; dette på et 5 % nivå. Koeffisienten har negativt fortegn, slik at en økende VIX-indeks (økende grad av risiko) tilsier en appresiering av kronekursen neste periode. Også her er det vanskelig å gi noen logisk forklaring angående fortegnet. Økende risiko i markedene skal ut ifra teorien vi har beskrevet kunne gi en depresierende effekt på kronen. Det at VIX-indeksen er signifikant i modellen, er likevel et spennende resultat fordi det viser at det kan være grunnlag for å inkludere VIX-indeksen i modeller av denne typen.

Koeffisienten til feiljusteringsleddet er signifikant på 1 % nivå i prediksjonsmodellen. Koeffisienten har verdien 0,145, noe som tilsier at avviket korrigeres med en fart på 14,5 % over én periode.



Figur 1.2: ECM-modellens predikerte kursendring sammenlignet med faktisk endring i NOK/EUR.

Som vist ser ikke prediksjonsmodellen ut til å kunne gi et presist anslag på NOK/EUR-kurs én måned frem i tid. En nærmere inspeksjon av bevegelsene i den faktiske kursen og i den modellerte viser at vår modell predikerer riktig *retning* i kursbevegelse kommende måned i 68 av 120 tilfeller. Dette resultatet er som ventet svakere enn hva vi fant i forklaringsmodellen. På den andre siden mener vi at modellen kan ha en funksjon, i kraft av at den ser ut til å predikere riktig retning i flere tilfeller enn den tar feil.

4.5.3 Langtidsløsningen

Ut i fra feiljusteringsmodellen, blir følgende langtidsløsning for perioden august 1999 til august 2009 spesifisert:

(4.3)

Denne modellen gir en prediksjon for nivået på NOK/EUR-kursen. En høyere verdi på *nok eur* tilsier her en svekkelse (depresiering) av kronen. Bortsett fra *olje* og *sp500*, er alle variablene signifikante på 1 % nivå.

I motsetning til hva som er tilfellet i korttidsløsningene, får vi i langtidsløsningen et fortegn for oljeprisen som *ikke* svarer etter forventningene. At variabelen her har positivt fortegn, tilsier at dersom oljeprisen er høy, så kan vi forvente en lav kronekurs. Dette stemmer dårlig med teorien, fra hvilket vi skulle forvente en sterk kronekurs ved høy oljepris. Variabelen er heller ikke signifikant i langtidsløsningen, hvilket betyr at oljeprisen ikke har mye å si for det langsiktige nivået i kronekursen ut i fra modellen.

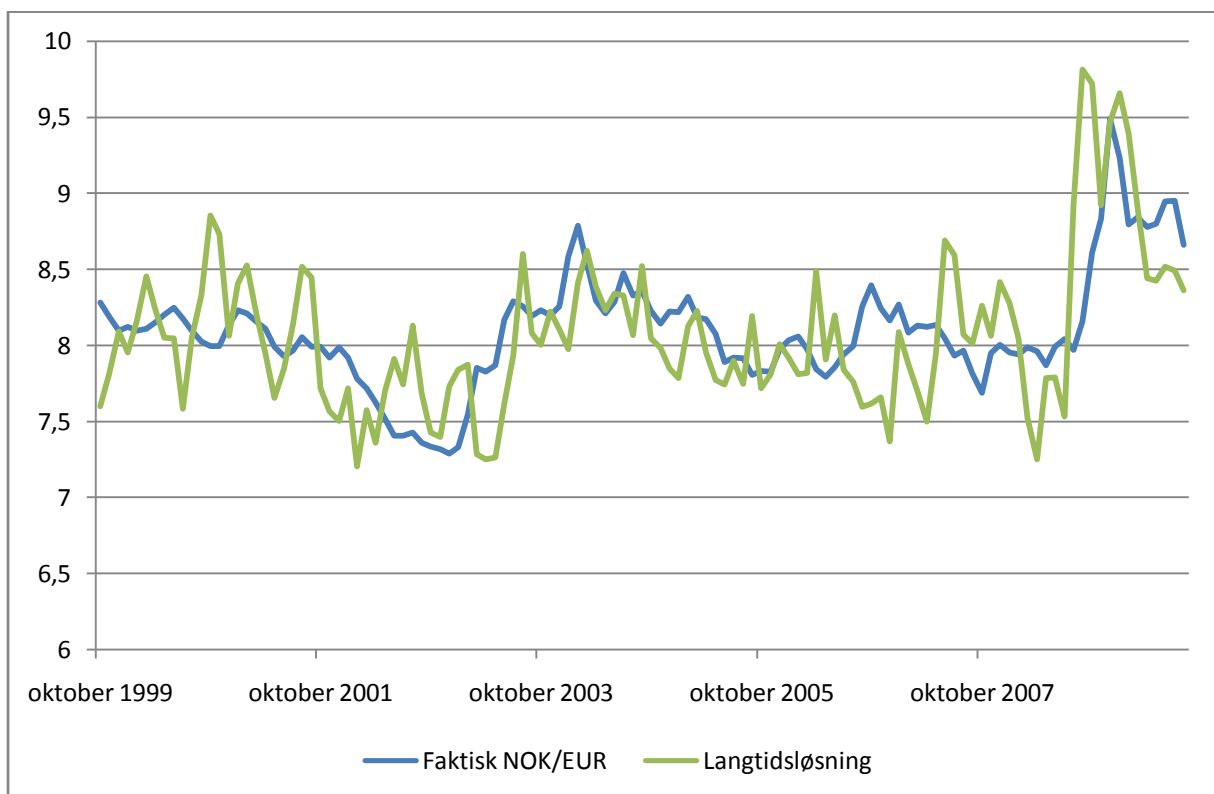
Når rentedifferansen er positiv betyr dette, ut ifra vår definisjon av variabelen, at renten er *høyere* i Norge (NIBOR) enn i eurorenten (BBA LIBOR). I langtidsløsningen har koeffisienten negativt fortegn. Dette medfører at et relativt sett *høyt* norsk rentenivå, gir en *sterk* kronekurs. Dette står bra i forhold til teorien vedrørende etterspørselseffekten ved renteforskjeller; stor og positiv renteforskjell mot utlandet tilsier økt press på den norske kronen. Variabelen for rentedifferansen er signifikant på 1 % nivå.

Modellen viser at en sterkere euro-kurs i forhold til amerikanske dollar, gir en forventning om styrking av norske kroner mot euro. Dette virker intuitivt som en noe merkelig sammenheng, fordi vi ikke kan se hvorfor en svekket euro mot dollar skal gi en styrket euro mot den norske kronen.

Variabelen for S&P 500 er ikke signifikant i langtidsmodellen. Den indikerer at et sterkt aksjemarked i USA tilsier en relativt svak kronekurs. At vi her har et positivt fortegn foran koeffisienten, kan henge sammen med teorien om at investeringer i henholdsvis aksjemarkedet og valutamarkedet kan sees på som konkurrerende investeringer. I tider hvor aksjemarkedet går godt, er det mindre interessant for investorer å prøve å utnytte renteforskjeller og dermed påvirke valutakursene. Fortegnet ser altså ut til å svare til forventningene. Når variabelen likevel ikke er signifikant, kan dette ha sin årsak i at det ser ut til å ha skjedd en endring i forholdet mellom S&P-500-indeksen og kronekursen under/etter finanskrisen (se figur 2.7), hvor et sterkt fallende aksjemarked gikk sammen med en fallende kronekurs, og den påfølgende oppgangen i aksjemarkedene skjedde samtidig med at kronekursen styrket seg igjen. Denne tilsynelatende endringen i dynamikken over estimeringsperioden kan ha forstyrret regresjonen og gitt et svakt signifikansnivå for *sp500-*

variabelen. Det kan selvfølgelig også være flere årsaker til det svake signifikansnivået, for eksempel at store endringer i det relative rentenivået samtidig med utviklingen i aksjemarkedene forstyrrer regresjonsresultatet.

Når det gjelder risiko, målt ved VIX-indeksen, så viser modellen at en økning i risiko gir en prediksjon om en lavere kronekurs. I teoridelen har vi argumentert for at enkelte valutaer kan oppfattes som trygge havner, altså valutaer som er ansett som trygge investeringer i perioder med mye usikkerhet. Resultatet her kan altså oppfattes som at norske kroner *ikke* er blitt oppfattet som noen trygg havn under estimeringsperioden. Resultatet stemmer i så måte både med argumentasjonen fra Bernhardsen og Røisland (2000), som argumenterer for at norske krone sees på som en rand-valuta, som viser tegn til å svekke seg i perioder med høy volatilitet i finansmarkedene, og med Flatner (2009) som ikke finner tegn til at det er en trygg havn-valuta.



Figur 4.3: Langtidsløsning feiljusteringsmodell sammenlignet med faktisk nivå på NOK/EUR-kursen over perioden.

Vi ser av figuren at løsningen i den langsiktige modellen fluktuerer mer enn hva faktisk kurs gjør.

4.6 Videre undersøkelser av modellene

Avslutningsvis vil vi foreta noen enkle undersøkelser av modellene. Dette for å teste hvordan modellene endrer seg under endrede forutsetninger.

4.6.1 Modellene med 12-måneders rente

Som nevnt tidligere kan det være av interesse å estimere modellene også med 12-måneders rente for å se om resultatene da avviker noe. I så fall vil slike avvik kunne være av særlig interesse å undersøke videre.

Fordi både 3- og 12-måneders rente ble funnet å være kointegrert med et sett av samme variabler (jfr. figur 4.2) kunne vi kjøre en identisk modellestimering. Resultatene vi fant er at det ble ingen endring i fortegn, og at ingen av variablene avviker i nevneverdig grad med hensyn til absolutt størrelse på koeffisient, ei heller standardavvik (og derfor da signifikansnivå). Koeffisienten til rentedifferansen i langtidsløsningen er fremdeles signifikant på et 1 % nivå, men verdien endres svakt fra 7,87 til 7,12. I forklaringsmodellen og i prediksjonsmodellen er signifikansen tilsvarende for modellene med 3-måneders rente, og koeffisienter og standardavvik er kun svakt endret.

Fordi modellen ikke endres mer enn som beskrevet ovenfor, vil vi ikke gå videre i undersøkelser omkring valg av rentehorisont.

4.6.2 Modellene estimert i perioden før turbulensen i finansmarkedene

Som beskrevet tidligere i teori og figurer kan de siste observasjonene i estimeringsperioden se ut til å være særlig turbulente, med større fluktasjoner enn normalt. Vi har derfor valgt å ta bort observasjonene fra og med januar 2008 og ut utvalgsperioden, slik at vi står igjen med perioden august 1999 til desember 2007 (totalt 100 observasjoner), for så å gjøre en ny modellestimering. Vi har på samme måte som tidligere testet for stasjonaritet og kointegrasjon. Resultatet er at variablene på nivåform er ikke-stasjonære, men at det kointegrerte vektorer når alle seks variablene inkluderes¹⁹. Foreløpig er det altså samme resultat som i de opprinnelige modellene, og vi kan derfor estimere nye modeller med samme variabler.

¹⁹ Kointegrasjonstest: # vektorer: 2 (1); Trace-verdi 44,230 (82,448); 5 % kritisk verdi: 47,21 (68,52). Vi ser av dette at vi ikke kan avvise nullhypotesen om to kointegrasjonsvektorer.

I langtidsløsningen er nå alle variablene signifikante på 1 % nivå, hvilket betyr en endring i forhold til den opprinnelige modellen hvor S&P 500 og oljeprisvariablene ikke var signifikante. Forklaringen til dette kan være de kraftige bevegelsene i perioden som nå er utelatt.

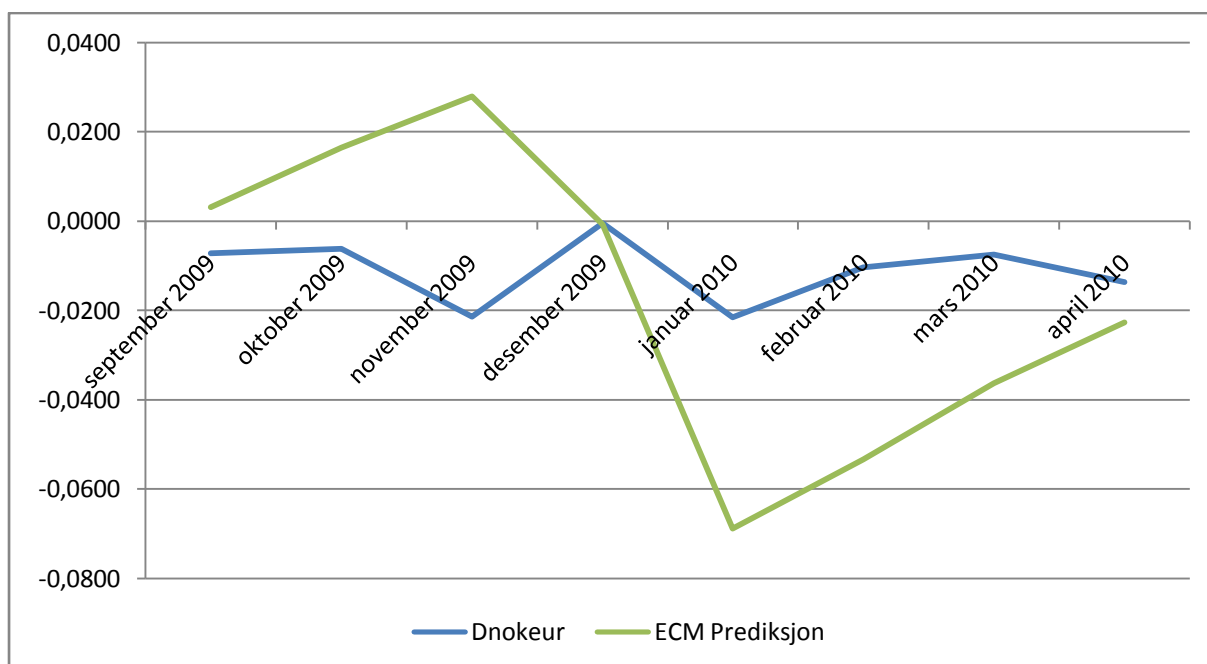
Forklaringsmodellen er i all hovedsak uendret. Dette gjelder både fortegn og signifikans til variablene. Prediksjonsmodellen har ingen endring i fortegnene til de signifikante variablene. Fortegnet har kun endret seg i oljepris og rentedifferanse, men disse er ikke signifikante i noen av modellene. Den eneste markante endringen finner vi i krysskursvariabelen usdeur, som har gått fra å ikke være signifikant, til å være signifikant på 1 % nivå. Som nevnt tidligere finner vi det vanskelig å argumentere for usdeur til prediksjonsformål, men det at den i den nye modellen er signifikant kan være argument for at den bør være med i prediksjonsmodeller.

I det store er det få markerte endringer i modellen dersom vi henholdsvis inkluderer eller ekskluderer perioden under finanskrisen. Verdt å merke seg er at i langtidsløsningen blir oljepris og S&P 500 signifikante. På den annen side finner vi det noe overraskende at VIX ser ut til å være relativt uendret. Forventningene våre var at den ville ha mindre påvirkning i den nye modellen. Dette fordi vi antok at den sterkt økte risikoen den siste perioden hadde en stor innvirkning på kronen, og risikoendringer hadde mindre å si for kronkursen i perioder med relativt sett stabile risikobilde.

4.6.3 Test av prediksjonsmodell "out of sample"

Estimeringsperioden for de modellene vi har utarbeidet går fram til og med august 2009. I skrivende stund befinner vi oss i mai 2010, hvilket betyr at vi har åtte måneder med observasjoner²⁰ som kan brukes til å teste hvor godt modellen har klart å predikere valutakursendringene som er skjedd etter estimeringsperioden. Grunnet kort periode og dermed få observasjoner, vil vi kun foreta en enkel sammenligning.

²⁰ Observasjonene er hentet i fra Yahoo! Finance (2010), Norges Bank (2010) og Thomson Reuters Datastream (2010)



Figur 5.4: Test av prediksjonsmodell "out of sample"

Som forventet klarer ikke modellen helt presist å predikere endringene i valutakursen, men det er også positive resultater å spore her. Modellen synes å predikere riktig retning i et flertall av tilfellene, og avvikene mellom predikert og faktisk endring er ikke urimelig store.

For de tre første observasjonene bommer prediksjonsmodellen på retningen i endringen; modellen viser at norske kroner skal depreciere, mens resultatet ble en appresiering i alle de tre høstmånedene. Etter nyttår treffer modellen bedre med retningen; både predikert og faktisk endring viser appresiering av kronen for alle måneder så langt i 2010. Totalt så treffer prediksjonsmodellen riktig retning i 5 av de 8 observasjonene *out of sample*.

Ved grafisk inspeksjon ser det ut til at grafene følger hverandre noe. Ved eksakt beregning bommer modellen i snitt med 2,64 % hver måned. Det er dog ikke riktig å legge for mye vekt på disse resultatene, ettersom testperioden er så kort som den er.

5. Konklusjon

Denne utredningen undersøker sammenhengen mellom endringer i valutakursen NOK/EUR og et sett av fundamentalfaktorer. De faktorene vi benytter til å forklare valutakursbevegelser har forankring i økonomisk teori som er gjennomgått og diskutert i første del av utredningen.

Motivasjonen for oppgaven var at vi ønsket å foreta en empirisk undersøkelse av hvilke fundamentalfaktorer som kan benyttes til forklaringsvariabler i en valutakursmodell for den norske kronen. Undersøkelsene skulle ta utgangspunkt i tidligere modeller og arbeider innen området, men vi ville få med uroen i de finansielle markedene den senere tiden i estimeringsperioden. Ut i fra en antagelse om at VIX-indeksen gjennom finanskrisen har påvirket kronekursen, ønsket vi hvorvidt den faktisk bør inkluderes i en valutakursmodell. I tillegg ville vi utarbeide en ren prediksjonsmodell for NOK/EUR. Med en prediksjonsmodell var målet å finne ut hvorvidt det er mulig å forutsi valutakursendringer, og i så fall hvilke variabler som kan benyttes til dette.

Resultatene for forklaringsmodellen viser at flere av fundamentalfaktorene gir forklaringsgrunnlag til bevegelser i valutakursen. Faktorer som er signifikante i modellen er oljepris, rentedifferanse, kursen på USD/EUR og S&P 500-indeksen. Resultatene viser at økning i oljeprisen har en appresierende effekt på den norske kronen. Også en økende rentedifferanse mot eurosonen gir i modellen en styrket kronekurs. Begge disse effektene er i tråd med etablerte teorier, og hva både Bernhardsen (2008), og Bjørnstad & Jansen (2007) finner. Også utviklingen i aksjemarkedet ser ut til å ha effekt på kronekursen; økende aksjekurser, målt ved S&P 500-indeksen, har i modellen en appresierende effekt på kronen.

Hovedformålet med å lage en prediksjonsmodell var å undersøke om det finnes variabler som kan si noe om den kommende periodes bevegelser i NOK/EUR. Resultatene for prediksjonsmodellen viser at det er mulig å utarbeide en valutakursmodell som har en viss prediksjonskraft, men resultatene viser også at det er vanskelig å oppnå tilfredsstillende presisjon i en slik modell. I omtrent 57 % av tilfellene klarer modellen å predikere riktig retning på valutakursendringen fra periode til periode. Vi skulle selvfølgelig ønske at modellens presisjon hadde vært bedre, men dette er med på å illustrere hvor vanskelig det er å kunne forutsi bevegelser i valutakurs på bakgrunn av historiske data. De faktorene som er signifikante, og dermed ser ut til å kunne benyttes i prediksjonsmodeller for kursen på norske kroner mot euro er VIX-indeksen, S&P 500-indeksen, samt hvordan prisen på norske kroner i

forhold til euro beveget seg forrige periode. At vi her har funnet en sammenheng mellom VIX-indeksen og kronekursen er et interessant resultat som vi ikke har sett i andre modeller for norske kroner mot euro.

Når det gjelder det langsiktige nivået på kronekursen fremkommer det av modellen at størsteparten av fundamentalfaktorene vi har testet har påvirkningskraft; unntakene er oljepris og aksjemarkedet. Et høyt norsk rentenivå gir i modellen en sterk kronekurs, noe som er helt i tråd med forventningene. Videre er det verdt å merke seg at modellen viser at en høy grad av risiko i markedene, målt ved VIX-indeksen, gir en svakere kronekurs. Dette har den interessante implikasjonen at norske kroner ikke regnes som en trygg havn i valutamarkedene, noe som er i tråd med funn gjort av Bernhardsen og Røisland (2000), og Flatner (2009).

Ved spesifisering av samme type modell, men hvor perioden fra og med 2008 er utelatt, finner vi at alle forklaringsvariablene er signifikant i langtidsløsningen. Dette indikerer at turbulensen i finansmarkedene den siste tiden har gjort det vanskeligere å estimere valutakursmodell for NOK/EUR når denne perioden er med i estimeringsperioden. Videre har vi funnet at bruk av tre- eller tolv månedersrenter har minimal innvirkning på spesifisering og resultater av valutakursmodellen.

I videre forskning kan det være interessant å forsøke å finne flere faktorer, og eventuelt kombinasjoner av disse, som kan tenkes å ha sammenheng med kronekursen. Det vil òg være interessant å gå videre med funnene vi har på sammenhengen mellom VIX-indeksen og kronekursen. Herunder ligger blant annet en videreføring av arbeidet omkring den norske kronen som en trygg havn-valuta.

6. Bibliografi

Akram, F., & Vinje, P. (2008). *Oppgangen i oljeprisen - fundamentale og finansielle faktorer*. Oslo: Norges Bank.

Akram, F., Brunvatne, K.-M., & Lokshall, R. (2003). Reelle likevektsvalutakurser. *Norsk Økonomisk Tidsskrift*.

Bank for International Settlements. (2007a, Desember). *Triennial Bank Survey*. Hentet mai 2010, 20 fra Bank for International Settlements: <http://www.bis.org/publ/rpfxf07t.pdf>

Bank for International Settlements. (2007b, Desember). *Triennial Central bank Survey: Statistical annex tables*. Hentet mai 20, 2010 fra Bank for International Settlements: <http://www.bis.org/publ/rpfxf07a.pdf>

Bergo, J. (2004, november 12). *Oljepris, konjunkturer og pengepolitikk*. Hentet oktober 14, 2009 fra Norges Bank: http://www.norges-bank.no/templates/article____18115.aspx

Bernhardsen, T. (2008). *Staff Memo 2008: Simple cross-check models for the krone exchange rate*. Oslo: Norges Bank.

Bernhardsen, T., & Bårdsen, G. (2004, November 1). Sammenhengen mellom styringsrenten og makroøkonomiske variable. *Staff Memo Nr. 2004/2*, s. 9.

Bjørnstad, R., & Jansen, E. S. (2007). *The NOK/euro Exchange Rate After Inflation Targeting: The Interest Rate Rules*. Oslo: SSB.

Black, K. (2005, januar 27). How the VIX Ate my Kurtosis. Chicago, Illinois, USA.

Carter, R. H., Griffiths, W. E., & Judge, G. G. (2001). *Undergraduate Econometrics*. New York: Wiley.

Chicago Board Option Exchange. (2009). *THE CBOE VOLATILITY INDEX® - VIX®*. Hentet November 3, 2009 fra CBOE: <http://www.cboe.com/micro/vix/vixwhite.pdf>

Faust, J., Rogers, J. H., Wang, S.-Y. B., & Wright, J. H. (2006). The high-frequency response og exchange rates and interest rates to macroeconomic announcements. *Journal of Monetary Economics*.

- Fidjestøl, A. (2007). *Sentralbankens likviditetspolitikk i en oljeøkonomi*. Oslo: Norges Bank.
- Finansdepartementet. (2008). *Bruken av petroleumsinntekter*. Hentet oktober 13, 2009 fra www.regjeringen.no: <http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/dok/regpubl/stprp/2007-2008/stprp-nr-1-2007-2008-/1/2/2.html?id=483100>
- Flatner, A. (2009). *Norske kroner ingen trygg havn*. Hentet oktober 20, 2009 fra Norges Bank: http://www.norges-bank.no/Upload/Publikasjoner/Aktuell%20kommentar/2009/Aktuell-kommentar_03_09.pdf
- Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1995). Empirical Research on Nominal Exchange Rates. In Grossmann, & Rogoff, *Handbook of International economics vol. III* (pp. 1689-1729). Amsterdam: Elsevier.
- Frankel, Jeffrey A. (2007, november 19.). *Getting Carried Away: How the Carry Trade and Its Potential Unwinding Can Explain Movements in International Financial Markets*. Hentet november 3., 2009 fra Homepage of Professor Jeffrey Frankel: <http://ksghome.harvard.edu/~jfrankel/CarryTradeNov19-2007.pdf>
- Gjedrem, S. (2001, juli 6). *Kronen og renten*. Hentet oktober 21, 2009 fra Norges Bank: http://www.norges-bank.no/templates/article_____13711.aspx
- Gujarati, D. N. (2003). *Basic Econometrics*. New York, US: McGraw-Hill Higher Education.
- Gyntelberg, J., & Remolona, E. M. (2007). Risk in carry trades: a look at target currencies in Asia and the Pacific. *BIS quarterly review* .
- Harris, R., & Sollis, R. (2003). *Applied Times Series Modelling and Forecasting*. Chichester: Wiley.
- Kinserdal, F. (2010). *Forelesningsnotat nr 12 BUS425 - Strategisk regnskapsanalyse og verdsettelse*. NHH.
- Krugman, P. (1980). Oil and the Dollar. *NBER working paper series* , 554.
- Landberg, M., & Tellesbø, Ø. (2005). Bankers valutakursprognoser - ren augurisme eller treffsikre spådommer? *Økonomisk forum nr. 2* , 28-33.
- Levich, R. M. (2001). *International Financial Markets*. McGraw-Hill.

- Meese, R. A., & Rogoff, K. (1983). Empirical Exchange Rate Models of the Seventies. *Journal of International Economics* 14 , 3-24.
- Mishkin, F. S. (2007). *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*. Boston: Greg Tobin.
- Naug, B. E. (2003). *Faktorer bak utviklingen i kronekursen – en empirisk analyse*. Oslo: Norges Bank.
- Norges Bank. (2007). *Norges Bank*. Hentet oktober 6, 2009 fra <http://www.norges-bank.no/upload/63449/valuta-og-derivatmarkedet-2007.pdf>
- Norges Bank. (2008). *Norges Bank årsmelding og rekneskap 2008*. Oslo: Norges Bank.
- Norges Bank. (2009, Januar 7). *Ord og uttrykk*. Hentet oktober 8, 2009 fra Norges Bank: http://www.norges-bank.no/templates/article___11598.aspx
- Norges Bank. (2010). *Valutakurser*. Hentet mai 20, 2010 fra Norges Bank: http://www.norges-bank.no/templates/article___200.aspx
- Poon, S.-H. (2005). *A practical guide to forecasting financial market volatility*. Chichester: Wiley.
- Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature* , 647-668.
- Romstad, M. (2008, august 22). *Dollaren beveger oljeprisen, ikke motsatt*. Hentet oktober 14, 2009 fra DnB NOR ASA: https://www.dnbnor.no/markets/nyheter/080822_olje.html
- Roubini, N. (2009, november 1.). *Mother of all carry trades faces an inevitable bust*. Retrieved november 4., 2009, from Financial Times: <http://www.ft.com/cms/s/0/9a5b3216-c70b-11de-bb6f-00144feab49a.html>
- Skanche, M. (2009, oktober 30.). Gjesteforelesning NHH, FIE-421: Forvaltningen av petroleumsformuen og Statens pensjonsfond - Utland.
- Solheim, H. (2008). *Virkningene av økt oljepris på norsk*. Hentet oktober 14, 2009 fra Norges Bank: http://www.norges-bank.no/upload/publikasjoner/aktuell%20kommentar/2008/ak2_08.pdf

- StataCorp LP. (2007). *Stata 10.0: Time Series Reference Manual*. Texas: Stata Press.
- Steigum, E. (2004). *Moderne makroøkonomi*. Gjøvik: Gyldendal Norsk Forlag AS.
- Studenmund, A. H. (2006). *Using econometrics: A practical guide*. Boston: Pearson Education.
- The Economist. (2009). *Big Mac Index*. Hentet oktober 12, 2009 fra The Economist: <http://www.economist.com/markets/bigmac/about.cfm>
- The Economist. (2007, februar 24). Carry on speculating. *The Economist* , p. 80.
- The Economist. (1990, desember 1.). Why Currencies Overshoot. *The Economist* , pp. 97-98.
- The Federal Reserve Bank of New York*. (2008). Hentet oktober 6, 2009 fra The basics of foreign trade and exchange: <http://www.ny.frb.org/education/fx/foreign.html#participants>
- The MathWorks, Inc. (2010). *Jarque-Bera test - MATLAB*. Hentet mai 12, 2010 fra The MathWorks: <http://www.mathworks.com/access/helpdesk/help/toolbox/stats/jbtest.html>
- Thomson Reuters. (2010, mai 20). Datastream.
- Torvik, R. (2003). Hvilke faktorer kan forklare utviklingen i valutakursen? *Norges Banks Skriftserie Nr.31, kap. 2* .
- US Department of Energy. (2008). *China Energy Data, Statistics and Analysis - Oil, Gas, Electricity, Coal*. Retrieved oktober 13, 2009, from Energy Information Administration: <http://www.eia.doe.gov/emeu/cabs/China/Oil.html>
- US Department of Energy. (2009). *Other International Petroleum (Oil) Data*. Hentet oktober 13, 2009 fra Energy Information Administration: <http://www.eia.doe.gov/emeu/ipsr/t21.xls>
- Wang, P. (2003). *Financial Econometrics*. London: Routledge.
- Wooldridge, J. M. (2006). *Introductory econometrics: A modern approach*. Mason: Thomson South-Western.
- Yahoo! Finance. (2010). *VIX*. Hentet mai 2010, 20 fra Yahoo! Finance: <http://finance.yahoo.com/q?s=^VIX>

