

MASTEROPPGAVE

BE305E

Lars Wilhelm Kvarsvik

Ordrestrømanalyse Euro/NOK

-en undersøkelse av informasjonsinnholdet i Norges valutahandelsstatistikk

18.05.2016

Totalt antall sider: 44

Forord

Masteroppgaven BE305E er avsluttende oppgave under mastergradsutdanningen i finansiering og investering ved NORD universitet. Oppgaven er skrevet på ett semester. Arbeidet med oppgaven har vært utfordrende, interessant og lærerikt. Jeg ønsker å takke veileder Frode Settem for å sette meg på sporet av å gjøre en valutakursundersøkelse. Jeg vil også takke Svein Oskar Lauvsnes med innhenting av data.

Lars Wilhelm Kvarsvik, mai 2016

Abstract

The target for this thesis is to identify the information held by the statistics on foreign exchange transactions in Norway, based on weekly data. By looking at the most traded currency in the statistics, Euro. To address whether transaction flows to foreign markets convey fundamental information to the exchange rate over the last 10 years. The predictions are out in 3 main findings: (1) multiple cointegration relationships between exchange rate, macro fundamentals and order flow. (2) Order flow contribute to forecast future exchange rates significantly better. (3) The forecasted part of fundamentals better at explaining exchange rates than standard measured fundamentals.

Sammendrag

Denne utredningen undersøker informasjonsinnholdet i valutahandelsstatistikken fra Norge. Ved å benytte ordrestrømanalyse undersøker jeg om valutaen som omsettes mest i det norske spotmarkedet, Euro, får økt forklaringskraft når jeg tar med elementer fra valutahandelsstatistikken gjennom de siste 10 årene. Gjennom analysen har jeg funnet flere kointegrasjoner, mellom valutakurs, makrovariablene og ordrestrømvariablene. Jeg har funnet at ordrestrøm og uventet ordrestrøm bidrar til å forklare et langsiktig forhold med valutakursen. Jeg har funnet at ved å inkludere ordrestrøm øker forklaringsgraden til valutakursen enn ved å bruke standard makrovariabler.

Innholdsfortegnelse

Forside	0
Forord	1
Abstract	2
Sammendrag	2
Innholdsfortegnelse	3
1. Innledning	4
2. Teori og metode	5
2.1 Mikrostruktur finans	5
2.2 Udekket Renteparitet	6
2.3 Valuta markedet	7
2.4 Oljeprisens betydning for NOK	8
2.5 Ordrestrøm analyse	9
2.6 Valutahandelsstatistikken fra Norges Bank	10
2.7 Kointegrasjon	11
2.7.a Engle Granger 2-steg metode	11
2.7.b Johansen VAR og VECM	12
3. Datamaterialet	14
3.1 Fundamentale forhold	14
3.2 Ordrestrøm	17
3.3 Stasjonaritet	18
4. Analyse	20
4.1 Parvis kointegrasjon	20
4.2 Makromodell	22
4.3 Ordrestrøm	25
4.4 Volum vs. Retning	25
4.5 Kontrollere for feedback-trading	31
5. Konklusjoner	37
Litteraturliste	38
Appendix	42
A Datamateriale	42
B Kointegrasjon	43
C Residualtester	44

1. Innledning

Valutamarkedet er verdens største marked og har åpent marked 24 timer i døgnet 7 dager i uken. I uke 50 i 2014 kjøpte de store bankene i Norge valuta for netto 40 milliarder kroner med forskjellige løpetider. Valutahandel genererer store inntekter for banker og meglerhusene som driver med valutahandel, og er verdens mest likvide marked. Derfor er det interessant å finne modeller som beskriver valutakursutviklingen. Slike modeller kan brukes til å predikere valutakurser og inntekter til eksempelvis eksportbedrifter. Den observerte valutakursens volatilitet tilsier at det er flere faktorer enn renten som avgjør hvordan en gitt valuta beveger seg. Siden 2005 har Norges bank publisert statistikker over kjøp og salg av norske kroner mot utenlandsk valuta. Statistikken gir informasjon om aktiviteten i markedet for norske kroner, og vil kunne hjelpe å overvåke og kartlegge mekanismene i kronemarkedet. Denne statistikken skal raskt kunne gi informasjon om hvilke kundegrupper som har vært aktive og hvilke kontraktstyper de har benyttet (Meyer og Skjelvik, 2006). Datagrunnlaget er tenkt å kunne bidra til forskningen innen valutakurst teori, forankret i en teoretisk analysemodell kalt ordrestrømanalyse. Ordrestrømanalyse er definert som forskjellen mellom verdien på kjøps- og salgsordre initiert av kunder i en periode, det vil si kundenes netto valutakjøp. Modeller som tar hensyn til ordrestrømmer når valutakursutviklingen skal forklares, blir ofte omtalt som mikrobaserte modeller. Slike brukes ofte i kombinasjon med fundamentale og tekniske analyser.

Etter finanskrisen har flere store sentralbanker i verden iverksatt en offensiv pengepolitikk, hvor kvantitative lettelser har vært en av hovedfaktorene. Denne økte pengemengden har i stor grad blitt anvendt av sentralbankene til å investere i statsobligasjoner, som har påvirket rentenivåene i stor grad. Med noen få unntak så befinner vi oss nå i en verden med renter rundt som ligger rundt et nullnivå.

Formålet vil derfor være å studere teori og sammenhenger til å lage en økonometrisk modell som kan ha en økt forklaringsgrad på kronkursutviklingen. Min hovedproblemstilling: *er å avdekke hvorvidt de ukentlige ordrestrømtallene fra Norges Bank valutahandels statistikk kan brukes til å forklare svingninger i den norske kronen mot euro, på kort- og mellomlang sikt.*

2. Teori og metode

For å forstå hvorfor ordrestrøm kan være en viktig variabel til å forklare variasjon i valutakurs, må vi se på teorien og forskningen som er gjort på området, nemlig mikrostruktur teorien. Dette er et relativt nytt felt, men forskningen på feltet har blitt mer og mer populært de siste årene.

2.1 Mikrostruktur finans

Forskningen har i flere tiår feilet i å finne empiri som kan forklare hvordan valutakurser beveger seg på kort sikt (mindre enn et år), ved hjelp av tradisjonelle makromodeller som baserer seg på offentlig informasjon (Meese og Rogoff, 1983, Cheung, Chinn og Pascual, 2005). Mikrostruktur litteraturen som blant annet har kommet gjennom arbeid fra Evans og Lyons (2007) viser lovende resultater på en forklaring mellom ordrestrømmer og daglige valutakurssvingninger. Her analyserer man adferden og formingen av priser i markedet, basert på troen til at egenskaper ved handelsmekanismene markedet bruker vil påvirke adferden til prisene (Easley, O'Hara, 2003). Modellene legger til grunn at det finnes "Key Agents" som har mer eller bedre informasjon enn andre. Slike aktører vil ha et stort fortrinn når det gjelder å posisjonere seg i forskjellige aktiva. Disse vet før andre hvilken vei en pris mest sannsynlig vil gå, før resten av markedet får denne informasjonen. Key agents vil da typisk kjøpe eller selge et aktivum hvis de har informasjon som tilsier dette. Når mange vil kjøpe et aktivum til ask-pris, justeres prisen oppover. Dermed kan key agents være med å påvirke kursen på et aktivum, som igjen kan gi informasjon til hvordan en valutakurs vil utvikle seg dersom aktivumet er viktig for det enkeltes land økonomi. Eksempler på key agents kan være store banker som har solid oversikt til en sektor.

Den norske kronen må kunne bli karakterisert som en spesiell valuta. Kronen er en utkantvaluta, i et stabilt land, med transparent finanspolitikk. Statens forvaltning av oljeinntektene har gitt Norge større handlingsrom til å styre valutakursen gjennom forvaltningen av statens pensjonsfond utland.

Noen hevder at valutakursbevegelser bare er bestemt av endringer i aggregerte makrostørrelser. Valutakursen reagerer med en gang hvis vi har endring i inflasjon eller vekst i BNP, og vi får ny likevekt for valutakursen. Mange har analysert effekten av makrovariabler

på valutakurs og empiriske modeller, og har meget dårlig forklaringsgrad (Vitale, 2007). I følge Vitale er effekten av ordrestrøm på valutakursen også betydelig over tid, i forhold til det som tidligere var kjent at mikrostrukturvariable kun hadde innvirkning på valutakurs i det korte tidsperspektivet.

2.2 Udekket Renteparitet

Hypotesen til udekket renteparitet sier at rentedifferansen mellom to land er det beste estimatet på den forventede endringen mellom disse landene. Under risikonøytralitet, vil avkastningen av å låne i en lav-rente valuta og investere i en høy-rente valuta, bli utlignet fra depresieringen av høy-rente valutaen i likevekt. Kombineres dette med hypotesen til rasjonelle forventninger, impliserer det at forward renten skal være en unbiased estimator til den tilsvarende future spot raten.

Udekket renteparitet kan skrives som

$$P_t = E[(P_{t+1}|\xi](1 + r^*)/(1 + r + \rho)$$

En valutakurs er bestemt ved:

$$P_t = \left(\frac{E[P_{t+1}(F_{t+1}|\zeta_t)]}{1 + r_t + \rho_t} \right)$$

Hvor P er valutakursen, som er en funksjon av forventningen om fremtidige makro-fundamentale F og informasjons settet ζ som en baserer sin forventning på. E er forventningsoperatoren, r er en rente, ρ er en risikopremie (Rime, 2001). Ligningen sier at prisen i dag er neddiskontert verdi av forventet pris i morgen, hvor forventet pris i morgen avhenger av informasjonen man har tilgjengelig, og hvordan man tror makro-fundamentale vil utvikle seg. Dermed blir det å bestemme en riktig valutakurs i dag meget vanskelig. Hva er BNP eller inflasjonen akkurat i dag. Slik informasjon er umulig å vite. Likevel lander markedsaktørene på noe hver dag for å gjøre en prisbeslutning eller ta en posisjon. Omfattende forskning dokumenterer at det ikke er slik i praksis. Høy- rente valutaer blir systematisk appresiert selv om forward renten impliserer depresiering. Dette blir omtalt som “the forward discount problem”, og har vært en av grunnene til fremveksten av ordrestrømsanalyse (Engel, 1996). Som et mål på udekket renteparitet blir to makrovariabler tatt med, rentedifferansen og aksjeindeks.

2.3 Valuta markedet

Valutamarkedet er et meget likvid marked. Det vil si at man vil få solgt og kjøpt valuta dersom man ønsker det. De siste 2 årene har i midlertidig volumene globalt gått ned. Fra en daglig handel på opp mot 6 billioner dollar i 2014, til 4,8 billioner dollar daglig i 2016 (Nag,2016). En av grunnene til den reduserte handelen de siste årene henger sammen med Libor skandalen hvor flere store banker hadde manipulert Libor renten. Etterspillet er fortsatt ikke over, men de fleste involverte banker har blitt bøtelagt. Denne skandalen har kjølt ned noe av handelen. Økte reguleringer etter finanskrisen samt globale nullrenter har også redusert volatiliteten i valutahandelen, men det er fortsatt verdens største marked.

Dette markedet eksisterer siden folk ønsker å flytte kontantstrøm. Finansielle institusjoner over hele verden fungerer som agenter for alle typer tradere. Når man har et marked og det er 2 parter som opererer, det er de som kjøper og de som selger. Kjøperne består hovedsakelig av individer, fond, firma og stater. Disse blir plassert i kjøperkategorien fordi de oftest har et langsiktig perspektiv. De skal gjerne forvalte penger som skal til utbetaling på et senere tidspunkt. Selgerne består hovedsakelig av investorer og tradere som handler på egen regning og meglere som handler på vegne av kunder.

Disse to sidene i markedet skaper likviditeten i markedet. Hvor likviditeten blir definert som muligheten til å få trade når en vil trade. Når en handel skal inngås blir det registrert hvilken type ordre det er snakk om. Samtidig registreres det om det er en kjøper initiert eller salgs initiert ordre, alt etter hvem som tok initiativet til å gjennomføre handelen. I et marked, av noe størrelse eksisterer det alltid to priser. I et finansielt marked betegnes disse prisene som bid-ask. I et likvid marked er det som oftest lav spread. Et illikvid marked kjennetegnes med stor spread og liten vilje til handel. Valutamarkedet er meget likvid for de største valutakryssene. Siden det er såpass stort, vil ofte volumet kunne gi profitt. Gjennom spread, kurtasje og provisjon til meglerne.

2.4 Oljeprisens betydning for NOK

Norge er en oljenasjon, og utviklingen av oljeprisen er av stor betydning for norsk økonomi. I 2013 stod olje- og gassutvinningen samt rørtransport for nær 21% av BNP (Cappelen, Eika og Prestmo, 2014) Aktiviteten i petroleumsnæringen gir betydelige ringvirkninger i form av etterspørsel og etter varer og tjenester knyttet til investeringer innenfor denne sektoren. Staten Norge har gjennom beskatning og eierskap inndratt en stor del av dette overskuddet. Denne ekstrainntekten har gitt Norge et større handlingsrom siden vi har offentlig bruk av oljeinntekter. Vi har et stort finanspolitisk handlingsrom, og gir oss en mye større fleksibilitet i kronkursen. Myndighetenes inntekter fra petroleumsvirksomheten avsettes i sin helhet i Statens pensjonsfond utland, SPU. Handelen av aksjer i utlandet har gitt en jevn kontantstrøm ut fra Norge. Noe som gjør det spennende å se om valutahandel statistikken kan gi noen forklaringsgrad av valutabevegelsen Euro/NOK. Valutahandelen som SPU sammen med Norges Bank gjør blir varslet til markedet slik at det ikke forekommer noen overraskelse. Men kan gi en indikasjon til hvorfor ordrestrømmen (figur 5) ser ut slik den gjør. Fra juni 2014 til desember 2015 har oljeprisen falt nærmere 60 %. Euro/NOK har i samme periode steget med nesten 20% som kan tyde på en invers sammenheng. Nedgangen i kronkursen har dermed bedret konkurranseevnen til eksportbedrifter i andre sektorer i Norge, eksempelvis lakseindustrien. Oslo Børs er til sammenligning på samme nivå for perioden.

Oppfatningen markedet har av sammenhengen mellom den norske kronkursen og oljeprisen har utgangspunkt i økonomisk teori. Hvor oljeprisøkning skal gi en appresiering og et oljeprisfall skal gi en depresiering av valutakursen hos oljeeksporterende land (Akram, 2004). Han påpeker dog at det er en for vanlig oppfatning i markedet at endringer i kronkursen skyldes oljeprissvingninger, og at disse oppfatningene er basert på et svakt empirisk fundament. Da modeller som påviser oljepriseffekter på kronkursen ofte er basert på svært enkle modeller. Han påviser at kronen styrker seg på en oljeprisøkning og omvendt, avhengig av om oljeprisen var over, under eller innenfor et intervall mellom 14-20 dollar. Akram brukte observasjoner fra 1971-1997, dette intervallet er ikke representativt for dagens økonomi. Jeg skal ikke inkludere olje variabler inn i modellen, likevel er dette faktorer som kan påvirke ordrestrømmen og igjen resultatene mine til en viss grad.

2.5 Ordrestrøm analyse

Ordrestrømmer er definert som forskjellen mellom verdien på kjøps og salgsordre initiert av kunder i en periode, altså kundenes valutakjøp. Ved å benytte ordrestrømanalyse til å forklare forskjellige aktiva priser, deriblant valutakurser, har man funnet en større forklaringsgrad i prisendringene som skjer i det korte bildet. Valutakurser kan bli påvirket gjennom to informasjonskanaler, en direkte og en indirekte kanal (Evans og Lyons, 2005). Den direkte kanalen er all offentlig tilgjengelig informasjon, eksempelvis utvikling i BNP, KPI og kreditt kan gi informasjon til prissetterne, og igjen påvirke valutakursen. Slik tradisjonelle makroøkonomiske modeller for valutakurser har gjort. Den indirekte kanalen virker gjennom informasjon som ikke er allment kjent. Privat informasjon og heterogene forventninger slår ut i ordrestrømmer. Ordrestrøm blir dermed en transmisjonsmekanisme som aggregerer prisrelevant informasjon, som heterogene oppfatninger av nyheter, endringer i forventninger og sjokk som påvirker etterspørselen i markedet. Informasjonen banker bearbeider og investerer i, heter kunders ordrestrømmer og er hva bankenes kunder kjøper og selger i utenlandsk valuta. Hvis en kunde kjøper Euro mot kroner, sier vi at det er en positiv ordrestrøm, og motsatt. Summeres transaksjonene opp, kan en på denne måten måle hvilken vei markedet presser. Eksempelvis dersom en bank med en stor markedsandel i viktige kundesegmenter kjøper seg sterkt opp eller selger seg ned i en sektor. Er det som regel fordi de vet noe som ikke allmennheten vet ennå.

Jeg ønsker også å undersøke hvilken forklaringskraft som ligger i den uventede ordrestrømmen. Dette fenomenet blir omtalt som feedback trading hypotesen (Evans og Lyons, 1999). Hypotesen sier at ventet ordrestrøm allerede er priset inn i valutakursen. For å kontrollere for feedback trading, det at folk kjøper eller selger som følge av at avkastningen har vært negativ eller positiv, kan uventet ordrestrøm finnes ved å undersøke ordrestrømmen med avkastningen til valutakrysset.

2.6 Valutahandelstatistikken fra Norges Bank

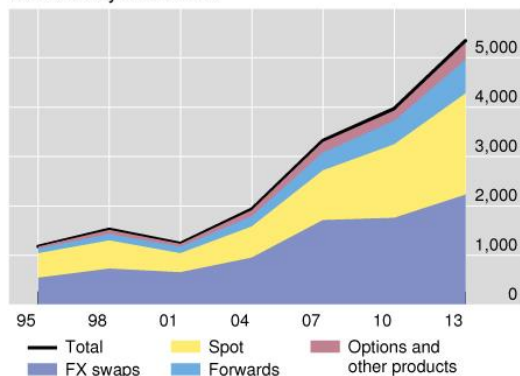
I oktober 2005 startet Norges Bank å samle inn valutahandel statistikk. Statistikken gir oss informasjon om rapportørbankenes kjøp og salg av norske kroner mot utenlandsk valuta, hvem som er motparter og hvilke kontraktstyper som er benyttet, spot, forward og swap kontrakter. Rapportørbankene er alle de nordiske bankene som er pris stillere i norske kroner. Det er beregnet en gjennomsnittlig dekningsgrad på 69% av den totale valutahandelen i norske kroner (Meyer og Skjelvik, 2006). Årsaken til at valutahandelstatistikken ikke har høyere dekningsgrad, er blant annet at statistikken kun omfatter enkelte utenlandske banker, samt at ikke alle rapportørbankene har fullstendig konsernrapportering. Norges Bank får heller ikke innrapportert enkeltransaksjoner. Likevel får vi vite retningen av kronehandelen, og retningen har noe å si for prisbevegelser ifølge (Hasbrouck, 2007). Han fant også ut at volumet i handlene ikke hadde noe mer forklaringskraft enn bare retningen på handelen. Kundeinndelingen i statistikken gir et grunnlag for å studere ulike kundegruppers adferd i markedet. Med bakgrunn i ordrestrømteorien er det lagt vekt på skillet mellom finansielle og ikke-finansielle kunder. Ikke – finansielle foretaks transaksjoner er sterkere knyttet til eksport/import av varer og tjenester og realinvesteringer, mens de finansielle foretakenes transaksjoner i større grad er knyttet til finansinvesteringer. Av figuren på neste side kan vi se at finansielle aktører har tatt en økende andel av valutahandelen globalt. Dermed bør finansielle aktører i statistikken være en av variablene som kan forklare variasjonen i valutaen. Siden det er i denne gruppen key agents befinner seg.

Global FX market turnover¹

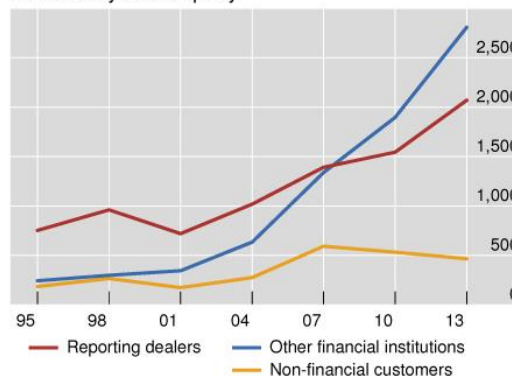
Net-net basis,¹ daily averages in April, in billions of US dollars

Graph 1

Turnover by instrument



Turnover by counterparty



¹ Adjusted for local and cross-border inter-dealer double-counting.

Sources: Triennial Central Bank Survey; BIS calculations.

© Bank for International Settlements

Figur 1: Hentet fra BIS

Av figuren kan vi se den hvordan finansielle aktører har tatt en sterk økning i omsetningen av valuta siden 2004. Siden det er i denne gruppen hvor key agents befinner seg, og det er egen statistikk over handelen finansielle aktører gjør. Velger jeg å ta med denne variabelen videre i analysen for å undersøke om denne gruppen påvirker valutakursen

2.7 Kointegrasjon

Når to tidsserier er kointegrerte betyr det at det er en lineær sammenheng mellom to ikke-stasjonære variabler som er stasjonær (Enders, 2004). Denne sammenheng kan man finne ved å undersøke residualene i regresjonen. Dersom residual leddet oppfyller kravene til stasjonaritet er de to tidsseriene kointegrerte. Det vil si at tidsseriene da er koblet sammen av noe felles som kan være vanskelig å beskrive. Kointegrasjon er et langsiktig likevektsforhold mellom to tidsserier, og kan være kausalt, adferdsbestemt eller bare en felles trend over tid. Dersom residual leddet i regresjonen oppfyller kravene til stasjonaritet kan vi utvikle en error correction model som beskriver avvik fra langtidslikevekten til de kointegrerte variablene.

2.7.a Engle Granger 2-steg metode

Gitt variablene $Y_t \sim I(1)$ og $X_t \sim I(1)$ slik at $\Delta Y_t \sim I(0)$ og $\Delta X_t \sim I(0)$

Steg 1: Estimer langtidslikevekt ligningen

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t$$

Test om regresjons residualene $\hat{u}_t \sim I(0)$ ved å bruke en Dickey-Fuller test med Engle-Granger kritiske verdier. Dersom $I(0)$ ikke blir forkastet er residualene stasjonære, som tyder på at det er et stasjonær likevektsforhold mellom variablene

$$Y_t - (\beta_0 + \beta_1 x_t) = u_t = \text{likevektsfeil} \sim I(0)$$

Når $u_t = 0$ er det perfekt likevekt. Dette vil antagelig aldri skje, vi er interessert i de gjennomsnittlige bevegelsene

Steg 2: Hvis residualene $\sim I(0)$: estimer en error correction model.

$\Delta Y_t = \hat{\nu}_1 + \hat{\alpha}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\varepsilon}_{1,t}$ (Hvor \hat{x} er estimater) Vi bruker likevektsfeilene i den forrige periode som forklarende variabel.

Vi gjør det samme for $\Delta X_t = \hat{\nu}_2 + \hat{\alpha}_2 \hat{u}_{t-1} + \hat{\varepsilon}_{2,t}$

$\hat{\alpha}_1$ og $\hat{\alpha}_2$ blir kalt for “justerings koeffisienter”, de korrigerer avvik fra likevekten.

Eksempelvis: $\Delta y_t = \hat{\nu}_1 + \hat{\alpha}_1 (y_{t-1} - \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{t-1}) + \hat{\varepsilon}_t$ (Engle, Yoo, 1987).

Hvor null hypotesen er ingen kointegrasjon og alternativet er kointegrasjon. Residual verdiene må også være tilfredsstillende (ingen heteroskedastisitet eller autokorrelasjon, og aller helst normal fordelt)

Ulemper ved Engle Granger metoden

Engle Granger testen er en enhetsrot test på residualene, og kan gi problemer med lav styrke. Eksempelvis med en ρ verdi nær 1. Det betyr at i grenselinjetilfeller, så har testen en tendens til å finne en enhetsrot når den ikke finnes. Ved en p verdi nær 1 kan bli forvekslet med en enhetsrot prosess. En annen ulempe er at Engle Granger testen krever definering av venstreside og høyreside variabler for å finne likevekts forholdet. Det er allikevel mulig at en regresjon vil finne et likevekts forhold mens en veksling av den avhengige variabelen ikke vil finne tegn til kointegrasjon. Dette er uønskelig siden et langtidsforhold ikke skal bli påvirket av hvilken variabel som er den avhengige (Enders, 2004) Engle Granger metoden forteller bare om det er et felles likevekts forhold mellom variablene. Dette betyr at dersom man gjør en multivariat Engle Granger test vil den ikke kunne fortelle hvor mange kointegrasjonsforhold som finnes. På bakgrunn av disse ulempene vil jeg bruke Johansen testen i mine undersøkelser.

2.7.b Johansen VAR og VECM

Siden det vil bli flere variabler i valutakursmodellen er det mest hensiktsmessig å bruke Johansen metoden. Her antas det at alle variabler er endogene, dermed starter vi med å spesifisere en generell modell. Vi vet ikke hvilke variabler som påvirker hva. For å bygge modellen må vi først teste seriene for stasjonaritet. Siden vi ønsker å finne kointegrasjoner bør seriene være ikke-stasjonære og integrert av orden en.

Jeg bruker funksjonen *cajolst* fra pakken **urca** (Pfaff 2008). Siden datasettet har enkelte ekstremverdier rundt finanskrisen har jeg valgt å benytte Johansen metoden som Luetkepohl

(2004) introduserte. Den tar estimerer kointegrerte forhold når strukturelle skift på et ukjent tidspunkt blir. Slik at den finner kointegrerte forhold når det blir tatt høyde for strukturelle skift. Grunnen til denne metoden er at det finnes perioder med veldig stor variasjon i datasettet, blant annet rundt finanskrisen i slutten av 2008. I tillegg er det meget stor korrelasjon mellom trend variabelen på Euro/NOK og ordrestrøm variabelen dersom jeg hadde tatt det med trend i regresjonen. Med Luetkepohl's Johansen metode blir systemet estimert uten å ha noen multicollinearity problemer siden jeg utelater trend variabelen. Når man har et Johansen VAR objekt i R-Studio er det mulig å bruke det videre. Funksjonen *cajorls* fra pakken **urca** (Pfaff 2008) gir OLS VECM regresjon, laget med funksjonen *cajorlst*. Dette gir en begrenset VECM med normaliserte kointegrerte forhold. Resultatene er konsistente med det jeg fant ved å bruke funksjonen VECM fra **tsdyn** pakken. Dersom to eller flere tidsserier ikke er stasjonære på nivå men i forskjeller, kan man i noen tilfeller måle en lineær sammenheng mellom variablene i form av kointegrasjon. Variablene undersøkes i par for å kunne isolere kointegrasjoner mellom dem.

To ikke-stasjonære variabler kan skrives som:

$$y_t + \beta x_t = \epsilon_t, \quad \epsilon_t = \epsilon_{t-1} + \omega_t$$

Med sammenhengen:

$$y_t + \alpha x_t = v_t, \quad v_t = v_{t-1} + \varphi_t \quad |\rho| < 1$$

Hvor ω_t og φ_t er feilledd som er korrelert med hverandre og ϵ_t er random walk og dermed en ikke-stasjonær prosess og v_t er en stasjonær prosess. y_t og x_t kointegreres med en kointegrasjonsvektor $(1, \alpha)$.

Dette kan omskrives som:

$$\Delta y_t = \beta \delta z_{t-1} + \eta_{1t}$$

$$\Delta x_t = -\delta z_{t-1} + \eta_{2t}$$

Hvor $\delta = \frac{1-\rho}{\alpha-\beta}$, $z_t = y_t + \alpha x_t$ og feilleddene η_{1t} og η_{2t} er stasjonære, lineære

kombinasjoner av ω_t og φ_t . Koeffisienten til z_t forklarer hvordan systemet responderer på å ikke være i likevekt. Når y_t og x_t er i likevekt er $z_t = 0$. I et stabilt system er $z_t < 0$ for den kointegrerte variabelen.

En VECM-modell av typen R-studio bruker (Johansen VECM) kan skrives som:

$$\Delta y_t = v + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$

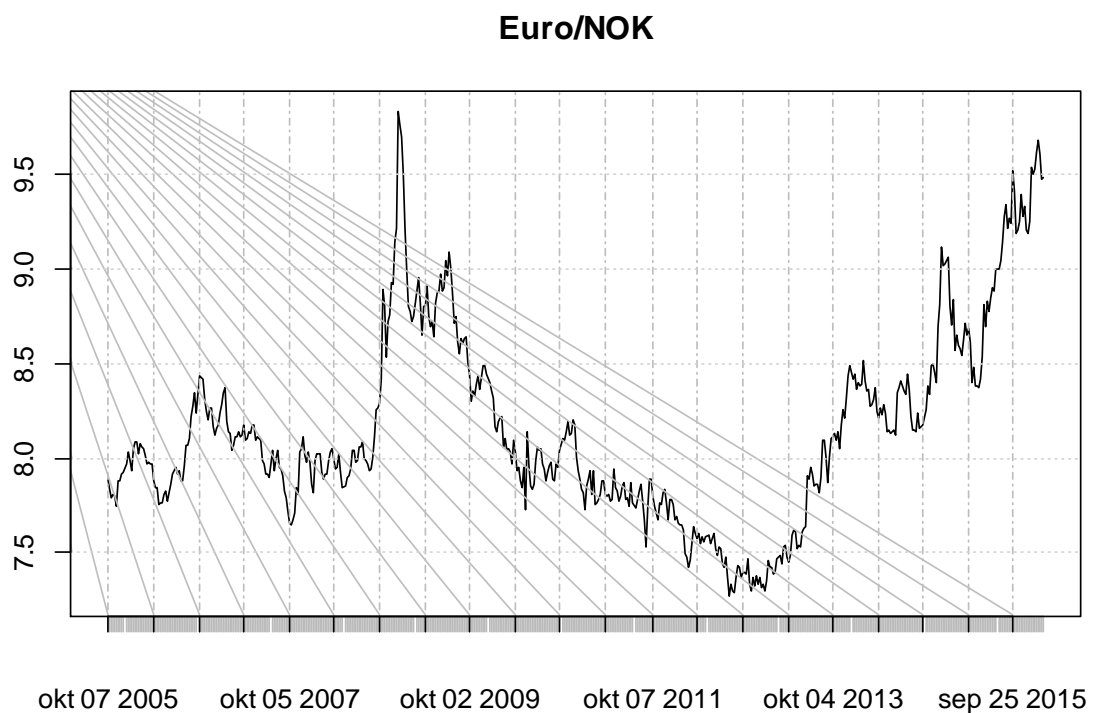
$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + v + \delta t + \epsilon_t$$

Hvor y er en vektor av priser, Π og Γ_1 til Γ_{p-1} og δt er parametere representert i matriseform ($k \times k$) og ϵ er et feilledd antatt å ha gjennomsnitt lik 0 og kovariansmatrisen Ω . Dersom alle variablene som representerer y_t er integrerte av orden $I(1)$ har matrisen Π en rang $0 \leq r < K$. Dersom $r = 0$ er det ingen kointegrasjon mellom variablene.

3. Datamaterialet

Dataseriene starter samtidig som Norges Bank begynner sine registreringer av valutahandelsstatistikk i oktober 2005 og løper til Januar 2016. Det er ukentlige observasjoner som er gjort hver fredag. Det resulterer i 539 observasjoner for dataseriene.

3.1 Fundamentale forhold



Figur 2: Euro/NOK

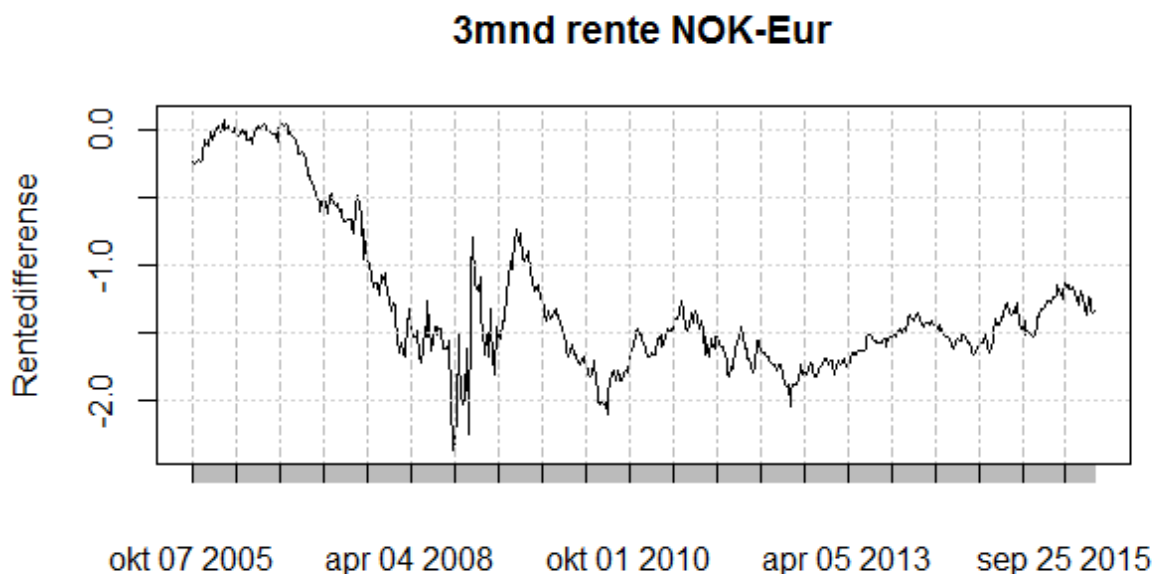
Et negativt stigningstall indikerer en depresiering av Euro. Et positivt stigningstall indikerer en appresiering av Euro

Figur 1 er Euro/NOK plottet for perioden. Som vi ser av figuren appresierte Euro kursen kraftig frem på slutten av 2008, før finanskrisen fikk spredd seg til euro sonen. Deretter deprimerte den helt til August 2012. Etterpå har den stort sett appresiert frem til i dag. Vi kan også se at det ser ut som Euro/NOK er ikke stasjonært.

Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
8,148	0,50563	7,270	9,834

Tabell 1: Euro/NOK

Tabell 1 gir deskriptiv statistikk for Euro/NOK. Som vi ser av tabellen har gjennomsnittlig valutakurs for hele perioden vært 8,148 Euro/NOK, med et veldig lavt standardavvik. Laveste kurs er 7,270 Euro/NOK (10. August 2012) og høyeste kurs er 9,834 Euro/NOK (19. Desember 2008)



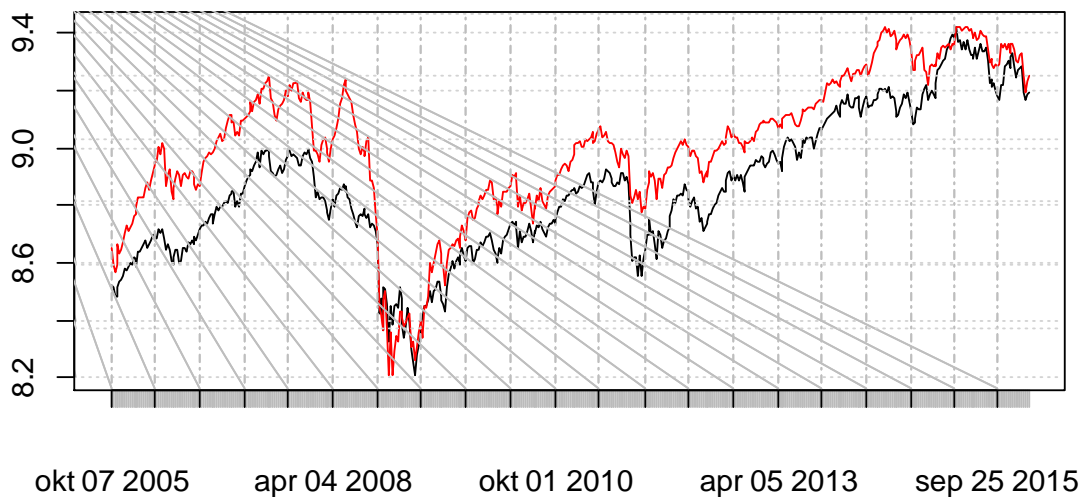
Figur 3: Rentedifferanse

Figur 4 er rentedifferansen. Rentedifferansen har jeg definert som europeisk rente minus norsk rente. Jeg har brukt 3 måneders rente i Norge og Eurosonen, NIBOR og LIBOR. Som vi ser av figuren var europeisk rente større enn norsk rente i starten av perioden. 27.10.2006

er den siste registreringen hvor europeisk rente har vært større enn den norske.

Pengemarkedsrentene følger styringsrentene tett og fanger med dette opp pengepolitikken i de respektive områder. Den norske renten NIBOR, har ikke beveget seg mot null slik de andre store valutaene har gjort. Norge ble ikke rammet av finanskrisen på samme måte som resten av verden. Vi har ikke hatt kvantitative lettelse slik Eurosonen og USA har gjort. Vi har stort sett over perioden hatt store oljeinntekter. Siden Juni 2014 har derimot oljeprisen svekket seg kraftig, og vi kan se at rentedifferansen har blitt mindre.

Log av DAX30 og OSEBX



Figur 4: Viser utviklingen til DAX 30 og OSEBX for perioden

Figur 5 Aksjeindeksene har i grove trekk hatt samme utvikling over perioden. Jeg har valgt å bruke aksjeindekser som fundamentale variabler fordi disse er investorers pris på det på det som er børsnotert, og skal i prinsippet reflektere det som investorer tror og det som faktisk skjer i økonomien. Er utviklingen i økonomien god, vil aksjeindeksene stige, og motsatt. Dermed er aksjeindeksene et godt mål på tilstanden i næringslivet i området. Korrelasjonen mellom indeksene er på 94,6%. Siden disse to indeksene er såpass sterkt korrelert har jeg valgt å bruke kun den ene indeksen i regresjonene. Jeg velger OSEBX i alle, siden statistikken kommer fra Norge, samt påvirkningskraften Norsk valutahandelstatistikk har på DAX30 regner jeg i beste fall minimal. På den måten unngår jeg problemer med multicollinarity når variablene er på nivåform, samt redusere antall variabler i regresjonen siden flere variabler vil stjele forklaringskraft fra hverandre.

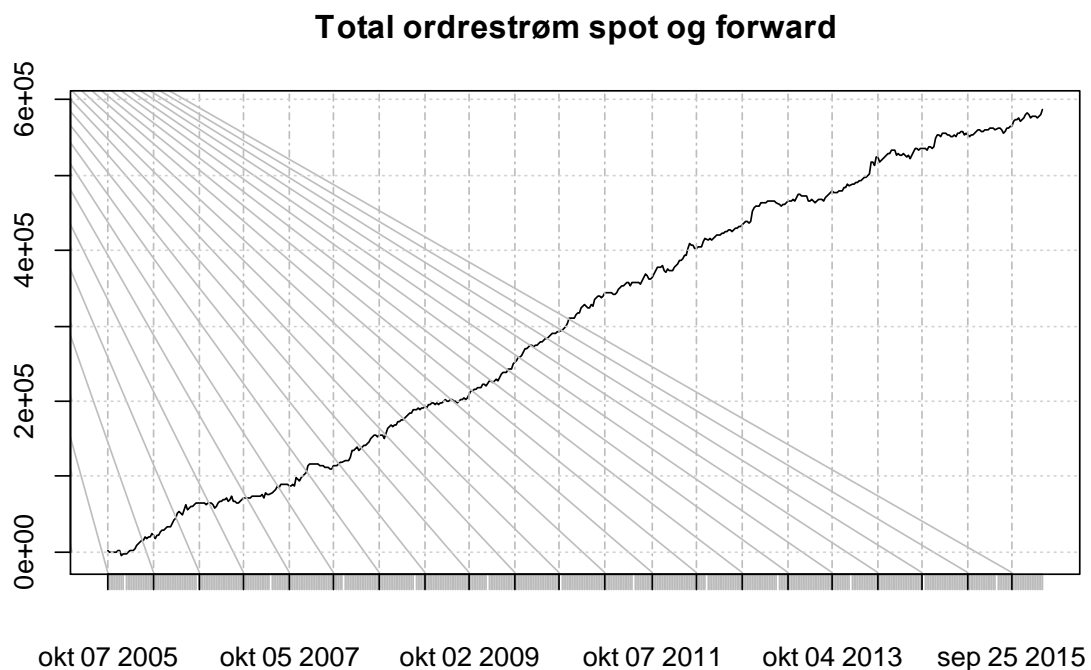
	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
Rentedifferanse	-1,276	0,5654	-2,371	0,06838
DAX 30	7275	1841,5	3666	12375
OSEBX	494,5	108,14	232,3	660

Tabell 2: Rentedifferanse og aksjeindekser

Tabell 2 gir beskrivende statistikk for de fundamentale variablene. Som vi ser av tabellen har den Norske 3 måneders renten i gjennomsnitt vært høyere enn den europeiske renten. Standardavviket til rentedifferansen er relativt høyt i forhold til aksjeindeksene.

3.2 Ordrestrøm

Ordrestrøm er netto kjøpt volum av valuta. Et positivt tall betyr at valuta har blitt kjøpt (solgt Norske kroner)



Figur 5: Ordrestrøm, kumulert netto kjøp av NOK

Figur 2 er den kumulerte ordrestrømmens utvikling over tid i datasettet. Denne ordrestrømmen er satt sammen av den totale handelen på Oslo børs av spot og forward handelen. Av figuren ser vi at det jevnt over er et salgspres av norske kroner. Det ser ut som ordrestrømmen følger en positiv trend. Alle valutahandler som registreres i Norges Bank blir

rapportert til denne statistikken, og ikke spesifikt handelen mellom Euro/NOK, dette inngår ikke i statistikken som Norges Bank tilbyr gjennom sine hjemmesider. Dette er en svakhet for modellen. Euro handelen utgjør ca. 70% av volumet til spothandelen (Meyer og Skjelvik, 2006).

Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
1091,2	2687,87	-7705	14484

Tabell 3: Ukentlig Ordrestrøm

Tabell 3 er beskrivende statistikk for den ukentlige ordrestrømmen. Som vi ser av tabellen er gjennomsnittet for hele perioden positiv. Disse tallene er i millioner NOK. I snitt har det blitt solgt litt over en milliard kroner hver uke for perioden.

3.3 Stasjonaritet

Fordi variablenes datagenerende prosess ikke er kjent på forhånd, rapporteres resultatene fra stasjonaritetstestene i tabell med to ulike alternativer, med eller uten trend. Alternativet med trend undersøker om variablene inneholder en deterministisk trend, og dermed om de er trendstasjonære. Konstantleddet er inkludert i begge alternativene fordi det ikke er sannsynlig at noen av variablene har gjennomsnitt lik null. I alle testene jeg har tatt for stasjonaritet er det lagt til grunn et informasjons kriterie, jeg har valgt å bruke AIC, Akaike informasjons kriteriet. Det medfører at parametrene blir straffet med faktor på 2. Dette medfører at kriteriet ikke er konsistent, og gir positive sannsynligheter når man skal velge VAR modeller. På den andre siden er det diskusjon i litteraturen rundt validiteten med å bruke konsistens til å sammenligne informasjons kriteriet, siden konsistens krever at vi har en ekte modell. Noe som ikke eksisterer i praktisk anvendelse (Tsay, 2014).

Testverdier for Augmented Dickey Fuller. Variabler på nivåform			
	Variabel	Med konstant	Med konstant og trend
1.	LEuro.NOK	0,6403(1)	-1,4815 (1)
2.	Rentedifferanse	-0,14(3)	-1,8916(3)
3.	LDAX 30	0,5414(2)	-2,0789(2)
4.	LOSEBX	0,3644(1)	-1,9101 (1)
5.	ORDRESTRØM	6,6673 (1)	-1,9101(1)
6.	Finansielle aktører	-0,544(1)	-1,5736 (1)
7.	Dummy ordrestrøm	6,0698(1)	-1,16(1)
8.	Uventet ordrestrøm	-1,5802(2)	-1,856(1)

*Testet fra 0-10 lags. Testverdi er oppgitt for det mest signifikante lagget. Antall laggede perioder i parentes. *10 % signifikansnivå, **5 % signifikansnivå, ***1 % signifikansnivå*

Tabell 4a: ADF tester til variabler på nivåform

	Variabel	Med konstant
1.	DLEuro.NOK	-16,0489(0)
2.	DRentedifferanse	-17,3256 (1)
3.	DLDAX	-15,3896(0)
4.	DLOSEBX	-15,6101(0)
5.	DORDRESTRØM	-12,524(0)
6.	DFinansielle aktører	-10,7938(1)
7.	Ddummy ordrestrøm	-12,8195(0)
8.	DDummy uventet	-15,8254(0)

Tabell 4b: ADF tester på differensierte variabler

Tabell 4 gir resultatene fra stasjonaritetstesten. Som vi kan se i tabell 4a, er ingen av variablene stasjonære på nivåform. Verken med konstant eller trend. Dersom en trendvariabel inkluderes i regresjonsmodellen, vil det ha implikasjoner for de andre variablene. Variabler stjeler forklaringskraft fra hverandre. Som en hovedregel bør derfor regresjonsmodeller inneholde så få variabler som mulig, så lenge det ikke rammer modellens styrke (Kohler og Kreuter, 2005) Siden ingen av modellvariablene ikke viser tegn til trendstasjonaritet, vil jeg fortsette uten trendvariabel.

Fra tabell 4b er resultater etter differensiering, alle variablene på endringsform er stasjonære. Det er derfor trygt å bruke dem i regresjonsmodeller uten at regresjonene står i fare for å bli spuriøse (Granger og Newbold, 1974)

4 Analyse

Gjennom analysen skal jeg forsøke å finne langsiktige sammenhenger mellom variabler. Jeg starter med å undersøke parvis kointegrasjon for å finne ut hvilke variabler som er kointegrerte. Deretter estimeres en makromodell med kun rentedifferansen og begge aksjeindeksene. En enkel variant til udekket renteparitet for å ha et sammenligningsgrunnlag til den videre analysen. Hvis makromodellen har like stor forklaringsgrad som modeller som inkluderer ordrestrømvariabler, vil ikke ordrestrøm ha noe å si for valutakursbestemmelsen, da er ikke kjøp og salg ikke koblet sammen med valutakryssset. Videre skal jeg undersøke om uventet ordrestrøm er en komponent som forklarer variasjonen i noen grad. Den uventede ordrestrømmen er en komponent i ordrestrømmen som er et avvik fra den forventede ordrestrømmen, og kan karakteriseres som et sjokk (Daníelsson og Love, 2006). Slike sjokk er lite predikerbare.

I analysen har jeg tatt logaritmen til valutakursen og aksjeindeksen, siden førstedifferansen til en log- transformert variabel tilsvarer avkastningen. En log transformert variabel vises med L før variabelnavnet. Differansen til en variabel vises som D før variabelnavnet, avkastning vil da vises som DL før variabelnavnet. Variablene med ordrestrøm har tidvis negative verdier. Derfor har jeg valgt å beholde de på den formen de er, og dividert alle verdiene med 1000 for å redusere antall desimaler. De er dermed på milliard størrelse.

4.1 Parvis kointegrasjon

I denne delen av analysen skal jeg undersøke om det finnes parvis kointegrering, ved bruk av Luetkepohl's Johansen metode, som tar høyde for strukturelle skift på et ukjent tidspunkt. Først lager jeg et system uten restriksjoner for å se om det er noen variabel par som er kointegrerte ved hjelp av Johansen's trace test. Dersom det ikke fremkommer en kointegrasjon fra trace testen, vil svaret i tabellen nedenfor bli #NA og indikere ingen kointegrasjon. Dersom trace testen sier det er kointegrasjon, og rangen er 1, estimerer jeg et

kointegrert system for å finne koeffisienten til forholdet mellom variablene. Et krav for langsiktig sammenheng mellom to variabler er at de ikke er stasjonære.

	LEuro.NOK	Rentedifferanse	LOSEBX
LEuro.NOK		-1,9936	#NA
Rentedifferanse	-0,5015		10,5256
LOSEBX	#NA	0,095	
Ordrestrøm	-0,000717	-9,317e-05	-0,00182
Finansielle aktører	#NA	-0,00395	#NA
Dummy ordrestrøm	-0,002527	-0,000254	-0,00556
Uventet ordrestrøm	#NA	-3,846e-06	#NA
Dummy uventet	#NA	-0,00215	#NA

Tabell 5: Kointegrasjons matrise.

Tabell 5 viser resultater fra analysen. Det som er viktig å merke seg er at hvis det er kointegrasjon mellom to variabler, eksempelvis rentedifferansen og Euro/NOK, så vil også Euro/NOK være kointegrert med rentedifferansen. Koeffisientforholdet vil da være invert. Styrken kan også variere avhengig av hvilken variabel som står på venstreside. Som vi kan se av tabellen har valutakursen et langsiktig forhold til ordrestrømmen og Dummy ordrestrøm. Disse er begge negative, det vil si at en ukes positive ordrestrøm virker slik at den samlede ordrestrømmen blir mindre negativ. Vi vil da ha en positiv effekt på EURO/NOK. Siden man må ut med mer NOK pr Euro når Euro appresieres. Valutakursen har et langsiktig forhold til rentedifferansen, men det er kun signifikant forskjellig fra null på 15% signifikansnivå. Den er negativ og sier at hvis rentedifferansen øker, altså forskjellen mellom LIBOR og NIBOR 3mnd rente, så skal Euro/NOK ned. Eller motsatt, hvis Euro/NOK øker så skal rentedifferansen bli mindre.

Rentedifferansen har et langsiktig forhold til alle variablene. Rentedifferansen og alle ordrestrøm mulighetene har også et langsiktig forhold. Alle er negativt kointegrert. Det tilsier at dersom det er mye positiv ordrestrøm eller uventet ordrestrøm, skal dette føre til at rentedifferansen blir mindre. Dette kan ha sammenheng med at den europeiske renten er mindre enn den norske. Det kan også være et resultat som Evans og Lyons tar opp. Endringer i makroøkonomiske variabler overføres til ordrestrømmen for så ha virkning på valutakursen,

de betegner dette som den indirekte kanalen i påvirkningen av makrovariabler. Den eneste variabelen som har et langsiktig forhold til rentedifferansen er finansielle aktører, det tyder på at finansielle aktører aktivt posisjonerer seg til en viss grad i forhold til rentedifferansens bevegelser.

Oslo børs benchmark index, OSEBX, er kointegrert med rentedifferansen og ordrestrømmen. Kointegrasjonen mellom aksjeindeksen og ordrestrømmen er ikke signifikant. Det at OSEBX er negativt kointegrert med ordrestrømmen tyder på at når OSEBX stiger fører dette til at kjøpt kvantum av NOK øker mer enn solgt kvantum av NOK.

4.2 Makromodell

Til å starte med estimeres en modell der kun rentedifferanse og aksjeindeksene OSEBX og DAX30 inngår.

Tabell 6

LEuro.NOK	
LDAX30	.38756*** (.03762)
LOSEBX	-.43034*** (.03247)
Rentedifferanse	.02321*** (.00232)
Constant	.58875*** (.06965)
<i>N</i>	539
<i>R</i> ²	.38814
Residual Std. Error	.02069 (df = 534)
F Statistic	84.68759*** (df = 4; 534)

Notes: ***Significant at the 1 percent level.
 **Significant at the 5 percent level.
 *Significant at the 10 percent level.

Tabell 6 gir resultatene fra regresjonen. Standardavvikene er angitt i parentes. Fra tabellen ser vi at rentedifferansen er positivt relatert med valutakursen. DAX30 er også positivt relatert til valutakursen. En økning i DAX30 indeksen fører til en appresiering av Euro/NOK. En økning i OSEBX fører til depresiering av EURO/NOK. Dette er siste gang jeg bruker DAX30 i

modeller for denne oppgaven, men vi kan se hvordan de to indeksene virker i praksis i denne enkle modellen. Ved å ta bort DAX30 får jeg redusert antall variabler til systemet, samt unngå problem med multicollinarity.

Alle variablene i denne regresjonen var signifikante. Bjørnstad og Jansen (2007) argumenterer for at risikopremien markedet krever for å holde norske kroner er lik rentedifferansen på lang sikt, og at det derfor er rimelig å anta at Euro/NOK er kointegrert med rentedifferansen. Som vi finner av parvis kointegrasjon ovenfor har valutakursen og rentedifferansen et langsiktig forhold og er kointegrerte (se appendiks B).

For å få et bedre sammenligningsgrunnlag senere i analysen, Lager jeg en vektor feilkorrigerings modell (VECM) med kun stasjonære elementer, som kan være sammenlignbar til de andre VECM senere i oppgaven. Her vil jeg bruke Valutakursen, rentedifferansen og Oslo børs benchmark index. Akaike kriteriet sier VAR (4). Det er ikke funnet autokorrelasjon eller større endringer i feilkorrigeringsleddet i noen av modellene ved å bruke 2 lag. Til modellene med dummyvariabler blir det litt ARCH effekter. For å ha et sammenligningsgrunnlag gjennom hele oppgaven velger jeg å bruke 2 lag. Først må jeg finne rangen til systemet

Rang test VAR(3)	Trace test	95%
$r = 0$	41,88	28,45
$r \leq 1$	11,65	15,83
$r \leq 2$	2,68	6,79

Tabell 7

Trace testen indikerer at det finnes 1 kointegrert sammenheng i det multivariate systemet. Funksjonen *cajorls* fra pakken **urca**, gir en begrenset OLS VECM som gir normaliserte kointegrerte forhold.

Tabell 8

Makro VECM	
ect1	.00730* (.00414)
LEuro.NOK.dl1	-.09113* (.04688)
LOSEBX.dl1	-.02925* (.01528)
rentedifferanse.dl1	.00416** (.00201)
Euro.NOK.dl2	-.02011 (.04652)
OSEBX.dl2	-.03412** (.01528)
rentedifferanse.dl2	.00250 (.00199)
<i>N</i>	536
<i>R</i> ²	.03072
Residual Std. Error	.00475 (df = 529)
F Statistic	2.39498** (df = 7; 529)

Notes: ***Significant at the 1 percent level.
 **Significant at the 5 percent level.
 *Significant at the 10 percent level.

Fra tabell 8 ser vi at vi har samme retning på effektene som funnet i tabell 6 på rentedifferanse og OSEBX. Det at aksjeindeksen har negativ retning er for så vidt intuitivt. Styrker OSEBX seg i forhold til de andre variablene, vil den Norske kronen styrke seg, og deprimere Euro/NOK. Modellen har en lav forklaringsgrad på 3%. Vi ser og at error correction term, ect1, er signifikant, men den er positiv, som ikke gir noen formell mening. Det vil si at vi ikke finner noen langtidsløsning i denne sammenhengen. Når jeg utfører trace testen fra tabell 7, utføres testen for hele systemet, det vil si alle variablene blir testet opp mot hverandre for å finne sammenhenger. Det indikerer at en av de andre variablene har et langsiktig forhold til de inkluderte variablene. Denne oppgaven handler om Euro/NOK og resultatene jeg presenterer vil fokusere på det. For å bedre forklaringskraften prøver jeg å inkludere ordrestrøm og finansielle aktører sine bevegelser med den norske kronen.

4.3 Ordrestrøm

Teorien rundt ordrestrøm analyse blir det argumentert fra forskjellige forfattere at informasjonen fra ordrestrømmen skal bidra til høyere forklaringsgrad av variasjonen i valutakurser. Det er jo naturlig å tenke seg til at dersom etterspørselen etter en valuta øker, så bør prisen gå opp og motsatt. Siden jeg undersøker valutahandel statistikken i Norges Bank som tar for seg all valutahandel, blir det spennende å se hvilken forklaringskraft jeg kan finne. Innenfor spotmarkedet i statistikken utgjør Euro handelen ca. 70% av volumet (Meyer og Skjelvik, 2006). Når jeg først undersøker om ordrestrøm kan bidra til å forklare mer variasjon i valutakursen, ser jeg samtidig etter om det er forskjell i forklaringsgraden dersom jeg kun ser på retningen i ordrestrømmen, slik Hasbrouck (2007) mener.

Mange aktører velger å fokusere på teknisk analyse, og flere velger å anbefale kjøp og salg av verdipapirer på bakgrunn av teknisk analyse. Slik analyse kan beskrives som en undersøkelse av historisk utvikling i kurs og volum. Hvis en kurs har opplevd enkelte typer svingninger og har et passende volum med dette mønsteret anbefales det å kjøpe eller selge dette verdipapiret. De som driver med teknisk analyse prøver å predikere kurs og volumutvikling til et aktiva på bakgrunn av grafer og søyler. Hvis vi ser ordrestrøm som to komponenter, ventet og uventet ordrestrøm, vil teknisk analyse utnytte den ventede biten av ordrestrøm, mens den uventede ordrestrømmen er ikke-predikerbare sjokk i den totale ordrestrømmen. Hvis det er slik at teknisk analyse er overlegen empiriske analyser av et verdipapir, skal vi ikke ha mulighet til å få noe mer forklaringskraft ut av modeller der vi inkluderer en uventet komponent i mine regresjoner, de vil da bli mer lik makromodellen min.

4.4 Volum vs. Retning

Den første analysen jeg skal undersøke, er om ordrestrømmen kan forklare noe variasjon i Euro/NOK. I følge Vitale (2007) skal effekten av ordrestrøm på valutakursen være betydelig over tid. Hvis jeg finner kointegrasjon mellom valutakursen og de inkluderte forklaringsvariablene i regresjonen, og denne ordrestrøms komponenten er signifikant i en VECM som eventuelt blir estimert, har vi bekreftet dette funnet. Jeg vil også undersøke resultatene til Hasbrouck (2007), han sier at ordrestrøm ikke har mer forklaringskraft når vi ser på volum enn retning. For å undersøke disse resultatene har jeg laget dummyvariabler for ordrestrøm. Denne får verdien 1 ved positiv ordrestrøm, altså når NOK blir solgt mer enn kjøpt. Motsatt ordrestrøm får verdien -1, altså når NOK blir kjøpt mer enn solgt. For å få

denne estimert i regresjonen summerer jeg sammen disse verdiene for å få en ikke stasjonær variabel.

	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
Dummy ordrestrøm	105,3	62.4884	-2	200
Dummy uventet	2,426	9,4369	-14	21

Tabell 9: Deskriptiv statistikk over dummyvariablene

Tabell 9 gir oss deskriptiv statistikk over dummyvariablene til ordrestrømvariantene. Verdien til dummy variablene er gitt 1 ved netto salg av norske kroner og -1 ved netto kjøp av norske kroner. Den totale ordrestrømmen i Norge (dummy ordrestrøm) har jevnt over vært påvirket av et salgspress. Vi kan se at på det har vært over 200 ganger flere uker med salg av norske kroner. Den uventede ordrestrømmen viser et avvik fra den forventede ordrestrømmen og har ganske lik fordeling. Dummy uventet har krysset fra positiv til negativ verdi 4 ganger de siste 10 årene.

Tabell 10

	LEuro.NOK	
	(1) Volum og retning	(2) Dummy
LOSEBX	-.18188*** (.00658)	-.19099*** (.00875)
Rentedifferanse	.05196*** (.00291)	.05042*** (.00386)
Ordrestrøm	-.00249*** (.00007)	
Dummy ordrestrøm		-.00554*** (.00023)
Finansielle aktører	.00137*** (.00009)	.00125*** (.00013)
Constant	3.16254*** (.04002)	3.24384*** (.05313)
<i>N</i>	539	539
<i>R</i> ²	.84065	.72020
Residual Std. Error (df = 533)	.02434	.03225
F Statistic (df = 5; 533)	562.35950***	274.38160***

Tabell 10 gir resultatene fra regresjonen. Her er ordrestrøm og finansielle kunder inkludert som ekstra forklaringsvariabler. Regresjon 1 har vi variabelen Ordrestrøm med både volum og retning. I regresjon 2 har jeg byttet ut ordrestrømmen med en dummyvariabel som kun viser retningen til ordrestrømmen. Som vi ser av tabellen har alle variablene parameterestimater som samsvarer med hverandre. Når vi ser på effekten av den totale ordrestrømmen er den negativ. Det kommer av at når det selges NOK vil dette appresiere Euro for nordmenn. For perioden har det stort sett vært et salgspress på NOK. Som det fremkommer fra resultatene har vi veldig like estimater i begge regresjonene. Alle estimatene er signifikante på 0,1% nivå. Fra stasjonaritetstesten ovenfor vet vi variablene er I(1) serier. Engle-Grangers

kointegrasjonstest gir verdien **-4,7169**

til regresjon (1) og **-4,2067** til regresjon (2). De kritiske verdiene her er: -5,003, -4,446 og -4,154 for hhv et signifikansnivå på 1%, 5% og 10%. Vi kan si at residualene til begge ordrestrømvariantene er stasjonære. På bakgrunn av denne testen kan vi slå fast at vi har et langsiktig likevektsforhold mellom valutakursen og de inkluderte forklaringsvariablene. Dette tyder på at ordrestrøm har en langvarig effekt ved valutakursbestemmelse.

For å vise Johansen metoden på systemet. Først undersøker jeg rangen.

Rang test VAR(3)	Trace test	95%
$r = 0$	69,42	59,75
$r \leq 1$	40,53	40,07
$r \leq 2$	19,93	24,28
$r \leq 3$	10,19	12,28
$r \leq 4$	3,77	4,12

Tabell 11

For å få resultater hvor residualene er tilfredsstillende i forhold til autokorrelasjon og heteroskedastisitet, har jeg 2 lag. Akaike kriteriet til systemet sier VAR(4), som tilsvarer 3 lag i en VECM.

Tabell 12

	Ordrestrøm VECM
ect1	-.04005*** (.00995)
Euro.NOK.dl1	-.12107** (.05240)
OSEBX.dl1	-.02646 (.01721)
Rentedifferanse.dl1	.00696*** (.00251)
Ordrestrøm.dl1	.00003 (.00002)
Finansielle aktører.dl1	-.00006 (.00014)
Euro.NOK.dl2	-.06991 (.05159)
OSEBX.dl2	-.03660** (.01708)
rentedifferanse.dl2	.00580** (.00252)
Ordrestrøm.dl2	.000001 (.00002)
Finansielle aktører.dl2	.00022 (.00014)
<i>N</i>	536
<i>R</i> ²	.08144
Residual Std. Error	.00520 (df = 525)
F Statistic	4.23148*** (df = 11; 525)

Notes:

*** Significant at the 1 percent level.

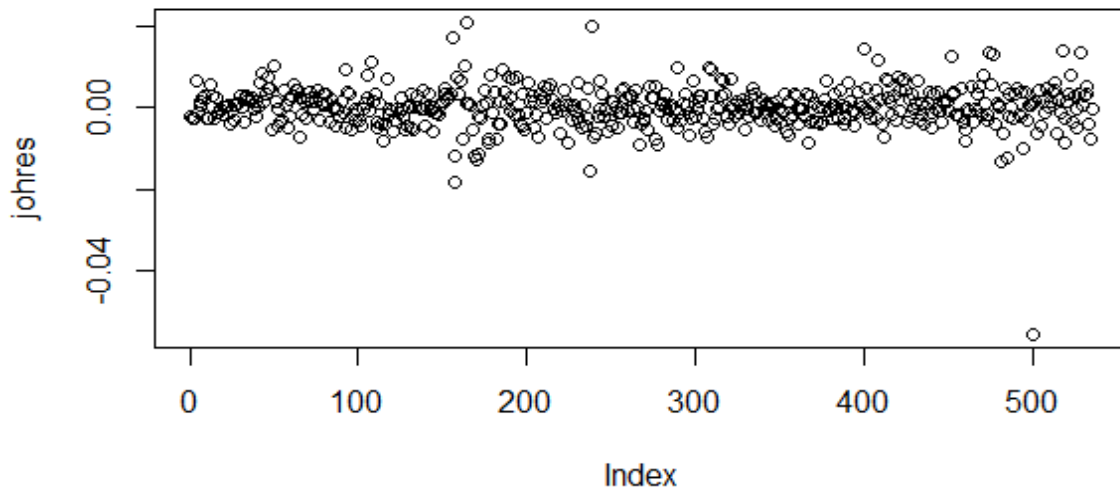
** Significant at the 5 percent level.

* Significant at the 10 percent level.

Fra tabell 12 kan vi se at Euro.NOK, rentedifferanse OSEBX og ect1 er signifikante. Som vi ser av tabellen er det de samme parameterne som er signifikante som fra makromodellen, de har også samme retning. Effektene isolert sett av rentedifferansen og OSEBX er noe større i denne modellen enn makromodellen. Ingen av ordrestrøm variablene er signifikante, men de bidrar likevel til å gjøre feilkorrigeringskoeffisienten signifikant. Det at feilkorrigeringsleddet, ect1, er negativt og signifikant er interessant. Det sier oss at dersom valutakursen er over den langsiktige likevekten bestemt av tilhørende OLS regresjon, i forrige uke, vil vi ha en negativ korreksjon av valutakursen i inneværende uke, avkastningen på Euro/NOK skal ned. Modellen har en forklaringsgrad på ca 8,1%. Vi har funnet kointegrasjon mellom flere variabler og vi finner da at ordrestrøm bidrar til et langsiktig forhold i forklaringen av valutakursen når vi ser på ukentlige data. Dette underbygger funnene til Vitale (2007) om at effektene til ordrestrøm skal være betydelig over tid. Ved å inkludere ordrestrøm har forklaringsgraden økt fra ca 3,1% til 8,1%. På bakgrunn av testene av modellen, kan vi si at restleddet ikke har noe autokorrelasjon eller ARCH effekter, Modellen er ikke normal ifølge Jarque Bera testen. Modellen har leptokurtose

siden mesteparten av observasjonene treffer nært gjennomsnittet. Det medfører at den vil ha en tårnlignende form. Det vil si at verdiene rundt gjennomsnittet er konsentrert, og faller forttere enn en normalfordelt kurve gjør. Som igjen fører til høyere kanter, fat tails (Brooks, 2014). Se appendiks C for mer informasjon om residualene.

Volatiliteten til aksjer har vist seg i praksis å være kjennetegnet med leptokurtose, siden aksjebevegelsene som oftest er en random walk. Jeg har flere variabler i modellene som beveger seg sterkt i flere retninger. Det vil si at leptokurtosen kommer til å følge gjennom hele analysen. Legger ved et plot av residualene, slik ser stort sett alle VECM plottene ut.



Figur 6: Plot av residualer til VECM ordrestrom

Vi kan se at det er noen uroligheter rundt finanskrisen, men ellers har feilkorrigeringsleddet ect_1 korrigert det meste. Og svinger maksimalt med ca. 2 hundredeler.

For å undersøke resultatene i Hasbrouck (2007) har jeg laget en retningsindikator for ordrestrom. Jeg har gitt verdien 1 når ordrestrommen er positiv, når det er et salgspres på NOK, og verdien -1 hvis ordrestrommen er negativ. Denne dummyvariabelen summerer jeg opp for å ikke få en stasjonær variabel. Bruker samme metode som ovenfor, og starter med en rang test.

Rang test VAR(3)	Trace test	95%
$r = 0$	62,69	59,75
$r \leq 1$	29,19	40,07
$r \leq 2$	12,16	24,28

Tabell 13

Av rang testen ser vi at $r = 0$ må avvises på 95%, $r \leq 1$ aksepteres på 95%. Til dette systemet brukes en kointegrert sammenheng. Akaike kriteriet sier VAR(4)

Tabell 14

	Dummy Ordrestrøm VECM
ect1	.01342*** (.00491)
Euro.NOK.dl1	-.12206** (.04838)
OSEBX.dl1	-.03102** (.01530)
Rentedifferanse.dl1	.00746*** (.00232)
Dummy ordrestrøm.dl1	.00016*** (.00006)
Finansielle aktører.dl1	-.00009 (.00013)
Euro.NOK.dl2	-.05011 (.04763)
OSEBX.dl2	-.03755** (.01526)
Rentedifferanse.dl2	.00589** (.00229)
Dummy ordrestrøm.dl2	.00014** (.00006)
Finansielle aktører.dl2	.00012 (.00013)
<i>N</i>	536
R^2	.06208
Residual Std. Error	.00468 (df = 525)
F Statistic	3.15922*** (df = 11; 525)

Notes:

***Significant at the 1 percent level.

**Significant at the 5 percent level.

*Significant at the 10 percent level.

Tabell 14 gir VECM til systemet med dummyvariabel for ordrestrømmen. Vi ser av tabellen at ect1, valutakursen, OSEBX, rentedifferansen og dummy ordrestrøm er signifikante. Retningen på effektene er de samme som ordrestrøm med volum og retning, bortsett fra ect1. Det at dummy ordrestrøm er signifikant og positiv indikerer at en positiv retning av ordrestrømmen, altså salg av NOK, fører til høyere avkastning på Euro/NOK. Vi registrer samtidig ect1 er signifikant og positiv, det gir ingen formell mening. Da ville et eventuelt

avvik fra likevekten sendt oss lengre vekk fra likevekten. Modellen har en forklaringsgrad på ca 6,2%. Som er ca 25% unna forklaringsgraden hvor vi hadde både volum og retning. Dette bekrefter ikke resultatene til Hasbrouck (2007) om at det ikke skal være noe mer forklaringskraft i modeller som ser på retning enn de som ser på volumet. Jeg har avdekket at det er mer informasjon i ordrestrøm når denne er i både retning og volum enn når vi ser kun på retning. VECM med ordrestrøm har fortsatt høyere forklaringsgrad enn makromodellen. Dette peker i retning til at ordrestrøm har en virkning på valutakursen. Vi har ingen autokorrelasjon men det er heteroskedastiske problemer. Testing for normalitet viser leptokurtose i residualene.

4.5 **Kontrollere for feedback-trading**

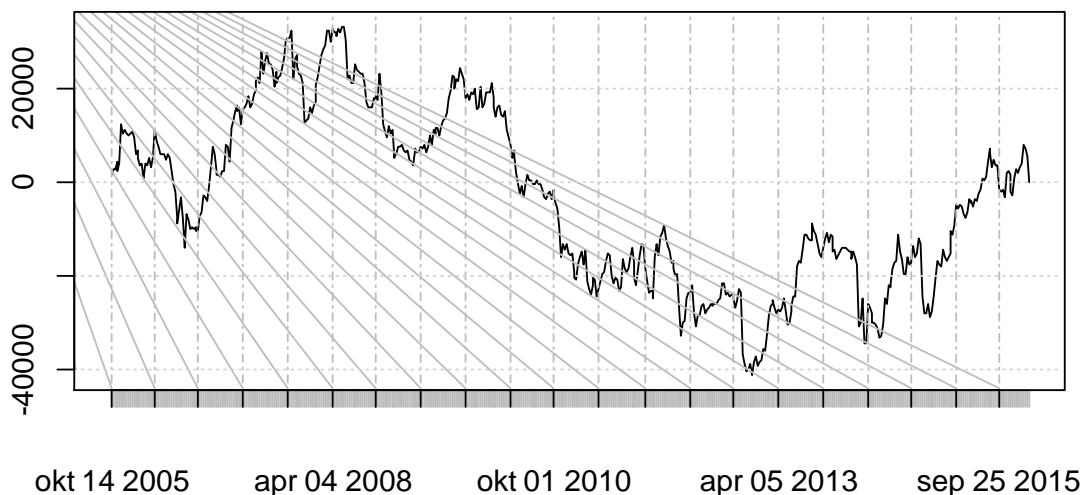
Når vi skal se om informasjon gjennom ordrestrøm kan forklare noe mer enn hva teknisk analyse kan, må vi se på uventet ordrestrøm. Dette fordi ventet ordrestrøm er allerede priset inn i valutakursen

For å kontrollere om denne sammenhengen holder, må jeg undersøke følgende regresjon.

$$Oftotak_t = \beta_0 + \beta_1 * Oftotak_{t-1} + \alpha_1 * \Delta \text{Log}(Euro.NOK)_{t-1} + \epsilon_t$$

Den uventede ordrestrømmen er ϵ_t i denne regresjonen (Daniélsson og Love, 2006). Uventet ordrestrøm har et gjennomsnitt på 0 og veldig stor varians. Den kumulative uventede ordrestrømmen starter og slutter perioden i null.

Uventet Ordrestrøm



Figur 7: kumulativ ordrestrøm

Hvis modeller med uventet ordrestrøm bidrar til å forklare variasjonen i valuta, kan det være en faktor som det bør tas hensyn til for å forklare valutakursutviklingen.

Som tidligere nevnt er ventet ordrestrøm allerede priset inn, da ordrestrøm totalt sett er en enhetsrots prosess, og det beste estimatet for neste ukes ordrestrøm er denne ukes ordrestrøm, korrigert for eventuell feedback trading. Hvis valutakursen har gitt negativ avkastning, vil de som driver med feedback-trading kjøpe Euro, for de tror den skal appresiere som følge av tidligere negativ avkastning. Hvis uventet ordrestrøm bidrar til kointegrasjon og til å forklare endring fra likevekten tyder det på at sjokk i handel med Euro, altså et plutselig kjøpspress, virker inn på valutakursen selv om sjokkene ikke er like store i verdi som ordrestrømmen. Til å begynne med starter jeg med en modell med kun ikke-stasjonære variabler.

Tabell 16

	LEuro.NOK
LOSEBX	-.20090*** (.00741)
Rentedifferanse	.02508*** (.00143)
Uventet ordrestrøm	.00115*** (.00004)
Finansielle aktører	.00068*** (.00005)
Constant	1.42346*** (.01951)
<i>N</i>	538
R^2	.79849
Residual Std. Error	.01183 (df = 532)
F Statistic	421.61600*** (df = 5; 532)

Notes: ***Significant at the 1 percent level.
 **Significant at the 5 percent level.
 *Significant at the 10 percent level.

Tabell 16 viser regresjonen når vi tar med kumulativ uventet ordrestrøm i stedet for ordrestrøm. Rentedifferansen, Finansielle aktører og uventet ordrestrøm er positivt relatert til Euro/NOK, OSEBX er negativt relatert. Kointegrasjonstesten av residualene gir verdien **-5,1893**. De kritiske verdiene her er: -5,003, -4,446 og -4,154 for hhv et signifikansnivå på 1%, 5% og 10%. Av testen kan vi konkludere med at vi har en langsiktig likevekts sammenheng mellom variablene.

Til å estimere rangen brukes Johansen metoden.

Rang test VAR(3)	Trace test	95%
$r = 0$	67,01	59,75
$r \leq 1$	37,70	40,07
$r \leq 2$	19,92	24,28
$r \leq 3$	10,62	12,28
$r \leq 4$	4,06	4,12

Tabell 17

Av rang testen ser vi at $r = 0$ må avvises på 95%, $r \leq 1$ aksepteres på 95%. Til dette systemet brukes en kointegrert sammenheng. Akaike kriteriet sier VAR(4). For å kunne sammenligne med andre VECM resultatene brukes 2 lag her.

Tabell 18

VECM uventet ordrestrøm	
ect1	-.04083*** (.01032)
Euro.NOK.dl1	-.08803* (.04505)
OSEBX.dl1	-.01774 (.01523)
Rentedifferanse.dl1	.00637** (.00249)
Uventet ordrestrøm.dl1	-.00001 (.00009)
Finansielle aktører.dl1	-.00012 (.00014)
Euro.NOK.dl2	-.06232 (.04474)
OSEBX.dl2	-.03550** (.01515)
Rentedifferanse.dl2	.00542** (.00249)
Uventet ordrestrøm.dl2	-.00010 (.00009)
Finansielle aktører.dl2	.00022 (.00014)
<i>N</i>	535
R^2	.08107
Residual Std. Error	.00520 (df = 524)
F Statistic	4.20269*** (df = 11; 524)

Notes:

***Significant at the 1 percent level.

**Significant at the 5 percent level.

*Significant at the 10 percent level.

Tabell 18 gir VECM. Vi ser av tabellen at ect1, valutakursen, rentedifferansen og OSEBX er signifikante. Ingen av ordrestrømvariablene er signifikante, men de inngår i feilkorrigerings

leddet $ect1$, som er signifikant og negativt. Det indikerer at hvis valutakursen ligger over likevekten bestemt av den første regresjonen til systemet, vil vi ha en negativ korreksjon i inneværende periode av Euro/NOK og motsatt. Denne modellen har en forklaringsgrad på ca 8,1%. Uventet ordrestrøm bidrar til kointegrasjon mellom valutakursen og forklaringsvariablene. Det sier at uventet ordrestrøm er en meget viktig faktor. Siden uventet ordrestrøm forklarer så mye i avkastningen på Euro/NOK, understreker det at informasjon via aktørers kjøp og salg av valuta, som ikke var ventet, er viktig. Residualene i VECM har ikke autokorrelasjon eller heteroskedastisitet, men også her er det leptokurtose.

Langtidsløsningen til systemet blir som følger.

$$\begin{aligned} Euro.NOK = & -0,22474 OSEBX - 0,04876 \text{ rentedifferanse} + 0,00002 \text{ Uventet ordrestrøm} \\ & + 0,00225 \text{ Finansielle aktører} + ect1 \end{aligned}$$

Neste steg blir å undersøke om det er slik Hasbrouck (2007) mener, at det ikke er mer informasjon i volumet enn retningen av ordrestrøm, her vil jeg lage en dummy variabel som gir verdi 1 dersom positiv uventet ordrestrøm, og -1 dersom negativ uventet ordrestrøm. Summerer observasjonene opp, slik at det ikke blir stasjonært. Hvis det er slik at det er mer informasjon i retningen av uventet ordrestrøm må det være signaleffekten dette gir som er vesentlig. Den totale ordrestrømmen består av den ventede ordrestrømmen og et sjokk, den uventede ordrestrømmen. Hvis ordrestrømmen er større enn det som er ventet, blir den uventede ordrestrømmen negativ. Hvis ordrestrømmen er mindre enn ventet blir den uventede ordrestrømmen positiv. Hvis størrelsen ikke har noe å si for uventet ordrestrøm, ser jo aktører ut til å predikere ordrestrøm etter random walk prinsippet. At denne ukes ordrestrøms beste estimat er forrige ukes ordrestrøm, i og med at det da kun er retningen på den uventede ordrestrømmen som har effekt på valutakursen.

Tabell 20

LEuro.NOK	
LOSEBX	-.19099*** (.00875)
Rentedifferanse	.02190*** (.00168)
Dummy ordrestrøm	-.00241*** (.00010)
Finansielle aktører	.00054*** (.00006)
Constant	1.40878*** (.02307)
<i>N</i>	539
R^2	.72020
Residual Std. Error	.01401 (df = 533)
F Statistic	274.38160*** (df = 5; 533)

Notes: ***Significant at the 1 percent level.
 **Significant at the 5 percent level.
 *Significant at the 10 percent level.

Tabell 20 gir regresjonen. Som vi ser av tabellen er retningene på variablene stort sett lik med regresjonen hvor vi hadde volum og retning, bortsett fra dummyvariabelen. Det kommer av at den siste registrering er 12. Det vil si at det har vært 12 flere positive sjokk enn det har vært negative. Den uventede ordrestrømmen svinger ofte mellom negative og positive verdier. Kointegrasjonstesten av residualene gir verdien **-4,1293**. De kritiske verdiene her er: -5,003, -4,446 og -4,154 for hhv et signifikansnivå på 1%, 5% og 10%. Av testen kan vi konkludere med at vi borderline har en langsiktig likevekts sammenheng på 10% nivå mellom variablene.

Til å estimere rangen brukes Johansen metoden.

Rang test VAR(3)	Trace test	95%
$r = 0$	61,98	59,75
$r \leq 1$	30,99	40,07
$r \leq 2$	15,42	24,28
$r \leq 3$	6,57	12,28
$r \leq 4$	2,50	4,12

Tabell 21

Tabell 21 viser rang testen, vi aviser $r=0$ på 95% nivå men godtar $r \leq 1$. Akaike kriteriet sier VAR(4). For å kunne sammenligne med andre VECM resultatene brukes 2 lag her.

Tabell 22	
	VECM Dummy uventet
ect1	-.03333*** (.00885)
Euro.NOK.dl1	-.09065** (.04587)
OSEBX.dl1	-.01719 (.01545)
rentedifferanse.dl1	.00670*** (.00250)
Dummy uventet.dl1	.00001 (.00022)
Finansielle aktører.dl1	-.00008 (.00014)
Euro.NOK.dl2	-.06811 (.04553)
OSEBX.dl2	-.03655** (.01540)
rentedifferanse.dl2	.00545** (.00251)
Dummy uventet.dl2	.00009 (.00022)
Finansielle aktører.dl2	.00022 (.00014)
<i>N</i>	535
R^2	.07600
Residual Std. Error	.00522 (df = 524)
F Statistic	3.91834*** (df = 11; 524)

Notes: ***Significant at the 1 percent level.
 **Significant at the 5 percent level.
 *Significant at the 10 percent level.

Tabell 22 gir VECM til uventet ordrestrøm dummyvariabel. Den gir samme signifikante variabler som uventet ordrestrøm med volum og retning. Effektene er nesten like store som den også. Feilkorrigeringsleddet ect1 er også her signifikant forskjellig fra 0. Det er ingen autokorrelasjon men vi har ARCH effekter. Det har en forklaringsgrad på 7,6% som er 0,5% mindre enn VECM med både volum og retning. Dette peker imot funnene til Hasbrouck (2007). Likevel bidrar uventet ordrestrøm totalt sett til større forklaringskraft til modellene.

Som vi har registrert er ordrestrøm en viktig forklaringsvariabel i ukentlige variasjoner i Euro.NOK. Selv om de ikke er signifikante variabler alene i noen av VECM modellene jeg har laget, bidrar de til å gjøre error correction term signifikant for uventet ordrestrøm. Forklaringskraften i modellene mine blir mer enn fordoblet ved å inkludere uventet

ordrestrøm sammen med makrovariablene. Likevel er det makrovariablene som stort sett er signifikante.

Et annet viktig resultat vi kan bekrefte er at uventet ordrestrøm flytter valutakursen permanent. Det var ikke langsiktig kointegrasjon i makromodellen, og det peker i retning av at det er ordrestrømsvariablene som skaper denne langsiktige relasjonen. Er valutakursen over den langsiktige likevekten som bestemmes av tilhørende regresjon i forrige uke, vil vi ha en depresiering av Euro/NOK innværende uke. Er likevekten under likevekten vil vi ha en appresiering av Euro/NOK.

5. Konklusjoner

Med tanke på hvordan valutahandelsstatistikken til Norges Bank er laget. Hvor all valutahandel inn og ut av Norge er samlet i en og samme statistikk, er jeg overrasket over at den kunne forklare såpass mye variasjon til Euro/NOK. Gjennom analysen har vi sett at modeller med ordrestrømvariabler har høyere forklaringsgrad enn makromodellen. Det indikerer at ordrestrøm er en viktig variabel i valutakursbestemmelsen. I tillegg har vi sett at de fundamental makrovariablene er signifikante i alle modellene, men de forklarer ikke mye av variasjonen.

Et annet viktig resultat er alle kointegrasjonssammenhengene i de lineære regresjonene på nivå. I og med at vi ikke hadde kointegrasjon i makromodellen, men har det i modeller der ordrestrøm og finansielle aktører er med å bekrefte mikrostrukturteorien. Ordrestrøm er en medvirkende årsak som flytter valutakursen permanent. Dette er i tråd med hva Vitale (2007) har funnet ved å undersøke 17 forskjellige ordrestrøm analyser.

Aksjeindeksen er viktig for kursutviklingen til EURO/NOK. Den er konsistent gjennom hele analysen og alltid signifikant. Jeg har også funnet at aksjeindeksen er kointegrert med den totale ordrestrømmen og rentedifferansen. Oslo Børs Benchmark Index stiger når aktører handler NOK. Jeg har funnet at rentedifferansen er kointegrert med alle variablene som er med i systemet, dog med forskjellig styrke. Det at ordrestrømmer ikke er signifikante men likevel bidrar til langsiktige sammenhenger kan være den indirekte kanalen som Evans og Lyons tar opp.

Jeg har ikke funnet bevis som underbygger funnene til Hasbrouck (2007) som sier at retningen på ordrestrømmen forklarer like mye som volum og retning. I tillegg blir modellene dårligere i form av heteroskedastisitet.

Jeg har også funnet bevis for at uventet ordrestrøm forklarer mye variasjon til valutakursen. Uventet ordrestrøm bidrar til å forklare langtidslivekten for Euro/NOK. Noe som peker i retning av at det som er ventet allerede er priset inn i valutakursen og sjokk har en betydelig effekt på valutakursen. Dersom det som er ventet allerede er priset inn, og vi ikke klarer å predikere sjokk like godt som den ventede ordrestrømmen, vil teknisk analyse av valutakursen gi like gode estimat på endringen av valutakursen som modeller som har med uventet ordrestrøm dersom vi bruker valutahandelsstatistikken til Norge. Det er ikke funnet noen signifikant sammenheng mellom makrovariablene og den uventede ordrestrømmen. Det tyder på at disse sjokkene kan være en del av den indirekte makrokanalen, uventede endringer i makrovariabler fører til sjokk ordrestrømmen.

Litteraturliste

Akram, Q. F. (2004) Oil prices and exchange rates: Norwegian evidence. *the econometrics Journal*, 7 (2), s. 476-504.

Cappelen., Å., Eika, T., & Prestmo, J. (2013). Petroleumsvirksomhetens virkning på norsk økonomi og lønnsdannelse Framtidig nedbygging og følsomhet for oljeprissjokk. SSB.

Bjørnstad, R, Jansen,E (2007). The NOK/euro exchange rate after inflation targeting: The interest rate rules. Discussion Papers No. 501, May 2007. Statistisk Sentralbyrå, Forskningsavdelingen.

Brooks, C. (2014). *Introductory econometrics for finance*.

Cheung, Y.-W., Chinn, M. D. & Pascual, A. G. (2005) Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive? *Journal of international money and finance*, 24 (7), s. 1150-1175.

Daniélsson, J. and Love, R. (2006). Feedback trading. *Int. J. Fin. Econ.*, 11(1), pp.35-53.

Easley, D. & O'Hara, M. (2003) Microstructure and asset pricing. *Handbook of the Economics of Finance*, 1, s. 1021-1051.

Enders, W. (2004) Applied time series econometrics. *Hoboken: John Wiley and Sons. ISBN X, 52183919*.

Engel, C. (1996) The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence. *Journal of empirical finance*, 3 (2), s. 123-192.

Engle, R. F. & Yoo, B. S. (1987) Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of econometrics*, 35 (1), s. 143-159.

Evans, M. and Lyons, R. (1999). Order Flow and Exchange Rate Dynamics.

Evans, M. & Lyons, R. K. (2007) Exchange rate fundamentals and order flow. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.

Evans, M. D. & Lyons, R. K. (2005) *Meese-Rogoff Redux: Micro-based exchange rate forecasting*.

Granger, C. W. & Newbold, P. (1974) Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics*, 2 (2), s. 111-120.

Hasbrouck, J. (2007) Empirical Market Microstructure: The Institutions. *Economics and*

Kohler, U. and Kreuter, F. (2005). *Data analysis using stata*. College Station, Tex.: Stata Press.

Meese, R. A. & Rogoff, K. (1983) Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? *Journal of international economics*, 14 (1), s. 3-24.

Meyer, E. & Skjelvik, J. (2006) Statistics on foreign exchange transactions-new insight into foreign exchange markets. *Norges Bank. Economic Bulletin*, 77 (2), s. 80.

Nag, A. (2016). *Foreign exchange, the world's biggest market, is shrinking*. [online] Reuters. Available at: <http://www.reuters.com/article/us-global-fx-peaktrading-idUSKCN0VK1UD> [Accessed 18 Apr. 2016].

Pfaff, B. (2008a). *Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R*. Second. New York: Springer. isbn: 978-0-387-75966-1. url: <http://www.pfaffikus.de>. — (2008b). “VAR, SVAR and SVEC Models: Implementation Within R Package vars”. *Journal of Statistical Software* 27.4. url: <http://www.jstatsoft.org/v27/i04/>.

Rime, D. (2001) US exchange rates and currency flows. *Available at SSRN 262169*.

Tsay, R. (2014). *Multivariate Time Series Analysis*. Hoboken, New Jersey: Wiley.

Vitale, P. (2007) A guided tour of the market microstructure approach to exchange rate determination. *Journal of Economic Surveys*, 21 (5), s. 903-934.

Appendix

A *Datamateriale*

- Ordrestrøm, netto kjøp av NOK av finansielle aktører registrert i Norges bank; *Finansielle aktører*; (Norges Bank)
- Rentedifferanse, Norsk 3 mnd rente- Europeisk 3mnd rente; *rentedifferanse*
3 mnd rente nibor; SSB
3 mnd rente libor; Thomson reuters kode; “EUR3MTD156N”
- Valutakurs, Euro/NOK; *EUR.NOK*; Thomson reuters kode; “Y79085”
- Aksjeindekser
DAX 30 performance; *DAX3*; Thomson reuters kode; “DAXINDX(PI)”
Oslo exchange all shares; *OSEBX*; Thomson reuters kode:”OSLOASH”
- Ordrestrømvarianter
 - Total ordrestrøm akkumulert spot og forward; *Ordrestrøm*
 - Retning på total ordrestrøm, spot og forward; *Dummy ordrestrøm*
 - *Uventet ordrestrøm*
 - Retning på uventet ordrestrøm; *Dummy uventet*

B Kointegrasjon

		Lags	Koeffisient	Std.feil	t-verdi
Leuro.NOK	Rentedifferanse	3	-0,5016	0,0447	4,663
	LOSEBX	2	<i>Ikke kointegrert</i>		
	Ordrestrøm	1	-0,000717	0,000254	-1,533
	Dummy ordrestrøm	1	-0,002527	0,00123	-1,501
	Uventet ordrestrøm	1	<i>Ikke kointegrert</i>		
	Dummy uventet	1	<i>Ikke kointegrert</i>		
	Finansielle aktører	2	<i>Ikke kointegrert</i>		
Rentedifferanse	Leuro.NOK	3	-1,9936	1,0354	-1,442
	LOSEBX	4	0,095	0,005792	0,548
	Ordrestrøm	2	-9,317e-05	2,145e-05	1,486
	Dummy ordrestrøm	2	-0,000254	4,214e-04	-0,034
	Uventet ordrestrøm	2	-3,846e-06	5,143e-07	0,097
	Dummy uventet	2	-0,00215	0,000945	0,572
	Finansielle aktører	2	-0,00395	0,00245	-2,216
LOSEBX	Leuro.NOK	2	<i>Ikke kointegrert</i>		
	Rentedifferanse	5	10,5256	3,889	-4,007
	Ordrestrøm	1	-0,00182	0,00378	-0,499
	Dummy ordrestrøm	1	-0,00556	0,00612	-0,694
	Uventet ordrestrøm	1	<i>Ikke kointegrert</i>		
	Dummy uventet	1	<i>Ikke kointegrert</i>		
	Finansielle aktører	1	<i>Ikke kointegrert</i>		

C Residualtester

Makromodell		OLS	VECM	
		p-verdi		p-verdi
Ljung-Box test		0,0000	Ljung-Box test	0,613
Arch Test		0,0000	Arch Test	0,0000
Jarque Bera test		0,0511	Jarque Bera test	0,0000
ADF test		-2,1366	ADF test	-16,0762
Ordrestrøm				
		p-verdi		p-verdi
Ljung-Box test		0,0000	Ljung-Box test	0,9441
Arch Test		0,0000	Arch Test	0,9958
Jarque Bera test		0,2291	Jarque Bera test	0,0000
ADF test		-4,7169	ADF test	-16,1113
Dummy Ordrestrøm				
		p-verdi		p-verdi
Ljung-Box test		0,0000	Ljung-Box test	0,6586
Arch Test		0,0000	Arch Test	0,0000
Jarque Bera test		0,07201	Jarque Bera test	0,0000
ADF test		-4,2067	ADF test	-16,1057
Feedback				
		p-verdi		p-verdi
Ljung-Box test		0,0000	Ljung-Box test	0,9906
Arch Test		0,0000	Arch Test	0,9993
Jarque Bera test		0,2486	Jarque Bera test	0,0000
ADF test		-5,1893	ADF test	-16,0524
Dummy feedback				
		p-verdi		p-verdi
Ljung-Box test		0,0000	Ljung-Box test	0,5405
Arch Test		0,0000	Arch Test	0,0000
Jarque Bera test		0,8769	Jarque Bera test	0,0000
ADF test		-4,1293	ADF test	-16,0006