



## Valutakursmodellering av kronekursen

- en empirisk analyse av valutahandelsstatistikkens nytteverdi

**Sindre Lauvås Duesund og Iver Ruud Eliassen**

**Veileder: Gernot Peter Doppelhofer**

Masteroppgave, Økonomi og Administrasjon, Finans

**NORGES HANDELSHØYSKOLE**

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

## **Forord**

Først og fremst vil vi rette en stor takk til vår veileder Gernot Peter Doppelhofer for gode innspill og tilbakemeldinger underveis. Etter en lang og krevende prosess er vi endelig i mål, og med denne masteroppgaven markeres slutten på en flott og lærerik studietid ved Norges Handelshøyskole. Vi vil også takke medstudenter, venner og familie som har stilt opp underveis i prosessen.

Sindre Lauvås Duesund og Iver Ruud Eliassen

Bergen, juni 2017.

# Sammendrag

Makrovariablers svake evne til å forklare valutakurs har skapt et vakuum i valutakursteorien. I oppgaven undersøkes derfor Norges Banks offentlige valutastatistikks evne til å forklare kronkursen, samt dens predikeringsevne for EURNOK og konkurransekursindeksen (KKI). Det utarbeides en valutahybridmodell basert på en makro- og mikrostrukturell tilnærming som forklarer endringer i EURNOK-kursen og konkurransekursindeksen. Ordrestrømmene i valutahandelsstatistikken har en signifikant evne til å forklare kronkursen innenfor estimeringsperioden og fungerer dermed som et supplement til tradisjonelle makromodeller. I samsvar med tidligere empirisk forskning bidrar oppsplitting av aggregert ordrestrøm i finansielle og ikke-finansielle kunders ordrestrøm til å øke ordrestrømmers evne til å forklare kronkursen. Ved ulike prognosehorisonter utenfor estimeringsperioden klarer hybridmodellene å utkonkurrere en random walk-modell. Resultatene viser at privat informasjon og forventninger reflektert i valutahandelsstatistikkenes ordrestrøm innehar verdifull informasjon i forklaringen av kronkursen, men at denne informasjonen raskt prises inn. Det er dermed fortsatt utfordrende å predikere kronkursutviklingen.

# INNHALDSFORTEGNELSE

<b>1</b>	<b>INTRODUKSJON .....</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>TEORI OG TIDLIGERE FORSKNING.....</b>	<b>4</b>
<b>2.1</b>	<b>Makroøkonomisk teori .....</b>	<b>4</b>
2.1.1	Dekket og udekket renteparitet.....	4
2.1.1.1	Udekket renteparitet.....	4
2.1.1.2	Dekket Renteparitet .....	5
2.1.2	Monetærmodellen.....	5
2.1.2.1	Monetærmodell med fleksible priser .....	5
2.1.2.2	Den monetære modellens svakheter .....	7
2.1.2.3	Monetærmodell med rigide priser.....	7
<b>2.2</b>	<b>Mikrostrukturell teori .....</b>	<b>9</b>
2.2.1	Struktur og institusjonelle trekk.....	9
2.2.2	Informasjon: ordrestrøm .....	10
2.2.3	Porteføljeskifte teori – flere forhandlere i en simultan handelsmodell .....	11
2.2.4	Kausalitet og ordrestrøm .....	15
2.2.5	Tidligere forskning som har tatt i bruk valutahandelsstatistikken .....	16
2.2.6	Annen forskning på ordrestrøm .....	17
<b>2.3</b>	<b>Teori og forskning på andre prisrelevante variabler .....</b>	<b>19</b>
2.3.1	Volatilitet og trygge havner .....	19
2.3.2	Oljeprisen og kronekursen .....	20
2.3.3	Boligmarkedet og kronekursen.....	21
<b>2.4</b>	<b>Hybridmodeller .....</b>	<b>22</b>
<b>3</b>	<b>DESKRIPTIV ANALYSE AV VARIABLENE .....</b>	<b>24</b>
3.1.1	Det internasjonale valutamarkedet og den norske kronen .....	24
3.1.2	Ordrestrømmer og valutahandelsstatistikken.....	26
3.1.3	Rentedifferanser.....	30
3.1.4	JPMorgan VXY-indeksen.....	31
3.1.5	Boligprisindeksen .....	33
3.1.6	Oljepris .....	34
<b>4</b>	<b>ØKONOMETRISK METODE.....</b>	<b>36</b>
<b>4.1</b>	<b>Stasjonære tidsserier.....</b>	<b>36</b>
<b>4.2</b>	<b>Ikke-stasjonære tidsserier .....</b>	<b>36</b>
4.2.1	Unit Root Test - Augmented Dickey-Fuller Test .....	37
4.2.2	Kointegrasjon .....	38
<b>4.3</b>	<b>Out-of-sample-prognose .....</b>	<b>38</b>
4.3.1	Evalueringskriterie.....	39
<b>5</b>	<b>ANALYSE .....</b>	<b>40</b>
<b>5.1</b>	<b>Test av datasettet.....</b>	<b>40</b>
5.1.1	Stasjonaritet .....	40

5.1.2	Kointegrasjon .....	41
<b>5.2</b>	<b>Analyse av ordrestrømmers forklaringsevne.....</b>	<b>43</b>
5.2.1	Effekten til aggregert ordrestrøm.....	43
5.2.1.1	Kausalitetsanalyse.....	45
5.2.1.2	Robusthetsanalyse.....	46
5.2.2	Finansielle og ikke-finansielle kunder .....	48
5.2.3	Hybridmodeller.....	51
<b>5.3</b>	<b>Analyse av ordrestrømmenes predikeringsevne.....</b>	<b>55</b>
5.3.1	Ett-steps-prognoser .....	55
5.3.2	VAR-modell .....	59
5.3.2.1	Ett-steps prognoser med en VAR-modell .....	60
5.3.2.2	Dynamisk VAR prognose .....	60
<b>5.4</b>	<b>Svakheter .....</b>	<b>62</b>
<b>6</b>	<b>KONKLUSJON.....</b>	<b>63</b>
6.1.1	Videre forskning .....	64
<b>7</b>	<b>LITTERATUR.....</b>	<b>65</b>
<b>8</b>	<b>VEDLEGG.....</b>	<b>70</b>

# 1 Introduksjon

Siden kollapset av Bretton Woods' fastkursregime på 1970-tallet, har majoriteten av verdens valutaer fått flyte fritt. Avskjeden med dette systemet medførte økt oppmerksomhet rettet mot valutakurssvingningenes effekt på økonomien. Dette har motivert økonomer til å forsøke å forklare, og videre predikere, valutakurssvingninger slik at land kan ta hensyn til og omstille seg etter valutakursene. I denne sammenheng ble den populære monetære valutakursmodellen utviklet – en modell som har fotfeste den dag i dag har fotfeste (se Bilson, 1978; Frenkel, 1976; Mussa, 1976; 1979).

Den monetære modellen baserer seg på en aktiviapristilnærming hvor valutakursen er et resultat av et lands fremtidig forventede makrovariabler neddiskontert til nåverdi. Til hodebry for økonomer har makrovariabler til en viss grad forklart valutakursutviklingen over lengre tidshorisonter, men tilnærmingens forklaringssevne over kortere tidshorisonter har vært minimal. Prognoseytelsen til den opprinnelige monetæremodellen, samt andre varianter av modellen, har på kort sikt vært nedslående. Det meste av empiriske studier viser derfor til at den beste modellen vi har for å forklare morgendagens valutakurs er dagens kurs – en modellering bedre kjent som en Random Walk (se Meese og Rogoff, 1983; Rogoff og Stavrakeva, 2008).

De monetære modellenes svake resultater kan skyldes valutakursers forutseende natur, som medfører at nyheter<sup>1</sup> om makrovariabler umiddelbart prises inn i valutaen. Ettersom informasjonstilgangen er ulik<sup>2</sup>, det er vanskelig å tallfeste forventninger og strukturelle skift oppstår i økonomien<sup>3</sup>, er nyheter vanskelig å observere. Dette gjør det krevende å kontrollere for nyheters effekt på valutakursen, og modellering av kursen blir dermed utfordrende. Makrovariablers svake evne når det gjelder å forklare valutakurser, har skapt et vakuum i valutakursteorien. For hvordan kan det ha seg at enkelte markedsaktører har mer informasjon om internasjonal finansmarkeder, enn andre? Og dersom ikke makrovariabler, som renteforskjeller, inflasjon og arbeidsledighet, kan forklare valutakursutviklingen – hva kan?

---

<sup>1</sup> Nyheter defineres som forskjellen mellom forventet og realiserte verdier. For eksempel rapporteres BNP etter den er realisert, nyheten observeres når BNP for forrige periode publiseres og vil være forskjellen mellom forventet og realisert BNP.

<sup>2</sup> Bacchetta og Wincoop (2002) påpeker at det eksisterer en heterogenitet i informasjon i valutamarkedet.

<sup>3</sup> Strukturelle skift medfører at tidligere stadfestede sammenhenger mellom makrovariabler og valutakurser over tid ikke gjør seg gjeldende (se for eksempel Stock og Watson, 1996).

Implementering av mikrostruktur i valutakursmodellering ble i liten grad benyttet før årtusenskiftet, men har fra 2000-tallet fått større oppmerksomhet grunnet teknologisk utvikling. Evans (2005) forklarer at mikrostrukturelle modeller arbeider ut ifra forutsetningen om at informasjon om nåværende og framtidig økonomisk situasjon, er spredd blant ulike aktører i økonomien. Aktørene bruker informasjonen i deres daglige avgjørelser, som blant annet angår handler i valutamarkedet til gitte kurser kvotert av valutaforhandlere. Verdiforskjellen mellom kjøps- og salgsordre mottatt fra kunder over en tidsperiode, omtales som kunders ordrestrøm. Evans påpeker at det er viktig å skille ordrestrømmer fra transaksjonsvolum, da ordrestrømmer innehar informasjon. *Positive* ordrestrømmer signaliserer at kunder verdsetter valutaen *mer* enn kvotert kjøpskurs, og motsatt signaliserer *negative* ordrestrømmer at kunder verdsetter valutaen *mindre* enn kvotert kjøpskurs.

Mikrostrukturanalyse av aktivapriser ved bruk ordrestrøm, er en velkjent metode som blant annet anvendes på aksjemarkedet. Det er gjennomført et større antall empiriske studier av mikrostrukturen i aksjemarkedet (se blant annet Bjønnes og Rime, 2005), mens mikrostrukturen i valutamarkedet har, som allerede nevnt, fått lite oppmerksomhet før 2000-tallet. Foruten om teknologisk utvikling, er en årsak til dette valutamarkedets desentraliserte struktur der valutahandler ikke går gjennom noe felles knutepunkt. Å registrere og aggregere en valutas transaksjoner er derfor en utfordrende oppgave. Med dette som utgangspunkt startet Norges Bank i 2005 å samle inn valutahandelsstatistikk, med mål om å bidra til økt innsikt i det norske kronemarkedet. Valutahandelsstatistikken rapporterer den norske kronens aggregerte ordrestrømmer utført av Norges største banker og er unik i den forstand at det ikke før 2005 er blitt samlet inn aggregerte ordrestrømstall i et såpass stort omfang. Transaksjoner er i statistikken inndelt i markedsaktører og kontraktstyper, og statistikken åpner nye dører til i større grad å forstå den norske kronens valutakursutvikling.

Vi vet fra tidligere studier at ordrestrøm er en betydningsfull ressurs i forklaringen av den norske kronen, men dataene er ofte private og dermed utilgjengelige for offentligheten. Implikasjonene av at offentlig publiserte ordrestrømsdata har en forklaringsevne ovenfor kronekursen, kan gagne markedsaktører som er avhengige av kronekursen. Dersom den offentlige valutahandelsstatistikken kan bidra til økt forståelse av kronekursutviklingen, vil norske aktører som er utsatt for valutarisiko, kunne ha praktisk nytte av statistikken. Dette ved at den kan fungere som et supplement til eksisterende vurderingsmetoder og videre bidra til bedre risikostyring, samt større finansiell stabilitet.

I oppgaven utforsker vi nettopp den offentlige valutatahandelstistikkens evne til å forklare kronkursen, samt dens predikeringsevne for EURNOK og konkurransekursindeksen. Med utgangspunkt i dette, er oppgavens problemstilling:

*Kan Norges Banks offentlige valutahandelsstatistikk bidra til å forklare variasjonen i kronkursen?*

I oppgaven studerer vi først aggregert ordrestrøm fra spottransaksjoners effekt på EURNOK og KKI. Vi undersøker aggregert ordrestrøms isolerte forklaringsgrad på kronkursen, og splitter videre opp aggregert ordrestrøm i finansielle og ikke-finansielle kundesegmenter. Vi tester om en oppsplitting bidrar til økt forklaringsgrad av kronkursen utover hva den aggregerte ordrestrømmen gjør. Deretter estimerer vi ulike hybridmodeller, som er en forening av mikrostrukturelle- og makromodeller. Vi forsøker å finne ut i hvilken grad ordrestrøm supplerer tradisjonelle makromodeller og om en forening som dette er hensiktsmessig. Avslutningsvis tester vi om hybridmodeller klarer å utkonkurrere en random walk-modells predikeringsevne og undersøker om ordrestrøm bidrar til økt forståelse av kronkursens utvikling. Med utgangspunkt i dette formulerer vi følgende underordnede forskningsspørsmål, som danner grunnlag for oppgavens analyse og som i sum bidrar til å besvare oppgavens problemstilling:

1. I hvilken grad forklarer aggregert ordrestrøm fra spottransaksjoner variasjonen i kronkursen?
2. Bidrar oppsplitting av ordrestrømmen i kundesegmenter til økt forklaring av kronkursen?
3. Kan en forening av en mikrostrukturmodell med ordrestrøm og en makromodell bidra til å forklare variasjonen i kronkursen utover de enkeltstående modellenes forklaringsgrad?
4. Kan en hybridmodell på kort sikt utkonkurrere random walk sin predikeringsevne?

I neste kapittel gjennomgår vi relevant teori og empirisk forskning. Tredje kapittel gir en kort deskriptiv analyse av variablene benyttet i oppgaven, mens fjerde kapittel tar for seg økonometrisk metode. I femte kapittel presenterer vi resultatene fra vår analyse før vi i sjette og siste kapittel legger frem vår konklusjon.



## 2 Teori og tidligere forskning

### 2.1 Makroøkonomisk teori

#### 2.1.1 Dekket og udekket renteparitet

En viktig faktor i valutakursmodellering er renteparitet, som kommer i formene *dekket* og *udekket* renteparitet. Disse knytter henholdsvis terminkontrakter og framtidig forventet spotkurs, sammen med dagens spotkurs og rentenivået i innland og utland. Paritetene bygger på to underliggende investeringsstrategier: arbitrasje og spekulasjon. Arbitrasje er et kjøp og et salg av to lignende finansobjekter, som gir risikofri profitt grunnet feilprising. Arbitrasjemuligheter finner sted over korte tidsrom ettersom investerer identifiserer feilprisingen og presser prisforholdet til likevekt. Spekulasjon er kjøp av et finansobjekt der kjøperen tar sikte på at finansobjektet skal øke i verdi over et lengre tidsrom for dermed å kunne selge med profitt. Til forskjell fra arbitrasje, innebærer spekulasjon betydelig risiko da fremtidig pris er vanskelig å forutse.

##### 2.1.1.1 Udekket renteparitet

Udekket renteparitet baserer seg på et spekulasjonsprinsipp som sier at forventet verdi av en usikret valutaplassering i utland, skal gi samme avkastning som en plassering i innland. Modellen forutsetter at det ikke eksisterer transaksjonskostnader, at investorer er risikonøytrale og at det brukes sammenlignbare renteinstrumenter i innland og utland, som også har samme investeringshorisont. Udekket renteparitet er gitt av forholdet:

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

$E_t(S_{t+1})$  er forventet spotkurs,  $S_t$  er dagens spotkurs,  $i_t$  er innlandsrente og  $i_t^*$  er utlandsrente. Gitt at en endring i rentedifferansen mellom innland og utland anses som langsiktig, vil framtidig forventet spotkurs depreciere. Ved en uendret framtidig forventet spotkurs kan en økt rentedifferanse anses som midlertidig, og dagens spotkurs vil appresiere. Overshooting-effekten (Dornbusch, 1976) forklarer valutakursens høye volatilitet ved å vise at korttidseffekten av dagens spotkurs er større enn langtidseffekten.

Litteraturen (blant annet Meese og Rogoff, 1983) viser at det ikke er hold for udekket renteparitet over kortere tidsrom, opptil ett år. Chinn og Meredith (2004) finner at det for udekket renteparitet over lengre tidsrom derimot, er større hold. Friksjoner skapt av

transaksjonskostnader, preferanser for å holde på innlandsvaluta, tidsvarierende risikopremier, peso-problemer<sup>4</sup>, samt at forventningsleddet  $E(s_{t+1})$  er svært subjektivt og vanskelig å empirisk tallfeste, kan være årsaker til udekket renteparitets begrensende forklaringsevne.

### 2.1.1.2 Dekket Renteparitet

Denne enkle modellen tilsier at det må være et forhold mellom rentenivået i innland og utland og dagens spotkurs og framtidig terminkurs for valuta. Dekket renteparitet bygger på arbitrasjeargumentet, og forklares av forholdet:

$$\frac{F_{t,t+1}}{S_t} = \frac{1 + i_t}{1 + i_t^*} \quad (2)$$

$F_{t,t+1}$  er framtidig terminkurs,  $S_t$  er dagens spotkurs,  $i_t$  er innlandsrente og  $i_t^*$  er utlandsrente. Termintillegget mellom utland og innland må være lik rentedifferansen mellom innland og utland. Avvik fra dekket renteparitet leder til arbitrasjemuligheter som korrigerer forholdet tilbake til likevekt. Videre i oppgaven vektlegger vi ikke udekket renteparitet da terminkontrakter ikke inngår i våre analyser. Vi har for helhetlighetens skyld valgt å informere om udekket renteparitet da udekket og dekket renteparitet.

## 2.1.2 Monetærmodellen

Forskning på valutakursmodellering skjøt fart etter bruddet med fastkursregimet på 1970-tallet. I denne anledning bidro Frenkel (1976) og Mussa (1976) til å utvikle monetærmodellen, som baserer seg på kjente makrovariabler, og som er blant de mest populære valutakursmodeller. Til tross for den monetære valutakurstilnærmingens uegnethet til å forklare og predikere valutakursen, brukes den ofte i valutakursmodelleringer. Den opprinnelige monetærmodellen er utgangspunktet for modellen i oppgaven, som vi utvikler til en hybridmodell ved å modifisere for ordrestrøms- og andre makrovariabler.

### 2.1.2.1 Monetærmodell med fleksible priser

Den klassiske monetærmodellen baserer seg på tre teoretiske fundament: pengemarkedslikevekt, udekket renteparitet og kjøpekraftsparitet. Utledningen av den

---

<sup>4</sup> Pesoproblemer sikter til tilfeller hvor det er en liten sannsynlighet for en stor valutakursending.

monetære modellen med fleksible priser tar utgangspunktet i pengemarkedslikevekten fremstilt av Frenkel (1976). Modellen beskrives av følgende ligninger for innland og utland:

$$m_t = p_t + ky_t - \lambda i_t + \varepsilon \quad (3)$$

$$m_t^* = p_t^* + k^*y_t - \lambda^* i_t^* + \varepsilon^* \quad (4)$$

$m_t, p_t, ky_t, i_t, \varepsilon$  symboliserer henholdsvis pengemengde, prisnivå, BNP, rente og avvik fra pengemarkedslikevekt. Alle variabler er i logform.  $k$  og  $\lambda$  er inntekts- og renteelastisitet, og variabler denotert med \* symboliserer variabler for utland.

Kjøpekraftspariteten sier at en endring i prisnivå mellom to land utlignes av valutakursen da arbitrasjemuligheter medfører vareflyt som utligner prisforholdet mellom de to landene. Kjøpekraftspariteten beskrives av følgende ligning:

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

$s_t$  er spotkurs,  $p_t$  er inflasjon, og  $v$  er avvik fra kjøpekraftspariteten. Alle variabler er i logform. Et lands prisnivå bestemmes gjennom pengemengden, og spotkursen bestemmes gjennom forskjell i prisnivå. Valutakurs bestemmes derfor gjennom prisendringer mellom to land. Ved å anta rente- og inntektselastisitet for penger er lik for de to landene ( $\lambda = \lambda^*$ ), og ( $k_t = k_t^*$ ), kan den nominelle valutakursen forklares gjennom den relative forskjellen i pengemengde i innland og utland:

$$s_t = (m_t - m_t^*) - k(y_t - y_t^*) + \lambda(i_t - i_t^*) + (\varepsilon - \varepsilon^*) - v \quad (6)$$

Udekket renteparitet utvidet med en risikopremie  $p$ , skrives som:

$$i - i^* = E(s_{t+1} - s) + p \quad (7)$$

Ved å sette inn udekket renteparitet (7) i begrepet (6) ovenfor får vi:

$$s_t = (m_t - m_t^*) - k(y_t - y_t^*) + \lambda(E(s_{t+1} - s)) + \lambda p + (\varepsilon - \varepsilon^*) - v \quad (8)$$

Monetærmodellen sier at valutakursen depresierer (høyere  $s_t$ ) når det er sterkere vekst i pengemengde i innland enn i utland, lavere økonomisk aktivitet i innland, lavere renter i innland og forventinger om framtidig depresiering.

### 2.1.2.2 Den monetære modellens svakheter

Modellens enkle fremstilling krever at flere forbehold tas. Neely og Sarno (2003) argumenterer for at det nettopp er den monetære modellens forenklete forutsetninger som medfører at modellen har vanskeligheter med å valutakurssvingninger, både innenfor og utenfor estimeringsperioden. I tillegg holder modellens tre fundamenter (udekket renteparitet, pengemarkedsliekevekt og kjøpekraftsparitet) dårlig i virkeligheten. Udekket renteparitet har, som allerede vist, flere begrensninger. Pengemarkedsliekevekten har vist seg å være ustabil og unøyaktig, da feilledet  $\varepsilon$  i (3) er ulikt null. Og sist, kjøpekraftspariteten forutsetter perfekt substitusjon, samt fri flyt av innenlandske og utenlandske varer og tjenester – forutsetninger som alle er usannsynlige i virkeligheten.

Frankel og Rose (1995) hevder at valutakursers random walk-karakteristikk på kort sikt, skyldes innovasjoner i uobserverbare makrovariabler og ikke-fundamentale variabler, som blant annet spekulative bobler. Videre er det svært vanskelig å tallfeste investorers forventninger nøyaktig, og informasjonstilgangen hos enkelte aktører er ofte mer omfattende enn hos forskere og sentralbanker (Bachetta og Wincoop, 2002). Fordi forskere og sentralbankers informasjonstilgang er begrenset, er det vanskelig å skape et realistisk bilde av markedsaktørenes forventninger. I sum gjør dette det utfordrende å modellere valutakurser ved hjelp av makrovariabler.

### 2.1.2.3 Montærmodell med rigide priser

Som en konsekvens av den monetære modellens svake evne til å forklare valutakursutviklingen, ble alternativer som Dornbuschs overshooting-modellen og såkalte *sticky-price*-modeller utviklet. Disse monetærmodellene med rigide priser ble utviklet for å ta hensyn til faste priser på kort sikt. Dornbusch (1976) stod bak den første monetærmodellen med rigide priser – en modell som forutsetter at priser utvikler seg saktere enn det forutsettes at de gjør i monetærmodellen med fleksible priser. Rigide priser på kort sikt medfører endringer i kortsiktig rentenivå når et lands pengemengde forminskes eller økes. En reduksjon av pengemengden ved rigide priser medfører at *reell* pengemengde reduseres og korte renter økes. Økte renter medfører en kapitalflyt fra utland til innland og en appresiering av valutakursen.

På kort sikt appresierer valutakursen mer enn langtidslikevekt gitt av kjøpekraftsparitet – derav navnet overshooting-modellen. Investorer er villige til å flytte kapital inn i et land så fremt rentedifferansens forventede avkasting, overstiger valutaens forventede depresiering på lang

sikt. Over tid vil prisnivået gradvis falle, og rentenivået vil synke i takt med valutakursen inntil man når langtidsliekevekten hvor kjøpekraftspariteten gjør seg gjeldende.

Det er det siste tiåret gjennomført flere studier som viser at kjøpekraftspariteten holder relativt godt på lang sikt. Ifølge Rogoff (1996) er konvergeringshastigheten til avvik fra kjøpekraftspariteten ofte lav med en halveringstid på opptil 3-5 år. Dette medfører at realvalutakurser på kortere tidsrom varierer nesten like mye som nominelle valutakurser. Kjøpekraftspariteten har dermed liten forklaringskraft på kort sikt. Rogoff konkluderer med at kjøpekraftspariteten ikke gjelder på kortere tidsrom grunnet at internasjonale varemarkeder i større grad enn antatt er segmenterte. Friksjoner skapt av transportkostnader, tariff, tollbarrierer, informasjonskostnader og mangel på varemobilitet medfører slingringsmonn i kjøpekraftspariteten, og nominelle valutakurser er upåvirket av prisendringer på kort sikt. På bakgrunn av disse empiriske resultatene hvor sammenhengen mellom inflasjon og valutakurser på kort sikt er liten, velger vi å avvike fra den klassiske monetære modellen ved å utelate inflasjonsvariabelen for den generelle prisveksten i økonomien. Vi velger heller å utforske en annen vinkling av prisnivå og valutakursene ved å implementere en variabel for boligprisvekst, som de to siste tiårene har vært sentral i norsk økonomi.<sup>5</sup>

---

<sup>5</sup> Vi viser til vår teoridel for boligmarkedet og kronekursen for videre drøftinger.

## 2.2 Mikrostrukturell teori

### 2.2.1 Struktur og institusjonelle trekk

Spotmarkedet deles hovedsakelig inn i tre strukturer: Auksjonsmarked, marked med en forhandler og marked med flere forhandlere. I realiteten vil strukturen til et spotmarked gli inn i hverandre, og det er ofte en kombinasjon av de ulike strukturene.

I et auksjonsmarked har aktørene mulighet å legge inn både kjøps- og salgsordre i form av enten markeds- eller nivåordre. Ved en markedsordre legger man inn en ordre om å kjøpe  $x$  antall enheter til den beste kursen i markedet, og ved en nivåordre legger man inn en ordre om å kjøpe  $x$  antall enheter til et angitt kursnivå. Det er ikke noen definerte forhandlere, og kjøps- og salgskursene bestemmes derfor fra ordrene til deltakerne. I et marked med en enkel forhandler så settes det kun en kjøps- og salgskurs, og kundene velger om de enten ønsker å benytte seg av muligheten til å delta i valutamarkedet eller ei. I både sentraliserte og desentraliserte markeder med flere forhandlere vil det være konkurranse mellom kjøps- og salgskursen. I et sentralisert markedet vil alle kursene være tilgjengelig, i motsetning til i et desentralisert marked hvor handler kan oppstå samtidig til forskjellige kurser.

Valutamarkedet beskrives best gjennom et desentralisert markedet med flere forhandlere som tilbyr kjøps- og salgskurser. Det finnes ikke en offentlig plattform som samler kjøps- og salgskursene, selv om de i stor grad kan sammenlignes. Det er spesielt tre kjennetegn som gjør at valutamarkedet skiller seg fra andre markeder: svært store handelsvolum, størsteparten av handel består av interbankhandel, og det er liten transparens i markedet. Hovedaktørene i markedet er forhandlere, kunder og meglere. Det er forhandlerne som setter den ønskende kursen de er villig å kjøpe og selge for til ulike kunder og andre forhandlere. Kundene inkluderer alt fra enkeltindivider til større institusjoner, av finansiell og ikke-finansiell bakgrunn. Meglerne tilrettelegger for handler mellom forhandlerne.

Valutamarkedet kjennetegnes altså som et stort marked med forskjellige aktører. Videre vil vi gå gjennom hvorfor ordrestrøm kan være verdifullt, samt presentere et rammeverk som forklarer sammenhengen mellom ordrestrøm og kursbestemmelsen.

### 2.2.2 Informasjon: ordrestrøm

Synet på informasjonsfordelingen og derav prissettingen i økonomien er forskjellige i mikrostrukturell og makroøkonomisk teori. Der man i makroøkonomisk teori arbeider ut i fra antagelsen at informasjon er homogent fordelt blant markedsaktører (typisk makroøkonomiske data), arbeider man i mikrostrukturell teori ut i fra en motsetning og forutsetter at informasjonen er heterogent fordelt blant markedsaktørene. Det kan tenkes at en sammenknytting av disse teoriene kan være fordelaktig i en prissetting da dette kan tenkes å gi et mer fullverdig bilde av informasjonen i markedet. Et problem med en prissetting basert på makroøkonomisk teori er at tolkningen av, samt forventningene til framtidig, makroøkonomisk informasjon er vanskelig å tallfeste nøyaktig. Dette problemet kan minskes i den mikrostrukturelle teorien ved å analysere kjøps- og salgspreser i valutamarkedet ettersom avviket mellom salgs- og kjøpsinitierte handler (ordrestrøm) representerer en overføringsmekanisme mellom informasjon og valutakurser. Ordrestrømmer viser til informasjon og forventninger skjult for allmenheten (heterogen informasjon) som må aggregeres og prises inn i valutakursene.

Det kan virke usannsynlig at noen få markedsaktører sitter med innsideinformasjon angående makroøkonomisk utviklingen. Dette trenger ikke være tilfellet for at ordrestrøm innehar informasjon. Små, og ofte ubevisste, fragmenter av informasjon kan være fordelt blant aktører i økonomien som på aggregert nivå kan være av nytte. Rapporteringer av makroøkonomiske variabler blir ofte publisert i ettertid av de faktiske realiseringene. Endringer i den makroøkonomiske situasjonen påvirker imidlertid de økonomiske aktørenes handlinger nært, om ikke på, realiseringstidspunktet. Underliggende makroøkonomiske skift vil for eksempel kunne påvirke eksport- og importbedrifter sine transaksjonsbehov i valuta, og derav ordrestrømmen. Det er med andre ord ikke nødvendig at aktørene initierer sine handler i valutamarkedet basert på spekulative motiver ved et oppfattet skift i makroøkonomien (ny informasjon). Så fremt valutahandlene er korrelert med de underliggende makroøkonomiske skiftet, vil denne nye informasjonen bli reflektert i de aggregerte ordrestrømmene.

Rime mfl. (2010) presenterer to kanaler hvor ordrestrøm aggregerer makroøkonomisk informasjon som kan ha innvirkning på valutakursen: *Ulik tolkning av nyheter og heterogene forventninger til de fremtidige fundamentalene*. Den første kanalen påvirker valutakursen ved at nyheter endrer likevektsprisen mens den andre kanalen av ordrestrøm representerer de heterogene tolkningene av nyhetene som også har betydning for prisen til valutakursen. Videre fanger ordrestrømmen opp endringer i heterogene forventninger til aktørene. Det finnes flere studier som viser til at ordrestrøm inneholder informasjon om flere makroøkonomiske

variabler, samt forventinger og endringer i forventningene til variablene. Begge kanalene kan altså ha innvirkning på kursbestemmelsen. Det finnes flere studier som har testet dette og som har funnet resultater som peker i denne retningen (se blant annet Dominguez og Panthaki, 2006; Evans og Lyons, 2005a; 2008; Love og Payne, 2008; Berger et al. ,2008).

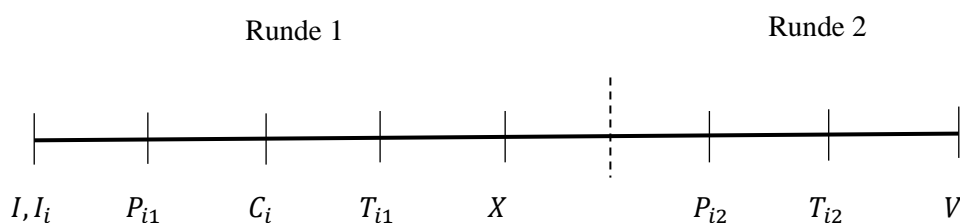
Ordrestrøm kan med andre ord inneholde informasjon om hvordan ulike aktører vurderer den offentlige informasjonen og aktørenes forventninger til fremtidige fundamentaler. Når en da observerer ordrestrømmen kan det bli tolket som et signal om at andre aktører i markedet har informasjon om at valutakursen skal opp eller ned, som man selv ikke har tilgang til. Dette signalet kan få andre aktører til å agere, noe som gjør at ordrestrøm kan bidra til merverdi i forklaring av valutakursens variasjon.

### 2.2.3 Porteføljeskifte teori – flere forhandlere i en simultan handelsmodell

Teorien presentert i dette delkapitlet er hentet fra Lyons' (2001) bok *The Microstructure Approach to Exchange Rates* kapittel 4 og artikkelen *Orderflow and Exchange Rate Dynamics* (Evans og Lyons, 1999). Artikkelen og det aktuelle kapittelet i boken handler om hvorfor og hvordan ordrestrøm påvirker valutakursen. I denne delen refereres *pris* til valutakursen.

Modellen bygger på et desentralisert marked bestående av to perioder,  $N$  forhandlere og et risikabelt aktivum. Alle forhandlere har en lik kundegruppe bestående av blant annet spekulative kunder, sentralbanker, fondsforvaltere, osv. Alle forhandlerne har en identisk negativ eksponentiell nyttefunksjon over den nominelle formuen som er gitt i slutten av periode to.

FIGUR 1 - SIMULTAN HANDELSMODELL



Notasjon:

$I$ : Offentlige signaler mottatt av alle forhandlere

$I_i$ : Private signaler mottatt av forhandler  $i$

$P_{i1}$ : Forhandler  $i$  sin pris i periode 1

$C_i$ : Netto ordre mottatt til forhandler  $i$

$T_{i1}$ : Forhandler  $i$  sine netto utgående ordre til andre forhandlere

$X$ : Interbankmarked sin ordrestrøm

$P_{i2}$ : Forhandler  $i$  sin pris i periode 2

$T_{i2}$ : Forhandler  $i$  sin netto utgående ordre til andre forhandlere i periode 2

$V$ : Avkastning til riskikabelt aktiva



Figur 1 over er hentet fra Lyons (2001, s. 97) og presenterer hendelsesforløpet i modellen medfølgende beskrivelse av notasjonen. I starten av runde én mottar alle forhandlere både privat og offentlig informasjon,  $I_i$  og  $I$ , angående den endelige verdien  $V$  til det risikable aktivumet. Den offentlige informasjonen vil typisk være makroøkonomiske nyheter, som for eksempel renteendringer. På bakgrunn av denne informasjonen setter forhandler  $i$  sin ønskende pris  $P_{i1}$  for kjøp og salg av det risikable aktivumet simultant med andre forhandlere. Som en forenkling antas det ingen spread mellom kjøps- og salgspris, som betyr at forhandlerne kjøper og selger til samme pris. Etter prissettingen mottar forhandlerne kjøps- og salgsordre fra kundene som aggregeres til  $C_i$ . En positiv  $C_i$  er definert som et netto kjøp fra kundene, og derav et netto salg av valuta fra forhandlerens side. Det vil si at det er et kjøpspress på den aktuelle valutaen. Motsatt vil en negativ  $C_i$  tilsvare et netto salg fra kundene og et netto kjøp fra forhandleren. Kundene kan legge inn både kjøps- og salgsordre til flere ulike forhandlere, altså er handelen simultan og uavhengig.

Etter at kundeordrene er mottatt og aggregert, fordeler forhandlerne risikoen av sin netto posisjon seg imellom i interbankmarkedet. En positiv  $T_{i1}$  er kjøpsordre initiert av forhandleren selv, og en positiv ordrestrøm tilsvare et kjøp fra forhandleren. En positiv  $T'_{i1}$  er kjøpsordre forhandler  $i$  mottar av andre forhandlere og tilsvare et salg for forhandler  $i$ . Denne handelen antas også å være simultan og uavhengig, som medfører usikkerhet til endelig posisjon i slutten av runde én. Posisjonen og medfølgende risiko må forhandlerne bære med seg inn i runde to. Interbankhandelen for de to rundene beskrives som følgende:

$$T_{i1} = D_{i1} + C_i + E[T'_{i1} | \Omega_{T_{i1}}] \quad (9)$$

$$T_{i2} = D_{i2} + E[T'_{i2} | \Omega_{T_{i2}}] - D_{i1} + T'_{i1} - E[T'_{i1} | \Omega_{T_{i1}}] \quad (10)$$

$\Omega_{T_{it}}$  er informasjonen tilgjengelig for forhandler  $i$  for et gitt tidspunkt, og  $D_{it}$  er forhandler  $i$  sin ønskende spekulative posisjon i det risikable aktivumet i runde  $t$ . Vi ser i første runde at ordre initiert av kundene  $C_i$  påvirker omfanget av interbankhandelen i første periode  $T_{i1}$ . Kjøp fra kunder fører til at forhandleren må kjøpe i interbankmarkedet for å reetablere sin ønskede posisjon i det risikable aktivumet,  $D_{i1}$ . Tilsvarende fører salg fra kunder til at forhandlerne må selge i interbankmarkedet. Samtidig forsøker forhandleren å ta hensyn til forventede innkommende kjøps- og salgsordre fra andre forhandlere i interbankmarkedet,  $E[T'_{i1} | \Omega_{T_{i1}}]$ , som vil forskyve posisjonen bort fra ønsket posisjon. Denne forventningen er basert på den betingende informasjonen tilgjengelig for forhandleren i runde én,  $\Omega_{T_{i1}}$ . En uoverensstemmelse mellom forventet innkommende og realiserte handler,  $E[T'_{i1} | \Omega_{T_{i1}}]$  og  $T'_{i1}$ ,

vil skape forstyrrelser i ønsket posisjon. Denne beholdningsforstyrrelsen korrigeres for i andre runde og påvirker den enkelte forhandlers interbankhandel  $T_{i2}$ , illustrert gjennom de to siste leddene av (10),  $T'_{i1} - E[T'_{i1} | \Omega_{T_{i1}}]$ . Endringer i ønsket risikabel posisjon må korrigeres for i runde to,  $D_{i2} - D_{i1}$ . Ytterligere må de ta hensyn til forventede innkommende ordre fra andre forhandlere  $E[T'_{i2} | \Omega_{T_{i2}}]$ , som vil påvirke deres transaksjoner i interbankmarkedet  $T_{i2}$ .

Ved slutten av første runde vil alle forhandlere i interbankmarkedet observere forhandler  $i$  sin ordrestrøm:

$$X \equiv \sum_{i=1}^N T_{i1} \quad (11)$$

$X$  er forskjellen mellom kjøp og salg (ordrestrøm) da  $T_{i1}$  har negative verdier ved salg. Grunnen til at ordrestrømmen ikke blir observert før i slutten av runde én, er at det er liten transparens mellom kundehandlene i valutamarkedet fordi forhandlerne ønsker å holde denne informasjonen skjult. Dette er årsaken til at kunders ordrestrøm ikke påvirker prisen direkte og heller ikke blir priset inn før ordrestrømmen er observerbar i interbankmarkedet.

Forhandleres formål er å maksimere sin negative eksponentielle nyttefunksjon ved å bestemme pris og etterspørsel av det risikable aktivumet.  $W_{it}$  er formuen i slutten av periode  $t$  for forhandler  $i$ . Forhandleren har følgende maksimeringsproblem:

$$\max_{\{P_{i1}, P_{i2}, D_{i1}, D_{i2}\}} E[-\exp(-\theta W_{i2} | \Omega_i)] \quad (12)$$

s.t.

$$W_{i2} = W_{i0} + C_i(P_{i1} - P'_{i1}) + (D_{i1} + E[T'_{i1} | \Omega_{T_{i1}}])(P'_{i2} - P'_{i1}) \\ + (D_{i2} + E[T'_{i2} | \Omega_{T_{i2}}])(V - P'_{i2}) - T'_{i1}(P'_{i2} - P_{i1}) - T'_{i2}(V - P_{i2}) \quad (13)$$

$P_{it}$  er forhandler  $i$  sin pris og  $P'_{it}$  er prisen til andre forhandlere.  $V$  er endelig avkastning på det risikable aktivumet i slutten av runde to. Det andre leddet i ligning (13) er fortjenesten av at mottatte kundeordre rebalanseres i runde én. Dersom  $C_i$  er positiv, har forhandleren solgt til sine kunder for  $P_{i1}$ , og kjøpt tilbake samme mengde i interbankmarkedet til pris  $P'_{i1}$ .

Det tredje leddet er kapitalgevinst fra forhandlerens spekulative- og sikringsetterspørsel i runde én. Det fjerde leddet er tilsvarende tredje ledd, men gjeler for runde to hvor  $V$  er den endelige prisen på det risikable aktivumet. De to siste leddene er forstyrrelsene i aktivabeholdningen grunnet simultan handel mellom forhandlere. Forhandleren vet på forhånd ikke størrelsen på innkommende ordre fra andre forhandlere i runde én eller to og har kun forventinger til disse

størrelsene. Informasjonssettet som forhandlere har til rådighet på de ulike beslutningstidspunktene, er:

$$\text{Pris } P_{i1}: \{C_i, I_i, I\}$$

$$\text{Handel } T_{i1}: \{C_i, I_i, I, P_{11}, \dots, P_{N1}\}$$

$$\text{Pris } P_{i2}: \{C_i, I_i, I, P_{11}, \dots, P_{N1}, T_{i1}, T'_{i1}, X\}$$

$$\text{Handel } T_{i2}: \{C_i, I_i, I, P_{11}, \dots, P_{N1}, T_{i1}, T'_{i1}, X, P_{12}, \dots, P_{N2}\}$$

Likevektsprisstrategi basert på rasjonelle prisinger for kjøps- og salgspris, tilsier at prisen være lik på tvers av forhandlere for å unngå arbitrasjemuligheter. Gitt at prisene er de samme, må de være basert på informasjon som alle har tilgang til. Dette gir følgende lineære prisstrategi:

$$P_1 = \Lambda_I I \quad (14)$$

$\Lambda$  er koeffisienten til offentlig informasjon,  $I$ , og er med å produsere et objektivt estimat av avkastningen i slutten av runde to. Rasjonelle priser i runde to vil også være lik på tvers av forhandlerne, grunnet arbitrasjeargumenter, og vi får følgende prisstrategi:

$$P_2 = \Lambda_2 I + \Lambda_x X \quad (15)$$

Likt prisingen i første runde vil prisingen i andre runde  $P_2$  være basert på offentlig informasjon, men videre vil informasjonen gitt av aggregert ordrestrøm observert i slutten av første runde være med å påvirke prisen. Siden  $X$  er summen av aggregert interbankhandel, inneholder den noe informasjon som ikke er kjent for offentligheten.  $X$  er altså korrelert med de individuelle ordrene til kundene samt de private signalene  $I_i$ . Siden  $X$  ikke inneholder all informasjon om  $C_i$  og  $I_i$ , vil dette bety at all informasjon ikke er reflektert i prisen. Dette gir rom for spekulativ etterspørsel i runde to for forhandlerne. Som nevnt tidligere, vil ordrestrømmen derfor ha en signaliseringseffekt. Dersom en forhandler observerer en positiv ordrestrøm (netto kjøp), tolker forhandleren dette som at andre aktører som kjøper det risikable aktivumet, gjør dette fordi de sitter på informasjon. Dette er årsaken til at ordrestrøm har innvirkning på prisen.

Teorien presentert gir et godt grunnlag for sammenhengen mellom endringer i ordrestrøm og effekten på valutakursene. I datasettet fra Norges Bank er ordrestrømmen innhentet fra ulike rapportørbanker, som har aggregert og rapportert sine ordrestrømmer i løpet av uken. I motsetning til porteføljeskiftmodellen hvor kun den totale aggregerte ordrestrømmen observeres, spesifiseres de rapporterte ordrestrømmene i valutahandelsstatistikken etter hvilken motpart som har vært med i handelen. Dette åpner muligheten for å undersøke hvorvidt effekten

av ordrestrømmen fra ulike kundesegmenter, som finansielle og ikke-finansielle kunder, påvirker valutakursen ulikt.

#### **2.2.4 Kausalitet og ordrestrøm**

I det teoretiske rammeverket beskrevet overfor antas det at ordrestrøm fører til prisendringer. I realiteten finnes det tre mulige årsakssammenhenger avhengig om ordrestrømmen kommer før, samtidig med eller etter prisendring. Likt Evans og Lyons (1999) referer vi til disse tre hypotesene som henholdsvis forventnings-, press- og feedbackhypotesen.

Under forventningshypotesen tilpasser valutakursene seg ordrestrømmen etter den er observert. Det kan være flere årsaker til dette. Det kan blant annet være en uoverensstemmelse mellom forventet ordrestrøm og realisert ordrestrøm, som igjen leder til prisendring når ordrestrømmen blir observerbar (Foster og Viswanathan, 1990). Dette tilfellet er lite relevant for valutamarkedet, siden det er lite å basere forventinger til ordrestrøm på. Et annet tilfelle kan være grunnet lav transparens i valutamarkedet, som medfører at ordrestrøm ikke kan observeres av offentligheten ved dens realisering. Det er derfor tidligere perioders ordrestrøm, er med på å bestemme dagens pris, noe som først skjer når ordrestrømmen er aggregert og observert i interbankmarkedet (Lyons R. , 1996).

I presshypotesen antas det at realiseringen av ordrestrøm og prisstillelse skjer kontemporært. Det finnes to underliggende versjoner av presshypotesen: informasjons- og likviditetssmodellen. I informasjonsmodellen innehar ordrestrømmer informasjon om valutakursen da ordrestrømmer kan informere om avkastning (Glosten og Milgrom, 1985; Kyle, 1985), mens i likviditetssmodellen innehar ordrestrømmer informasjon som kan endre risikopremiene i likevekt (Stoll, 1978; Ho og Stoll, 1981). Et viktig poeng er altså at selv om ordrestrøm og prisendringer skjer sammenfallende, er det ordrestrøm som forårsaker prisendringer.

I feedbackhypotesen leder observerte prisendringer til kjøp og salg av valuta, som skaper ordrestrømmer. Feedbacktrading kan deles opp i to kategorier: positiv og negativ feedbacktrading. Ved positiv feedbacktrading vil prisendringen og ordrestrømmen bevege seg i lik retning. En prisøkning fører altså til økt ordrestrøm (kjøp av fremmedvaluta i vårt tilfelle). Det motsatte vil være tilfellet for negativ feedbacktrading. Videre skilles det mellom motivasjonen bak feedbacktrading. Om feedbacktradingen er et resultat av en rasjonell beslutning basert på autokorrelasjon i prisendringene, eller om feedbacktradingen er grunnet i

en beslutningsbias (adferdsbetinget) hvor aktører tror tidligere prisendringer vil bli etterfulgt av ytterligere prisendringer.

### **2.2.5 Tidligere forskning som har tatt i bruk valutahandelsstatistikken**

Det har tidligere blitt utført et lite knippe ordrestrømsanalyser basert på Norges Banks valutahandelsstatistikk. Evans og Rimes (2015) artikkel «Order flow information and spot rate dynamics» er det nyeste forskningsbidraget som undersøker ordrestrømens effekt med bruk av et datasett fra Norges Bank. Det er verdt å bemerke at forfatterne, ulikt fra vår studie, benytter seg av en detaljert valutahandelsstatistikk innsamlet av Norges Bank, som spesifikt omhandler EURNOK-transaksjoner, som ikke er tilgjengelig for offentligheten. Artikkelen viser til at ordrestrømmer inneholder signifikant informasjon om framtidige rentedifferanser og risikopremier, som igjen er viktige drivere av EURNOK. Evans og Rime konkluderer med at ordrestrømmer spiller en viktig rolle i å tette gapet mellom tradisjonelle makromodeller. Evans og Rime påviser ytterligere at ordrestrømmer har en signifikant forklaringssevne når det gjelder valutakursutviklingen over en lengre tidshorison enn hva tidligere forskning har antydnet. Artikkelen viser også til at ordrestrømmer ikke innehar informasjon om framtidige rentespreads, men heller at valutahandelsstatistikken innehar signifikant informasjon om framtidige risikopremier, som igjen er avgjørende for framtidig valutakursutvikling.

Rime og Solji i Norges Bank publiserte i 2006 artikkelen «En ordrestrømsanalyse av valutakurser» og gjorde med det et tidlig forsøk på å påvise valutahandelsstatistikken forklaringsverdi på kronkursen ved bruk av daglige aggregerte ordrestrømmer. I Norges Banks analyse fant de en kointegrert relasjon mellom de daglige ordrestrømmene i valutahandelsstatistikken og EURNOK. Funnene viste at kronkursen depresierte med 0,27 prosent når finansielle kunder kjøper euro for 1 milliard kroner og rentedifferansen mellom euroområdet og Norge er kontrollert for. Analysen benyttet seg da av et relativt kort datasett med 129 daglige observasjoner, siden datainnsamlingen til valutahandelsstatistikken i 2006 nylig hadde startet. På grunn av dette kom ikke Rime og Solji frem til definitive konklusjoner, men påpekte at den framtidige valutahandelsstatistikken med større datasett kan hjelpe til å forstå valutamarkedet bedre.

Tidligere masteroppgaver har også benyttet seg av Norges Banks valutahandelsstatistikk. Karsvik (2016) undersøkte informasjonsinnholdet i Norges ukentlige valutahandelsstatistikk for spot- og termintransaksjoner på valutakryset EURNOK. Han fant at en implementering av

ordrestrømmer i en valutakursmodell komplementerer de tradisjonelle makromodellene basert på fundamentalfaktorer og ledet til en økt forklaringssevne. Romstad (2008) undersøkte ordrestrømmers evne til å forklare kronekursindeksen og EURNOK på daglig basis primært ved hjelp av en privat ordrestrømsstatistikk gitt av DnB NOR, men også Norges Banks ukentlige valutahandelsstatistikk. Likt Kvarsvik fant Romstad at ordrestrømmer er et godt supplement til de tradisjonelle makromodellene.

### **2.2.6 Annen forskning på ordrestrøm**

Evans og Lyons (2003) ser på forholdet mellom makroøkonomiske nyheter og spotkursen DEMUSD. Forfatterne undersøker hvorvidt nyheter, og hvor stor andel av nyheter, som er overført til spotkursen via transaksjonsmekanismen (ordrestrømmer) i motsetning til den tradisjonelle kanalen hvor nyheter direkte påvirker valutakurssvingningene. Funnene deres indikerer at to tredjedeler av priseffekten fra nyheter er reflektert gjennom ordrestrømmer, mens den gjenværende tredjedelen stammer fra den direkte kanalen hvor nyheter umiddelbart påvirker vekslingsforholdet.

Evans og Lyons (2005a) sammenligner i sin artikkel «Meese-Rogoff Redux: Micro-Based Exchange Rate Forecasting» predikeringsevnen til en mikrostrukturell modell, en standard makromodell og en random walk modell. Undersøkelsen har en sampleperiode på seks og et halvt år og baserer seg på spotkursene i valutaparet EURUSD, europeiske innskuddsrenter og transaksjonsdata fra sluttbrukere. Studien fokuserer på prognosehorisonter som går fra én dag og opptil én måned. Evans og Lyons finner at den mikrobaserte ordrestrømsmodellen forklarer 16 prosent av variansen i de månedlige spotkursene over en treårig prognoseperiode, noe som utkonkurrerer både makro- og random walk-modellen.

Samme året publiserte Evans og Lyons (2005b) artikkelen «Understanding Order Flow» hvor de undersøkte daglige ordrestrømmers innvirkning på spotkursen til EURUSD. Ordrestrømsdataen benyttet i studien er innsamlet fra Citibanks valutatransaksjoner i perioden 1993 til 1999. Evans og Lyons fant at ordrestrøm fra ulike kundegrupper har ulik innvirkning på valutakursen. Ytterligere gjør forfatterne et interessant funn som viser at ordrestrømskoeffisientene til individuelle kundesegmenter har en større forklaringssevne på valutakursene enn de aggregerte ordrestrømmene.

Rime mfl. (2008) forsøkte å koble forholdet mellom makro- og mikrostrukturtilnærminger ved å se på forholdet mellom valutakurssvingninger, ordrestrøm og forventninger til makrovariabler i valutaparene EURUSD, EURGBP og EURJPY. Forfatterne benytter seg her av et datasett

med daglig frekvens og med en estimeringsperiode på ett år. De aggregerte ordrestrømstallene er hentet fra Reuters elektroniske intradealer-plattform, som forfatterne argumentert for at fanget opp en større andel av ordrestrømmen enn hva en enkel prisstiller klarer å fange opp. Rime mfl. gjorde funn som koblet ordrestrømmene med dagens og framtidig forventede makrovariabler, samt fant at ordrestrømmer har forklaringssevne innenfor og utenfor estimeringsperioden. Ordrestrømmenes sterke forklaringssevne når det gjelder fremtidige makrovariabler, gjør ordrestrømmene i stand til å forklare framtidige valutakurssvingninger.

Bredon og Vitale (2010) legger frem en strukturell modell for valutakurser, som forsøker å skille mellom likviditetseffekter (at ordrestrømmer kan inneha informasjon om likviditetsnivået i markedet som igjen påvirker prisene) og informasjonseffekter (at ordrestrømmer kan ha en forklaringsverdi for framtidige makrofaktorer). Datasettet benytter alle direkte valutatransaksjoner i EURUSD-valutaparet som gikk via EBS og Reuter i tidsrommet august 2000 til januar 2001. Bredon og Vitale finner svake spor av at ordrestrømers informasjonseffekt påvirker valutakursutviklingen. Motsatt viste deres resultat at den sterke kontemporære sammenhengen mellom ordrestrømmer og valutakurssvingninger, i stor grad er skapt av likviditetseffekter. Vi bemerker oss at dette er en motsetning til Rime mfl. (2008) sine funn hvor det understrekes ordrestrømmers betydning på valutakurser gjennom informasjonseffekter.

## 2.3 Teori og forskning på andre prisrelevante variabler

Vi vil i denne delen gå igjennom andre prisrelevante variabler som vi ønsker å inkludere i våre modelleringer.

### 2.3.1 Volatilitet og trygge havner

Ved uroligheter i det internasjonale finansmarkedet søker investorer plasseringer hvor risiko minimeres. Ved finansiell uro vektlegges valutaens volatilitet og likviditet, og sikring og bevaring av kapital prioriteres over avkastning. En økt risikoaversjon som dette, kan skape kapitalbevegelser fra valutaer ansett som usikre og illikvide, til valutaer ansett som sikrere og mer likvide. Likvide og sikre valutaer omtales som en trygg havn, og kan oppleve en appresiering ved internasjonal uro. Begrepet *trygge havner* er en mulig forklaring på avviket til udekket renteparitet, hvor høyrentevalutaer depresierer og lavrentevalutaer appresierer ved uroligheter i det internasjonale finansmarkedet (Habib og Stracca, 2012).

Flatner (2009) finner at både japanske yen og sveitsiske franc appresierte under finanskrisen i 2007. Han sammenligner valutakurssvingninger opp imot VIX-indeksen, GRI-indeksen, samt en risikoholdningsindeks (RHI), og kategoriserer av denne grunn begge valutaene som en trygg havn i perioden. I sin empiriske undersøkelse finner Flatner verken belegg for å bekrefte eller avkrefte at den norske kronen er en trygg havn. Bernhardsen og Røisland (2000) gjør i sine valutakursmodelleringer funn som viser at den norske kronekursens bilaterale forhold til euro/tyske marc og gjennomsnittet av handelspartneres valutakurs, er påvirket av internasjonal finansuro på kort sikt. Menkhoff mfl. (2012) finner at høyrentevalutaer, som er populære plasseringer for kapital i carry trades, er negativt korrelert med økt volatilitet i det globale valutamarkedet. I tillegg gjør forfatterne funn som viser at likviditetsrisiko påvirker valutakurser, men at økt volatilitet i valutamarkedet har større betydning.

Valutakursmodelleringer klarer i stor grad å forklare variasjon i den norske kronen inntil finanskrisen (se blant annet Bjørnstad og Jensen, 2006; Bernhardsen, 2008). Det kan tenkes at modellene bryter sammen etter finanskrisen på grunn av manglende evne til å fange opp internasjonal risikoaversjon.



### 2.3.2 Oljeprisen og kronekursen

Flere tidligere kronekursmodelleringer har implementert oljepris som en forklarende variabel for kronekursen og viser til at den norske kronekursen appresierer ved økt oljepris (se blant annet Bernhardsen og Røisland, 2000; Bjørnstad og Jensen, 2006; Akram, 2000).

Et *terms of trade*-argument kan forklare sammenhengen mellom oljepris- og kronekursutviklingen. Dette kan illustreres gjennom Balassa-Samuelson-hypotesen, som sier at land som opplever høy produktivitet i en konkurranseutsatt sektor, også opplever høyere lønnsvekst. Dette leder igjen til en appresiering av realvalutakursen (Balassa og Samuelson, 1964). Lønnsvekst i en konkurranseutsatt sektor, som oljesektoren, har en smitteeffekt og hever lønnsnivået også i resten av økonomien. Realvalutakursen defineres som:

$$e = s + p^* - p \quad (16)$$

$p^*$  er aggregert prisnivå utland,  $p$  er prisnivå innland,  $s$  er nominell valutakurs, og alle variabler er i log-form. Man ser at en økning i prisnivå innland (skapt gjennom en prisøkning i en konkurranseutsatt sektor) leder til en appresiering av realvalutakursen (der lavere  $e$  tilsvarer en sterkere realvalutakurs). Ettersom prisene i en ikke-konkurranseutsatt sektor kan være rigide, medfører justeringen av realvalutakursen at den nominelle valutakursen appresierer.

Gitt oljens sentrale rolle i norsk økonomi, er det ikke unaturlig å anta at oljeprisen er en driver for den norske kronen. Dette fordi høyere oljepris, øker aktiviteten i norsk økonomi. Den økte aktiviteten gjør Norge til et attraktivt investeringsobjekt for utenlandske investorer som må veksle valuta til norske kroner for å kunne investere i norsk økonomi. Dette medfører justerte forventninger til den norske kronen, noe som leder til en appresiering.

Det kan tenkes at disse effektene dempes av Statens Pensjonsfond Utland (SPU). Statens oljeinntekter, foruten det oljekorrigerte underskuddet, settes inn i SPU, som utelukkende investerer i utenlandske verdipapirer, eiendommer og aksjer. I henhold til handlingsregelen fases kun fondets forventede langsiktige realavkastning på 3 prosent inn i den norske økonomien. Til tross for handlingsregelens dempende effekt, leder forventninger om varig høy oljepris til en appresiering av kronen, Dette fordi høy oljepris skaper forventninger om økte fremtidige inntekter fra SPU, samt lønnsvekst ellers i økonomien.

### **2.3.3 Boligmarkedet og kronekursen**

Norge har det siste tiåret vært preget av sterk boligprisvekst, og prisene har hatt en betydelig høyere vekst enn husholdningers disponible inntekt (Norges Bank, 2017). Det er vanskelig å påvise hvorvidt prisveksten skyldes en boligboble eller om den er bygd opp under fundamentale faktorer. Norges Banks hovedmål er å styre inflasjonen nærmest mulig 2,5 prosent. Et underliggende mål for sentralbanken er å ivareta finansiell stabilitet, som kan komme i ubalanse ved turbulens i formuesprisene og sterk kredittvekst. For å sikre finansiell stabilitet, kan Norges Bank ved særskilte tilfeller velge å overstyre sin rentesetting etter inflasjonsmålet (Langbraathen, 2001).

Borgersen og Hungnes (2009) studerer forholdet mellom kreditt- og boligprisutvikling i Norge ved å analysere sammenhengen mellom boligprisutviklingen i perioden 1987-2008 og husholdningers gjeld og disponible inntekt. Borgersen og Hungnes finner at boliglån utgjør 90 prosent av husholdningers gjeld, og observerer et gjensidig forhold mellom husholdningers gjeld og boligpriser. En husholdnings gjeldsbetjeningsevne avgjøres av sikkerheten husholdningen kan stille for lånet. Da husholdningens bolig i seg selv kan stilles som sikkerhet, oppstår et gjensidig forhold mellom kreditt- og boligprisvekst der økte boligpriser øker husholdningens betjeningsevne og dermed også boliglån. Dette fører til et kjøpspress i eiendomsmarkedet. Jacobsen og Naug (2004) samt Anundsen og Jansen (2011) gjør tilsvarende funn som påviser en klar støtte for å at boligprisveksten har betydning for gjeldsveksten.

Videre finner Bjørnland og Jacobsen (2010) at boligpriser er korrelert med endringer i både makroøkonomiske og finansielle forhold i Norge. Boligprisene kan dermed reflektere underliggende makroøkonomiske signaler, som både investorer og sentralbanken tar hensyn til i sine handlinger. Evans og Rime (2015) argumenterer derfor for at variasjon i boligpriser kan inneholde informasjon om de korte rentene i Norge, som ikke reflekteres i differansen mellom kortsiktige og langsiktige renter alene.

## 2.4 Hybridmodeller

I hybridmodellen knyttes de makroøkonomiske og mikrostrukturelle modellene sammen slik at man tilrettelegger for at offentlig makroøkonomisk informasjon påvirker prisene direkte, samt at heterogen informasjon og forventinger, observert gjennom ordrestrøm, prises inn. Som nevnt tidligere, har hybridmodeller gitt bedre resultater enn enkeltstående modeller. Evans og Lyons (1999) presenterer en modell som kombinerer ordrestrøm og makroøkonomiske fundamentalfaktorer.

En makrotilnærming benytter seg ofte av lengre tidshorisonter. En modell ut i fra denne tilnærmingen tar typisk formen:

$$\Delta p_t = f(\Delta i - i^*, \dots) + \epsilon_t \quad (17)$$

$\Delta p_t$  er endringer i logaritmen til nominell valutakurs over en gitt periode fra  $t-1$  til  $t$ .  $f(\Delta i - i^*, \dots)$  kan inneholde flere variabler, som for eksempel endringen i rentedifferansen mellom innland og utland, eller andre makroøkonomiske variabler. Videre vil annen variasjon i prisen komme fra residuale  $\epsilon_t$ , som forklaringsvariablene ikke klarer å fange opp.

I mikrostrukturtilnærming utledes forholdet mellom prisendringer og mikrostrukturelle variabler fra optimeringsproblemet som forhandlerne står ovenfor, og representeres slik:

$$\Delta p_t = g(\Delta x, \dots) + v_t \quad (18)$$

$\Delta p_t$  er endringen i den nominelle logaritmen til en valutakurs mellom to transaksjoner og ikke mellom en periode, slik det er i makromodeller.  $g(\Delta x, \dots)$  inneholder mikrostrukturelle variabler som er med å bestemme prisbevegelser. Videre inneholder residualtet  $v_t$  variasjon som ikke forklares av de inkluderte variablene.

Hybridmodeller kombinerer egenskapene til makro- og mikrostrukturmodeller. Evans og Lyons (1999) presenterer sammenhengen mellom hybridmodeller og pris slik:

$$\Delta p_t = f(\Delta i, \dots) + g(\Delta x, \dots) + \eta_t \quad (19)$$

En av utfordringene med denne modellen er at ulike variabler kan ha ulik frekvens. Det gjelder særlig makrovariabler, som ofte kun publiseres én gang i måneden eller kvartalet.  $f(\Delta i, \dots)$  inneholder de makroøkonomiske variablene, og  $g(\Delta x, \dots)$  de mikrostrukturelle variablene. Residuale  $\eta_t$  inneholder annen variasjon, som ikke variablene fanger opp. Det kan tenkes at det eksiterer interaksjons effekter mellom variablene, som vi nevner i svakheter til analysen. Videre

i oppgaven *antar* vi at dette ikke er tilfellet, og dermed estimerer vi en første ordens approksimasjon av ordrestrømmenes effekt.

Vi har til nå sett på teori og forskning på variabler som kan være relevant i å forklare variasjonen i prisbevegelsene for den norske kronen. I neste seksjon vil vi enkeltvis gi en deskriptiv analyse av variablene som vi ønsker å implementere i en hybrid modell.

### 3 Deskriptiv analyse av variablene

I dette kapitlet foretas en deskriptiv analyse av variablene. Alle datasett i analysen er hentet fra perioden 1. januar 2006 til 1. januar 2017 og har en ukentlig frekvens, med unntak boligprisdata som rapporteres månedlig. Vi har dog valgt å ekskludere perioden 1. juli 2008 til 1. juli 2009, under finanskrisen, da dette var et ekstremtilfelle med unaturlig høy volatilitet. I tabell 1 presenteres et kort sammendrag av variablene benyttet i analysen, samt deres akronymer og kilder.

**TABELL 1 - DATAOVERSIKT**

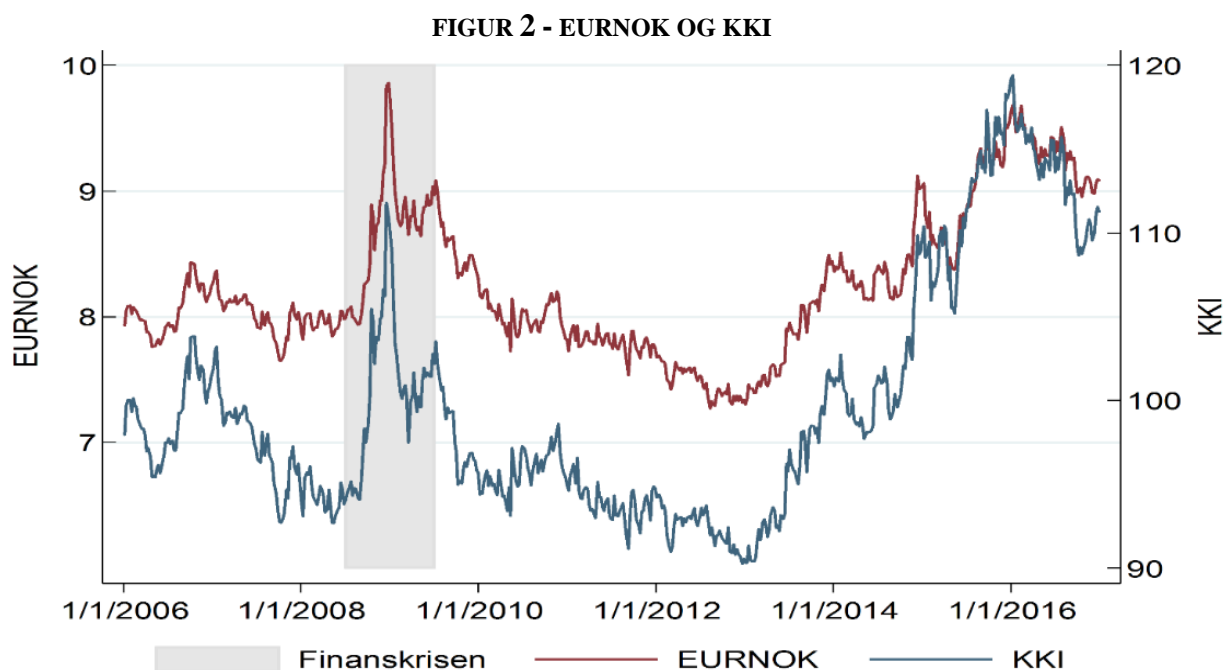
Variabel	Symbol	Beskrivelse	Kilde
<b>EURNOK</b>		Vekslingskurs mellom euro og kroner. Tolkes som kroner per euro. Høyere verdier indikerer en deprimert krone mot euro	Norges Bank
<b>KKI</b>		Kronekursindeksen. Høyere verdier indikerer en deprimert krone av den vektete kurven av valutakurser	Norges Bank
<b>Ordrestrøm</b>	$X_t^{OF}$	Total aggregert ordrestrøm fra spottransaksjoner i valutahandelsstatistikken	Norges Bank
<b>Ikke-finans</b>	$X_t^{IFI}$	Spot-ordrestrøm fra ikke-finansielle kunder består av kundegruppene: Norske og utenlandske ikke-finansielle kunder, samt oljeselskaper	Norges Bank
<b>Finansielle</b>	$X_t^{FI}$	Spot-ordrestrøm fra finansielle kunder består av kundegruppene: norske kunder i finansiell sektor, utenlandske banker og Norges Bank	Norges Bank
<b>JPMVXY</b>	JPMV	JP Morgan VXY. Høyere verdier indikerer høyere volatilitet i valutakursene	Bloomberg
<b>Boligpris</b>	$P_t^{Bolig}$	Boligprisindeks	Macrobond
<b>Spread</b>	$(i - i^*)$	Rentedifferansen mellom NIBOR og EURIBOR	Datastream
<b>Olje pris</b>	$P_t^{Olje}$	Brent spotpris i USD per fat	Datastream

#### 3.1.1 Det internasjonale valutamarkedet og den norske kronen

Det internasjonale valutamarkedet er åpent 24 timer i døgnet, fem dager i uken. Norges bank publiserer hver ukedag klokken 16.00 et øyeblikksbilde av kursen til EURNOK, samt KKI klokken 14.15 samme dag. De publiserte kursene er midtkurser, som viser gjennomsnittskurs for kjøp og salg i interbankmarkedet. Vår analyse baserer seg på ukentlige data, og valutakurs er innhentet hver fredag. I dataserien som benyttes, faller enkelte fredager på helligdager og andre høytidsdager, og det vil på disse dagene ikke eksistere observasjoner av valutakursen. I disse tilfellene benytter vi oss av kvadratisk interpolering for å finne et midtpunkt mellom forrige og neste observerte kurs.

Valutamarkedet er verdens største finansielle marked. Ifølge Bank of International Settlements (2016) sin Triennial Survey var gjennomsnittlig daglig omsetning i det internasjonale spotmarkedet i april 2016, 1652 milliarder dollar (omtrent 13 582 milliarder kroner<sup>6</sup>) for alle valutapar. Spottransaksjoner som involverer den norske kronen, utgjorde om lag 1,75 prosent av denne omsetningen. Disse transaksjonene utgjør igjen om lag 34 prosent av total daglig omsetning i handler hvor den norske kronen er inkludert i valutaparet. De resterende 66 prosentene inkluderer termin-, swaps-, currency swaps- og valutaopsjonskontrakter. Fokus i oppgaven er på de effekter ordrestøm fra spottransaksjoner har på EURNOK og KKI.

EURNOK viser vekslingsforholdet mellom norske kroner og euro, og kvoteringen EURNOK tolkes som kroner per euro. Høyere verdier indikerer en depresiering av kronen da man må gi et høyere antall kroner per euro. Konkurranskursindeksen (KKI) er nominell effektiv kronekurs og er beregnet ut i fra den norske kronens vekslingskurser mot valutaene til Norges 25 viktigste handelspartnere. Norges Banks konkurransekursindeks er et geometrisk gjennomsnitt veid med OECDs løpende konkurransevekter. Den er med andre ord et mål for den norske kronens konkurransedyktighet mot sentrale handelspartneres valutakurs. Konkurranskursen er et godt mål for kronekursens relative styrke og egner seg til historiske analyser og sammenligninger. I likhet med EURNOK indikerer høyere verdi i kronekursindeksen en depresierende krone, mens lavere verdi indikerer en appresierende krone.



<sup>6</sup> Den gjennomsnittlige dagskursen i april 2016 var 8,2214 for USDNOK

	<b>Gjennomsnitt</b>	<b>Standardavvik</b>	<b>Minimum</b>	<b>Maksimum</b>	<b>Skewness</b>
EURNOK	<b>8.08</b>	<b>0.455</b>	<b>7.29</b>	<b>9.5385</b>	<b>0.865</b>
KKI	<b>98.08</b>	<b>5.92</b>	<b>90.24</b>	<b>118.325</b>	<b>1.46</b>

figur 2 viser utviklingen av KKI og EURNOK i perioden fra 1. januar 2006 til 1. januar 2017. Starten av perioden, og frem til rundt 2010, er preget av høy volatilitet der kronekursindeksen opplever store svingninger. Under finanskrisen opplever kronen en sterk depresiering der kronekursindeksen gjør et hopp fra om lag 94 til over 110 i løpet av et kort tidsrom. Etter finanskrisen appresierer KKI, frem til slutten av 2013, til et bunnivå på nesten 90. Fra 2013 og utover går kronen inn i en lang depresierende trend som varer frem til slutten av 2015 hvor trenden reverserer. EURNOK tillegges størst vektning – en dekning på 28,9 prosent (Norges Bank, 2017) – i kronekursindeksen og derfor har EURNOK og KKI lignende adferd.

I figuren kan det ved første øyekast se ut til at kronekursindeksen er noe mer volatil enn EURNOK. Tabellen under figuren underbygger en slik observasjon ettersom KKIs relative standardavvik er høyere enn EURNOKs relative standardavvik. Dette kan være en konsekvens av at indeksen reflekterer variansen fra ytterligere valutapar i sine vektinger. EURNOK og KKIs bråe depresiering etterfulgt av appresierende adferd under finanskrisen skiller seg klart ut fra kronekursens karakteristikk ellers i analysens tidsrom.

Som en konsekvens av den atypiske atferden under finanskrisen, har vi som nevnt valgt å utelukke perioden 1. juli 2007 til 1. juli 2008 analysen. Tidsrommet er markert i grått.

### **3.1.2 Ordrestrømmer og valutahandelsstatistikken**

Valutahandelsstatistikken, innsamlet av Norges Bank, er basert på daglige transaksjonsdata aggregert til ukentlige ordrestrømmer fra de største bankene i Norge. Transaksjonsdataene viser detaljert informasjon om netto kjøp av valuta fordelt på motparter og kontraktstype for valutapar hvor den norske kronen er involvert. En positiv ordrestrøm defineres som netto kundekjøp av norske kroner (rapportørbankene selger netto valuta). Rapportørbankene er pålagt å rapportere valutahandler fra både datterbanker, filialer og morbank. Dette for å sikre at valutahandelsstatistikken, gir et bedre bilde av aktiviteten i valutamarkedet hvor den norske kronen er involvert.

Norges Bank deler opp aggregert ukentlig ordrestrøm i ordrestrøm fra de underliggende kundegruppene: rapportørbanker, utenlandske banker, finansielle kunder, ikke-finansielle

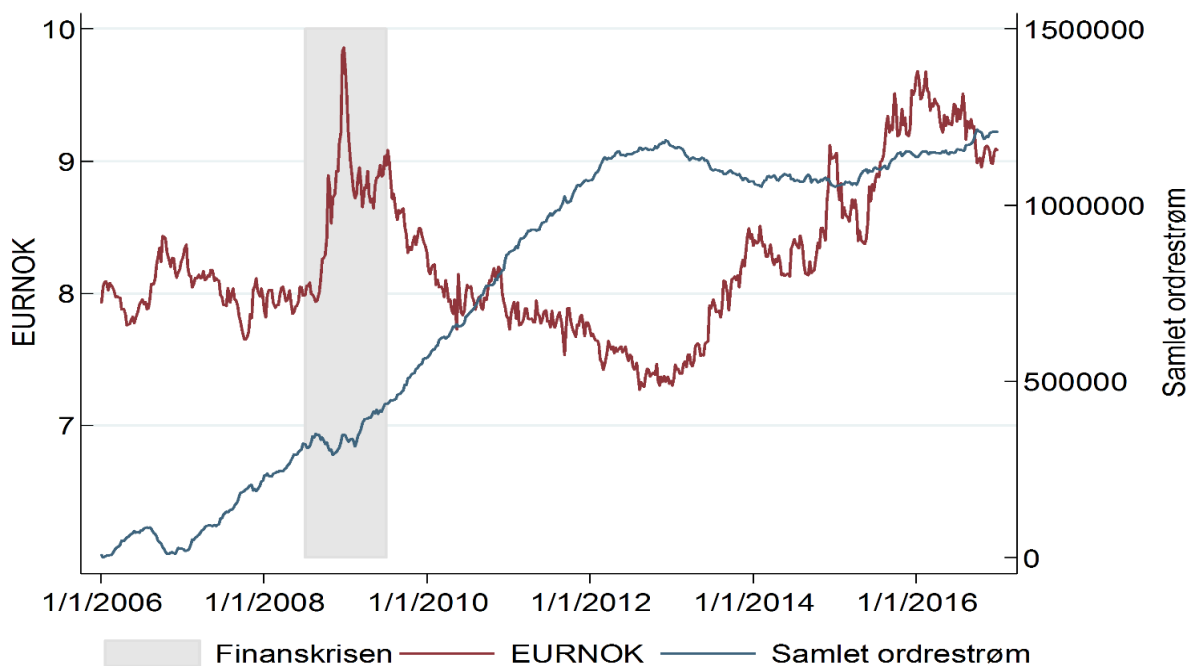
kunder og sentralbanken (Norges Bank selv). I gruppen *finansielle kunder* inngår andre norske banker enn rapportørbankene, andre norske kunder i finansiell sektor og andre utenlandske kunder i finansiell sektor. I gruppen *ikke-finansielle kunder* inngår norske ikke-finansielle kunder, utenlandske ikke-finansielle kunder og oljeselskaper. De innrapporterte ordrestrømmene deles videre inn i spottransaksjoner, terminkontrakter, swaps og opsjonsinstrumenter. Spottransaksjoner defineres som handler med to dagers løpetid. Som allerede nevnt, studerer vi i oppgaven informasjonsinnholdet til spottransaksjoners ordrestrøm.

Sammenligner man valutahandelsstatistikkens gjennomsnittlige daglige handelsvolum av norske kroner for april med Bank of International Settlements (BIS) sine estimater for april 2016, utgjør det innrapporterte handelsvolumet til Norges Bank om lag 25 prosent av det totale handelsvolumet estimert av BIS. Meyer og Skjelvik (2006) fant at valutahandelsstatistikken hadde en dekningsgrad på 69 prosent i 2006. Senere fant Evans og Rime (2015) en dekningsgrad på omtrent 30 prosent for valutaparet EURNOK. Årsaken til at valutahandelsstatistikken ikke har høyere dekningsgrad, er blant annet at statistikken kun omfatter enkelte utenlandske banker. Det kan se ut til at dekningsgraden har falt, fra 69 til 25 prosent, grunnet økt utenlandsk aktivitet hvor den norske kronen er involvert.

Det internasjonale valutamarkedet er stort og desentralisert, og det er derfor svært vanskelig å tallfeste omsetningsvolumet nøyaktig. Gitt at valutahandelsstatistikken opererer med en dekningsgrad på 25 prosent, er en nødvendig antakelse at ordrestrømmene vi observerer i vårt datasett er representative for de resterende 75 prosentene av den totale kroneomsetningen, som vi ikke observerer. I analysen arbeider vi altså ut i fra antagelsen om at det innbyrdes forholdet mellom kjøps- og salgsordrer i valutahandelsstatistikken er lik forholdet mellom totale kjøps- og salgsordrer internasjonalt.



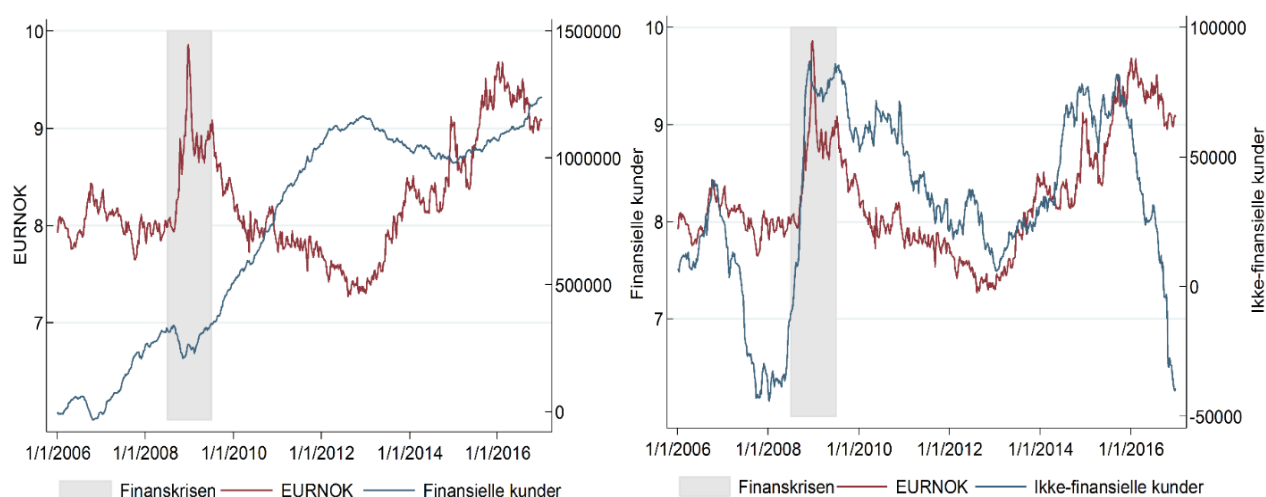
FIGUR 3- EURNOK MOT ORDRESTRØM



	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum	Skewness
$X_t^{OF}$	737659	426012	1152	1184513	-0.602

Figur 3 viser utviklingen til akkumulert aggregert ordrestrøm fra spottransaksjoner i valutahandelsstatistikken. Vi ser at det er et jevnt kjøpspress på den norske kronen i løpet av perioden. Fra 2013 skjer det et skifte, og veksten i den akkumulerte aggregerte ordrestrøm stopper opp. Det er vanskelig å se en klar sammenheng mellom variablene ordrestrøm og EURNOK, men vi ser antydninger til negativt forhold. Den stagnerende veksten i ordrestrøm følges av en depresierende trend i EURNOK. Den negative sammenhengen mellom den akkumulerte aggregerte ordrestrømmen og EURNOK kan være et resultat av en underliggende trend, men en uformell visuell analyse er ikke tilstrekkelig for å stadfeste et slikt forhold og vil testete dette med formelle kointegrasjonstester i analysen.

**FIGUR 4 - FINANSIELL OG IKKE-FINANSIELL ORDRESTRØM**



	<b>Gjennomsnitt</b>	<b>Standardavvik</b>	<b>Minimum</b>	<b>Maksimum</b>	<b>Skewness</b>
$X_t^{FI}$	<b>703164</b>	<b>415559</b>	<b>-32616</b>	<b>1165866</b>	<b>-0.56</b>
$X_t^{IFI}$	<b>32316</b>	<b>32015</b>	<b>-44140</b>	<b>85327</b>	<b>-0.573</b>

Figur 4 viser utviklingen av akkumulert aggregert ordrestrøm fra finansielle og ikke-finansielle kunders spottransaksjoner. Vi har i likhet med Evans og Rime (2015) valgt å definere finansielle kunder som aggregert ordrestrøm fra utenlandske banker, finansielle kunder og Norges Bank. Finansielle kunders ordrestrøm har forholdsvis lik utvikling som aggregert ordrestrøm. Dette skyldes at den største andelen av aggregert ordrestrøm rapportert i valutahandelstatistikken, kommer fra finansielle kunder. Som et resultat av dette, er finansiell ordrestrøm betraktelig større enn ikke-finansiell ordrestrøm. Ordrestrøm fra finansielle kunder er noe mer volatil enn aggregert ordrestrøm, og vi ser noe tydeligere bevegelser i utviklingen. I likhet med aggregert ordrestrøm, ser vi antydninger til et negativt forhold mellom finansielle kunders ordrestrøm og EURNOK.

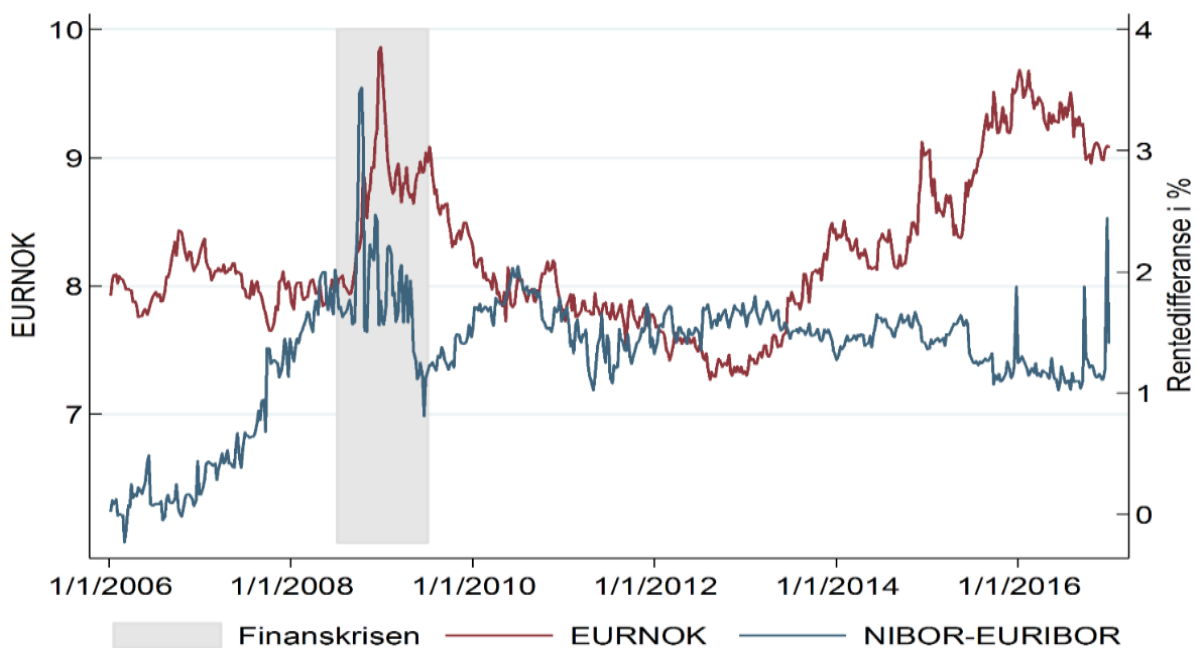
Grafen til høyre viser utviklingen til ikke-finansielle kunders ordrestrøm. Som vi ser i tabellen under figuren med den deskriptive statistikken, er volumet i det finansielle markedet betraktelig større enn i det ikke-finansielle markedet. Vi ser her en tydelig positiv sammenheng mellom ikke-finansielle kunders ordrestrøm og EURNOK. Det er ikke like stort kjøpspress på den norske kronen fra ikke-finansielle kunder, som fra finansielle kunder, og vi observerer at ikke-finansielle kunders ordrestrøm er mer volatil. At ulike kundesegmenter kan ha ulike motivasjoner, er en mulig forklaring her. Dette er noe vi i større grad belyser senere i oppgaven da vi ser på effekten kundesegmenters ordrestrøm har på den norske kronen.

I figuren over observerer vi i slutten av 2016 et brått fall i ikke-finansielle kunders akkumulerte aggregerte ordrestrøm. Da oljeselskaper inngår i denne kundegruppen kan det plutselige fallet til dels forklares gjennom reduserte inntekter for oljeselskapene, og derav reduserte skatteinnbetalinger som må veksles om til norske kroner. På samme tid viser figuren gradvis vekst i akkumuleringen av finansiell aggregert ordrestrøm. Denne veksten kan skyldes Norges Banks kjøp av norske kroner for å dekke det strukturelle budsjettunderskuddet (ettersom oljeskattene ikke lengre er tilstrekkelig) finansiert av oljefondets avkastning. Isolert sett skal et kronekjøp fra Norges Bank ikke påvirke kronekursen i særlig grad da sentralbankens kjøp erstatter oljeselskapenes kronekjøp. I løpet av perioden ser vi likevel en appresiering av kronekursen. Årsaken til dette kan være at Norges Banks kjøp oppfattes som betryggende for spekulanter.

### 3.1.3 Rentedifferanser

I oppgavens hybrid- og makromodell benytter vi oss av rentedifferansen mellom ukentlig norske (NIBOR) og europeiske (EURIBOR) interbankrenter. Interbankrenter er renter banker seg imellom krever for usikrede utlån og kan ses på som bankers finansieringskostnader. Interbankrenter fungerer som et rentegrunnlag for finansielle produkter og vil bli tillagt et rentepåslag basert på likviditetsrisiko, kredittrisiko og andre risikopremier. Svingninger i interbankrenter reflekteres i finansproduktene og er derfor fundamentet for et lands rentenivå. Differansen mellom NIBOR og EURIBOR er en god indikator på renteforskjellen mellom euroområdet og Norge.

FIGUR 5- EURNOK OG RENTEDIFFERANSE



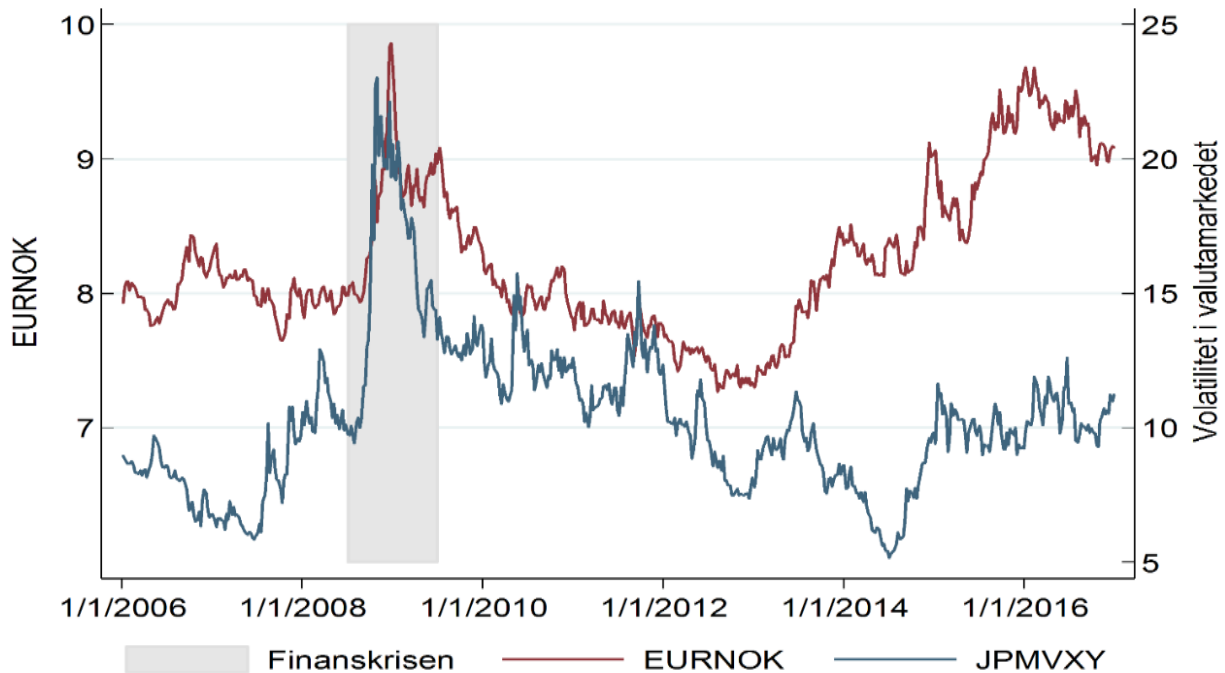
	<b>Gjennomsnitt</b>	<b>Standardavvik</b>	<b>Minimum</b>	<b>Maksimum</b>	<b>Skewness</b>
$(i - i^*)$	<b>1.28%</b>	<b>0.53%</b>	<b>-0.233%</b>	<b>2.05%</b>	<b>-1.3</b>

Før kronens plutselige depresiering under finanskrisen observeres en stigende rentedifferanse mellom NIBOR og EUROBOR. Rentedifferansen stiger fra null prosent i 2006 og opp til en midlertidig topp på over tre prosent under finanskrisen. Som et resultat av at European Central Bank (ECB) er tidligere ute enn Norges Bank med pengepolitisk stimulering (rentenedsetting), får rentedifferansen et midlertidig hopp på nesten to prosent under finanskrisen. Over tid normaliserer situasjonen seg, og rentedifferansen holder seg med få unntak innenfor en til to prosent. Dette reflekteres i den gjennomsnittlige rentedifferansen på 1,28 prosent, som vi ser i tabellen ovenfor. Volatiliteten for rentedifferansen ligger på 0,53 prosent, og mot slutten av perioden er det flere store, plutselige endringer i differansen. Høy rentedifferansen observeres både når kroneverdien er lav og høy. En sammenheng mellom rentedifferanse og valutasvingninger er derfor vanskelig å observere i figuren.

### **3.1.4 JPMorgan VXY-indeksen**

JPMorgan VXY-indeksen er en volatilitetsindeks basert på implisitt volatilitet utarbeidet fra valutaopsjoner i G7-landene og brukes i oppgaven som en approksimering for volatilitet i valutamarkedene. Indeksen baseres på den implisitte volatiliteten til tre måneders *at-the-money*-opsjoner. Vektleggingen regnes ut i fra handelsvolumet til G7-valutaene og er hentet fra BIS' rapport Triennial Survey (BIS, 2016). Indeksens formål er å hjelpe investorer med å måle aggregerte risikopremier i valutamarkedet. Høyere verdier av VXY-indeksen indikerer høyere volatilitet i valutamarkedet.

FIGUR 6 - EURNOK MOT VOLATILITETSINDEKSEN



	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum	Skewness
JPMVXY <sup>7</sup>	-0.07%	5.47%	-19.88%	27.15%	0.909

Figur 6 viser utviklingen til JPMVXY og EURUSD, og det er vanskelig å se en klar sammenheng mellom volatiliteten i valutamarkedet og EURNOK. Fra midten av 2006 øker volatiliteten i valutamarkedet, mens kronen appresierer mot euro. Under finanskrisen snur forholdet da kronen deprecierer samtidig som VXY øker. Den positive sammenhengen vedvarer frem til slutten av 2013 før forholdet igjen snur. Den skiftende sammenhengen mellom VXY og EURNOK kan være en konsekvens av et endret syn på norsk økonomi. Det skiftende forholdet samsvarer med Flatners (2009) funn, som verken klarer å bekrefte eller avkrefte at den norske kronen er en trygg havn.

Tabellen over viser at den gjennomsnittlige logaritmiske endringen i volatilitet ligger på -0,7 prosent, og volatiliteten i markedet legger seg etter finanskrisen på samme nivå som før finanskrisen. Selv med en negativ gjennomsnittlig vekst, ser vi at VXY-indeksen til tider er svært volatil. Den største veksten og reduksjonen i volatilitet fra en periode til neste er på henholdsvis 27,15 og -19,88 prosent. Det blir i den kommende analysen derfor interessant å

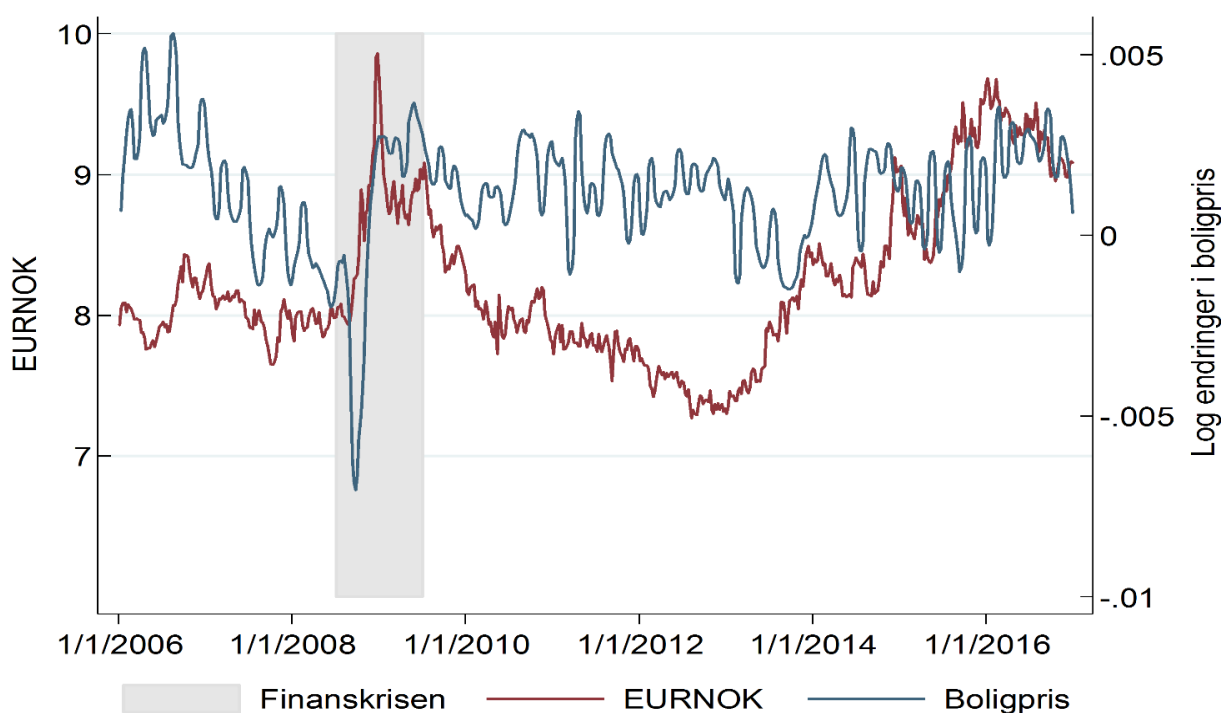
<sup>7</sup> Statistikken presentert er den logaritmiske differansen av JPMVXY, fra 2006 ekskludert finanskrisen

studere hvor stor påvirkning VYX-indeksen har på den norske kronen, og i hvilken retning denne påvirkningen skjer.

### 3.1.5 Boligprisindeksen

Boligprisindeksen som benyttes er hentet fra Eiendom Norges boligprisstatistikk og er utarbeidet av Eiendom Norge, Eiendomsverdi og Finn.no. Statistikken estimeres ut i fra månedlige, sesongjusterte boligprisdata for boliger solgt via Finn.no og omfatter om lag 70 prosent av boliger omsatt i Norge (Eiendom Norge, 2017). Indeksens basisår er 2003. For å transformere boligprisene til ukentlige data, benytter vi kvadratisk intrapolering<sup>8</sup>.

FIGUR 7 - EURNOK OG BOLIGPRIS



	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum	Skewness
Boligpris <sup>9</sup>	0.12%	0.14%	-0.20%	0.56%	-0.0943

Figur 7 viser utviklingen til EURNOK opp mot den logaritmiske endringen i boligpriser. En visuell sammenligning av boligpriser på nivåform og EURNOK gir liten innsikt fordi boligprisveksten i Norge har de siste 10 årene vært stabilt økende. Boligprisindeksen

<sup>8</sup> Løsningen for å konvertere boligprisstatistikken fra månedlige til ukentlige data ved bruk av kvadratisk intrapolering er inspirert av Rime og Evans (2015) s.9 som har benyttet seg av samme fremgangsmåte.

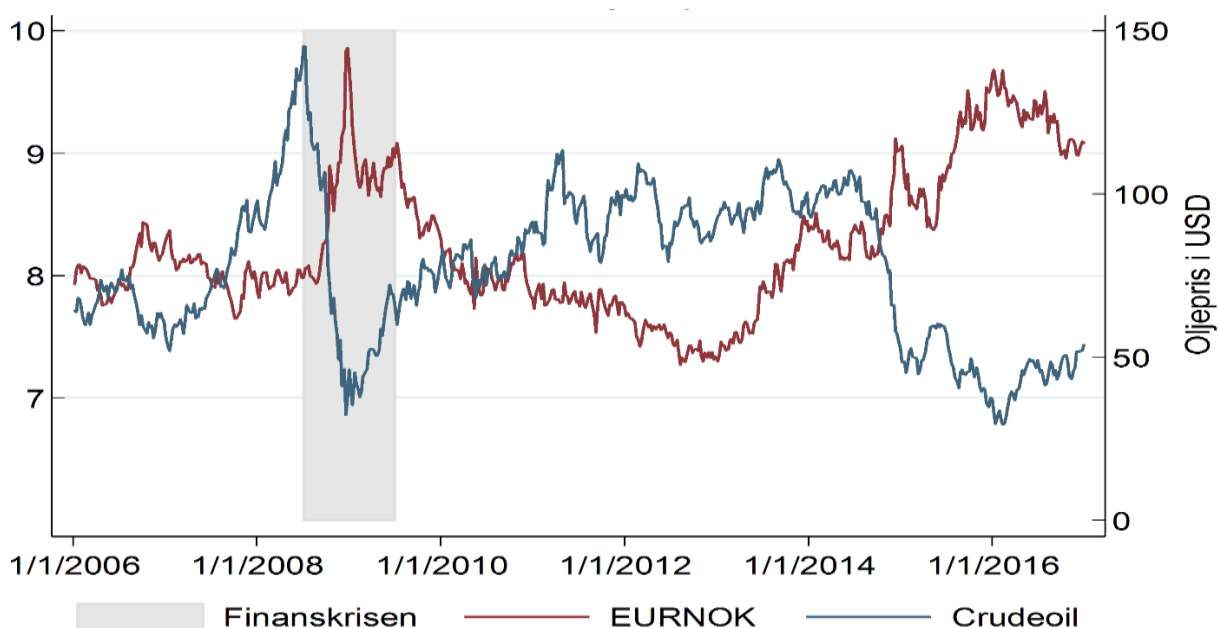
<sup>9</sup> Statistikken presentert er den logaritmiske differansen av boligprisindeksen, fra 2006 ekskludert finanskrisen.

presenteres av denne grunn i logaritmisk endringsform. Norges stabile boligprisvekst illustreres gjennom den logaritmiske endringsveksten, som i stor grad holder seg over null. Den tilhørende tabellen viser at det i estimeringsperioden er en gjennomsnittlig positiv ukentlig endringsvekst på 0,12 prosent. Det er ingen tydelig sammenheng mellom endringsvekst i boligpriser og EURNOK. Likevel kan det eksistere, dog svake, indikasjoner på at de to beveger seg sammen.

### 3.1.6 Oljepris

Oljeindustrien har siden 1970-tallet vokst og spiller i dag en sentral rolle i norsk økonomi. Industrien har bidratt med 13 000 milliarder kroner til bruttonasjonalprodukt, målt i dagens kroneverdi. I 2016 eksporterte Norge råolje for 188 milliarder kroner, som sto for om lag 25 prosent av norsk vareeksport. 183 000 mennesker er direkte eller indirekte sysselsatt i norsk oljesektor (Olje- og energidepartementet, 2017). Oljesektorens sentrale rolle i norsk økonomi har vært tydelig de siste årene ved at økt oljeproduksjon i OPEC-land, som har bidratt til fallende oljepris, har ført til høyere arbeidsledighet.

FIGUR 8 - EURNOK OG OLJEPRIS



	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum	Skewness
Oljepris	82	19.38	34.72	139.69	-0.1434

Figur 8 viser utviklingen i oljepris og EURNOK fra 2006 til 2016. Foruten perioden før og under finanskrisen, samt under oljetilbudsjokket i slutten av 2014, fluktuerer oljeprisen rundt et gjennomsnitt på 82 dollar per fat. I løpet av perioden har det vært stor variasjon i oljeprisen. På sitt dyreste ligger prisen på nesten 140 dollar per fat – mer enn 100 dollar over laveste

oljepris. Ved observasjon ser det ut som oljeprisen og EURNOK har negativ sammenheng, og en reduksjon i oljepris følges av en depresiering av den norske kronen. Vi forventer dermed at høyere oljepris har negativ effekt på EURNOK og KKI.



## 4 Økonometrisk Metode

I dette kapittelet gjennomgår vi kort relevant økonometrisk metode.

### 4.1 Stasjonære tidsserier

En tidsserie er stasjonær dersom seriens gjennomsnitt, varians og kovarians er konstant over tid, samt at kovariansen utelukkende avhenger av tidsrommet mellom verdiene. Det er viktig å stadfeste om man arbeider med stasjonære tidsserier eller ei før man starter en tidsserie-analyse. Grunnet ikke-stasjonære egenskaper ved tidsserier, kan regresjonsanalyse vise statistiske sammenhenger der det i realiteten ikke er sammenheng. Årsaken til dette er at man forsøker å finne sammenheng mellom tidsserier med stokastisk trend. En regresjon som dette, er kjent som en spuriøs regresjon og kan lede til upålitelige og falske resultater.

En autoregressiv modell er nyttig for å illustrere ikke-stasjonære egenskaper og uttrykkes som:

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + v_t, \quad |\rho| < 1 \quad (20)$$

Autoregressive modeller som *kun* er avhengige av sine tidligere realiserte verdier fra forrige periode, omtales som autoregressive modeller av første orden, AR(1). På samme måte omtales autoregressive modeller som avhenger av sine tidligere realiserte verdier tilbake til periode  $n$  som autoregressive modeller av  $n$ -te orden, AR( $n$ ).

Tilfeldige sjokk  $v_t$  er eksogent bestemt med et gjennomsnitt lik null og konstant varians. Den autoregressive modellen er avhengig av sin forrige periodes verdi  $y_{t-1}$ . En autoregressiv modell innehar egenskapene til en stasjonær tidsserie gitt at  $|\rho| < 1$ . Dersom parameteret  $\rho$  er mindre enn 1, dør stokastiske sjokk ut over tid. Tidsserien har altså tilbakevendende egenskaper, som medfører at serien over tid vender tilbake til sitt gjennomsnitt  $\alpha$ .

### 4.2 Ikke-stasjonære tidsserier

En ikke-stasjonær tidsserie i en autoregressiv modell karakteriseres av følgende egenskaper:

$$y_t = y_{t-1} + v_t \quad (21)$$

Et stokastisk sjokk i feilleddet  $v_t$  dør ikke ut over tid. Dette medfører en vandrende karakteristikk – en karakteristikk som kan føre til spuriøse sammenhenger mellom variabler.

Ikke-stasjonære tidsserier omtales derfor som random walks. Slike random walks kan ytterligere utvides med en driftskomponent:

$$y_t = \alpha + y_{t-1} + v_t \quad (22)$$

Hver realisering av variabelen  $y_t$  består av sist periodes realiserte verdi, et stokastisk sjokk og en konstant. Dette medfører at en ikke-stasjonær tidsserie i tillegg til å ha en vandrende karakteristikk, har en negativ eller positiv trend. Altså legges konstant  $\alpha$  til hver realisering.

En siste versjon av random walk legger til en tidstrend  $\delta t$  i tidsserien:

$$y_t = \alpha + \delta t + y_{t-1} + v_t \quad (23)$$

Trenden skapt av konstantleddet  $\alpha$  forsterkes ytterligere av tidstrenden, som er deterministisk. Når man skal undersøke om en tidsserie følger en stasjonær prosess eller ei, er det viktig å ta hensyn til de ulike spesifikasjonene for å få korrekt resultat.

#### **4.2.1 Unit Root Test - Augmented Dickey-Fuller Test**

Dickey-Fuller-testen sjekker hvorvidt en tidsserie er stasjonær eller ei. Som tidligere nevnt, finnes det tre typer av random walk. Det er derfor utviklet tre typer Dickey-Fuller-tester for å ta hensyn til 1) tidsserier uten konstant og uten tidstrend, 2) tidsserier med én konstant og uten tidstrend og 3) tidsserier med én konstant og med tidstrend. For å sikre reliable resultater, tester vi gjennomgående i oppgaven for ulike varianter av Dickey-Fuller-testen.

Dickey-Fuller-testen baserer seg på den tidligere nevnte autoregressive modellen der  $\rho$  er  $y_{t-1}$  sin påvirkning på  $y_t$ :

$$y_t = \alpha + \delta t + \rho y_{t-1} + v_t \quad (24)$$

Ved å subtrahere formel (24) med forrige periodes avhengige variabel  $y_t$ , kan vi omskrive begrepet til:

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

Tidsserien er ikke-stasjonær og følger en random walk når  $\rho = 1$  og  $\gamma = 0$ . Dickey-Fuller-testen undersøker nullhypotesen  $\gamma = 0$  ( $\rho = 1$ ) og alternativhypotesen  $\gamma < 1$ . Testen omtales derfor som en enhetsrotstest for stasjonaritet. En utfordring oppstår dersom tidsserien er ikke-stasjonær ettersom variansen for en ikke-stasjonær tidsserie øker når utvalget utvides. En tradisjonell t-statistikk kan dermed ikke benyttes, og et tilpasset sett kritiske verdier må da tas i bruk i hypotesetestningen for å stadfeste om tidsserien er stasjonær eller ei (Hill mfl. 2012).

### 4.2.2 Kointegrasjon

Ikke-stasjonære tidsserier skal i utgangspunktet ikke benyttes i tidsserieanalyser fordi det kan gi spuriøse resultater. Kointegrerte tidsserier er likevel her et unntak. En tidsserie er kointegrert dersom to ikke-stasjonære variabler følger samme underliggende stokastiske trend. Residualene til variablene er altså stasjonære, og det eksisterer en linear kombinasjon av variablene som også er stasjonær. Denne lineære kombinasjonen sees på som en stabil langtidslikevekt og gjør regresjonsanalyse mellom ikke-stasjonære tidsserier mulig.

I oppgaven benytter vi Engle-Granger-kointegrasjonstest (Engle og Granger, 1987). Denne testen er i utgangspunktet en Dickey-Fuller-test anvendt på en regresjons estimerte residuale, men benytter seg av spesialutviklede kritiske verdier da virkelige residualenes fordeling er ukjent. For å sikre mest mulig reliable resultater, benytter vi også en Johansons-test (Johansen, 1995) til å sjekke om tidsseriene er kointegrerte.

## 4.3 Out-of-sample-prognose

I en ett-steps out-of-sample-prognose forsøker man å predikere framtidige kurser  $y_{t+1}$  en periode fram i tid ved bruk av inneværende periodes variabler  $x_{it}$ . En enkel form for en ett-steps-prognose benytter seg av alle observasjoner i estimeringsperioden for å anslå koeffisientstørrelser, som benyttes for å predikere fremtidige verdier av den avhengige variabelen. I periode  $t$  benytter man observerte verdier på tidspunkt  $t$  til å predikere den fremtidige verdien av  $\hat{y}_{t+1}$ . I periode  $t+n$  benytter man observerte verdier på tidspunkt  $t+n$  til å predikere den fremtidige verdien av  $\hat{y}_{t+n+1}$ . Koeffisientstørrelsene holder seg konstant og endres ikke etter hvert som man observerer nye verdier. Over tid kan makroøkonomiske og finansielle variablers betydning variere (Stock og Watson, 1996), og prognoser med statiske koeffisientsstørrelser kan dermed lede til større feilresidualer. En rekursiv prognosemodell kan være et godt alternativ for å fange opp variablers mulig skiftende effekt.

I en rekursiv ett-steps-prognose er det første steget likt ett-steps-prognosen beskrevet ovenfor. Koeffisientene estimeres ved hjelp av alle tilgjengelige observasjoner, og man bruker dagens observasjoner for å predikere neste periodes verdi. I neste periode inkluderes nye observerte variabler og man re-estimerer koeffisientene, som i den inneværende perioden benyttes for å predikere neste periodes verdi. Dette fortsettes for hver periode og man vil for hver periode dermed få et nytt sett med koeffisienter. En rekursiv ett-steps-prognose vil derfor etter hvert som tidshorizonten utvides, få et større utvalg enn den statiske ett-steps-prognosen.

Et alternativ til en rekursiv ett-steps-prognosen er en rullerende ett-steps-prognose. I likhet med en rekursiv prognose, oppdaterer koeffisientene i en rullerende prognose seg for hver nye periode. Til forskjell fra en rekursiv prognose, forkaster en rullerende prognose observasjonene for den eldste perioden etter hvert som man beveger seg fremover. Det kan tenkes at en rullerende prognose dermed klarer å fange opp variablenes mest oppdaterte adferd, men det kan også tenkes at atypisk adferd i for stor grad virker inn på variablenes koeffisienter.

### 4.3.1 Evalueringkriterie

Et mye brukt evalueringkriterie i prognoser er Root Mean Square Error (RMSE). RMSE er standardavviket av forskjellen mellom predikert  $\hat{y}_t$  og realisert  $y_t$  og uttrykkes følgende:

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_t - y_t)^2}{n}} \quad (26)$$

En typisk feiltolkning av RMSE er at man tror den representerer gjennomsnittlig predikeringsfeil. RMSE er kvadratroten av gjennomsnittet av kvadrerte feil, og en svakhet med RMSE er dermed at den er sensitiv for ekstreme verdier. I analysen velger vi i tillegg til å se på RMSE å sjekke hvorvidt prognosene treffer riktig retning til kursendringen. Dersom  $\hat{y}_t$  og  $y_t$  har likt fortegn betyr det at prognosen har truffet riktig retning. Riktig retning er ikke et nøyaktig mål på modellens presisjon, men treff på riktig retning kan ha praktisk verdi for markedsaktører. I oppgaven benyttes hovedsakelig RMSE som evalueringkriterium.

## 5 Analyse

Oppgavens analyse er delt opp i tre delkapitler: forberedende undersøkelse av datasettet, in-sample analyse av ordrestrømmens effekten og estimering av ordrestrømmens prognose egenskaper.

### 5.1 Test av datasettet

Ut i fra den grafiske fremstillingen av variablenes utvikling, som vi presenterte i den deskriptive analysen, ser man at variablene kan ha ikke-stasjonære tendenser. Man kan likevel ikke ut i fra en visuell analyse konkludere hvorvidt tidsseriene har tilbakevendende egenskaper eller ei, og vi benytter dermed en formell Augmented Dickey-Fuller-test (ADF-test). Dersom det er tilfellet at ordrestrøm og kronekurs følger en ikke-stasjonær prosess, tester vi videre for et kointegrert forhold mellom ordrestrøm og EURNOK, samt ordrestrøm og KKI.

#### 5.1.1 Stasjonaritet

I det følgende gjennomfører vi en ADF-test hvor vi først tester for en modellspesifisering med kun én konstant (K) og deretter for både én konstant og med trend (K,T):

**TABELL 2 - STASJONARITETSTEST**

Variabel	Nivå			Førstedifferanse		
	Lag	K	K,T	Lag	K	K,T
LEURNOK	1	-1.283	-1.432	0	-23.154**	-23.177**
LKKI	1	-0.556	-1.049	0	-23.841**	-23.928**
Ordrestrøm	3	-1.879	0.252	2	-10.060**	-10.305**
Finansiell ordrestrøm	3	-1.611	-0.085	2	-9.852**	-10.014**
Ikke-finansiell ordrestrøm	2	-1.444	-1.612	1	-12.866**	-12.853**
Rentedifferanse	6	-2.553	-2.108	5	-12.760**	-12.902**
LOljepris	1	-0.956	-0.858	0	-24.622**	-24.711**
Lboligpris	14	-0.593	-2.323	13	-5.435**	-5.416**
LJPMVXY	2	-2.118	-2.153	1	-16.449**	-16.437**

Første kolonne viser stasjonaritetstester for variablene på nivåform. Andre kolonne viser stasjonaritetstester i første differanse. Schwarz-kriteriet (SBIC) er benyttet for valg av optimal lag. «\*\*» og «\*» viser henholdsvis 1 % og 5 % signifikansnivå. De kritiske verdiene er basert på Fuller (1996) og MacKinnon (1994).

Tabell 2 viser resultatene fra stasjonaritetstesten for variablene på nivåform og i førstedifferanse. Første kolonne viser at vi ikke kan avvise nullhypotesen for ikke-stasjonaritet på et 5 prosent signifikansnivå for samtlige variabler på nivåform. Dette er i tråd med våre forventninger med utgangspunkt i den visuelle fremstillingen tidligere presentert. Andre kolonne viser at vi kan avvise nullhypotesen for ikke-stasjonaritet på et 1 prosent signifikansnivå for

samtligge variabler i førstedifferanse. At alle variable på nivåform har ikke-stasjonær karakteristikk, må tas hensyn til videre i analysen.

### 5.1.2 Kointegrasjon

Som nevnt tidligere, kan ikke-stasjonære variabler på nivåform tas i bruk om variablene er stasjonære i førstedifferanse og det eksisterer et kointegrert forhold mellom variablene på nivåform. Da en analyse av variabler i førstedifferanse eliminerer det langsiktige underliggende forholdet mellom variablene, er det ønskelig å teste hvorvidt det finnes et kointegrert forhold.

I den deskriptive analysen i

figur 3 og figur 4 sammenlignet vi ordrestrømmenes utvikling med EURNOK. Vi så tendenser til negativ sammenheng mellom akkumulert aggregert ordrestrøm og EURNOK, samt lignende sammenheng for finansiell ordrestrøm, men da med sterkere negativ sammenheng. Motsatt var det for ikke-finansiell ordrestrøm, tegn til positiv korrelasjon. Disse sammenhenger kan indikere at de ikke-stasjonære variablene følger samme underliggende stokastiske trend og er kointegrerte.

Tabell 3 viser resultatene av en kointegrasjonstest ved bruk av Johansen-metoden og Engle-Granger-metoden:

**TABELL 3 - KOINTEGRASJONSTEST**

Test av kointegrasjonsforhold mellom kronekurs og ordrestrøm

<i>Panel A: Johansen-kointegrasjonstest</i>							
Null	Alternativ	$x_t$		$x_t^{FI}$		$x_t^{IFI}$	
		Statistikk	5 %	Statistikk	5 %	Statistikk	5 %
<b>EURNOK</b>							
$r = 0$	$r \geq 1$	6.2588	15.41	4.5309	15.41	5.1772	15.41
$r = 1$	$r \geq 2$	1.2196	3.76	1.1364	3.76	1.2515	3.76
<b>KKI</b>							
$r = 0$	$r \geq 1$	6.1684	15.41	3.1809	15.41	3.561	15.41
$r = 1$	$r \geq 2$	0.8524	3.76	0.1191	3.76	0.6589	3.76
<i>Panel B: Engle-Granger-kointegrasjonstest</i>							
		$x_t$		$x_t^{FI}$		$x_t^{IFI}$	
	EURNOK	-1.262		-1.233		-1.79	
	KKI	-0.616		-0.346		-0.6589	

Tabell A viser Johansen-statistikken og den tilhørende kritiske verdien på 5 % for kointegrasjon. Vi tester for rank mellom null og en. Tabell B viser teststatistikken fra Engle-Granger-kointegrasjonstest. «\*\*» og «\*» viser henholdsvis 1 % og 5 % signifikansnivå. De kritiske verdiene benyttet er hentet fra MacKinnon (2010).

Panel A viser Johansen-Test-statistikken og signifikansnivå på 5 prosent opp mot ordrestrøm og EURNOK, samt ordrestrøm og KKI. Først testes nullhypotesen om at rank er lik null, altså at det ikke eksisterer et kointegrert forhold mellom variablene. Vi kan her ikke avvise nullhypotesen. Panel B viser Engle-Granger-kointegrasjonstest, og vi finner heller ikke her kointegrasjon på et signifikansnivå på 5 prosent. De to testene gir altså entydige resultater, og vi klarer ikke å påvise et kointegrert forhold.

Resultatene våre her er i strid med tidligere empirisk forskning, som påviser et kointegrert forhold. Evans og Rime (2015) finner blant annet at både finansielle og ikke-finansielle kunders ordrestrømme er kointegrert med EURNOK. Til forskjell fra oss bruker Evans og Rime et mer detaljert ordrestrømsdatasett fra Norges Bank, som spesifikt er knyttet opp mot EURNOK-transaksjoner.

På grunn av at våre resultater strider med tidligere empirisk forskning, tester vi for kointegrerte forhold for flere ulike tidshorisonter.<sup>10</sup> Dette gjøres for å oppnå mest mulig reliable resultater. Vi gjennomfører både en Johansen-test og en Engle-Granger-test og tester for kointegrasjon over tidsrommene 2006-2008 og 2009-2015. Med Engle-Granger-testen finner vi blant annet at det eksisterer et kointegrert forhold mellom aggregert ordrestrøm og KKI før finanskrisen. Med Johansen-testen ser vi videre at forholdet påvises mellom de ulike kundesegmentenes ordrestrøm og EURNOK i perioden etter finanskrisen. Det samme gjelder for kundesegmentenes ordrestrøm og KKI. Kointegrasjonstestene gir altså blandede resultater.

Dersom vi med sikkerhet kunne påvist at det eksisterte et kointegrert forhold, kunne vi benyttet en feilkorrigeringsmodell for å fange opp langtidseffektene mellom variablene. Det at vi i Norges Bankes offentlige datasett ikke klarer å påvise en sammenheng, kan være en konsekvens av datasettet ikke er detaljert nok. For å unngå spuriøse resultater, vil vi derfor benytte oss av variabler i førstedifferansen som er påvist å være stasjonære.

---

<sup>10</sup> Resultatene er rapportert i vedlegg 1 - kointegrasjonstest

## 5.2 Analyse av ordrestrømmers forklaringsevne

Analysens in-sample periode er fra 2006 til 2015 er delt inn i tre. I første del studerer vi forholdet mellom aggregert ordrestrøm og kronekurs, samt tester kausalitet og foretar en robusthetsanalyse. I andre del undersøker vi hvorvidt oppsplitting av aggregert ordrestrøm i ulike kundesegmenter kan bidra til økt forklaring av kronekursen. I tredje og siste del slår vi sammen ulike kombinasjoner av makro- og ordrestrømsvariablene til en hybridmodell og tester ulike hybridmodellens forklaringsevne.

### 5.2.1 Effekten til aggregert ordrestrøm

Vi vil i denne delen av analysen studere ordrestrømmens isolerte effekt på EURNOK og KKI for å besvare det første forskningsspørsmålet nevnt innledningsvis – *I hvilken grad forklarer aggregert ordrestrøm fra spottransaksjoner variasjonen i kronekursen?*

**TABELL 4 - PRIS/ORDRESTRØM FORHOLDET**

$$\Delta \log p_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + \epsilon_t$$

$\beta_0$ (1)	$\Delta x_t$ (2)	Diagnose		
		R2 (3)	Serial (4)	Hetero (5)
<b>EURNOK</b>				
.001818 (4,24E-04)	-.000775 (8,79e-05)	.1975	.0097	0
<b>KKI</b>				
.001804 (3,65-E04)	-.000731 (7,75e-05)	.2096	.0033	.1141

Prisrelevant informasjon til samlet aggregert ordrestrøm for perioden 2006 til 2015, ekskludert finanskrisen. Den avhengige variabelen  $\Delta p_t$  er den ukentlig logaritmiske endringen til valutakursen fra  $P_{t-1}$  til  $P_t$ .  $\Delta x_t$  er endring i ordrestrøm fra periode t-1 til t. Ordrestrømskoeffisienten er i milliarder NOK. Tallene i parentes indikerer standardfeilene til koeffisientene. P-verdier av seriekorrelasjonen vises i kolonne (4). Kolonne (5) viser p-verdien av ARCH.

Som en konsekvens av at vi i det foregående ikke finner entydige resultater for kointegrasjon mellom ordrestrøm og kronekursen, har vi utført analysen i førstedifferanse for å unngå spuriøse regresjoner. tabell 4 viser forholdet mellom den ukentlige logaritmiske endringen i spotkurs og den ukentlige endringen i aggregert ordrestrøm for spottransaksjoner. Kolonne (3) viser at ordrestrømmen forklarer henholdsvis 19,75 og 20,96 prosent av variasjonen i inneværende uke for EURNOK og KKI. Hovedvekten av kursendringer kan, som forventet, ikke utelukkende forklares ut i fra ordrestrømmen. I den deskriptive analysen så vi at valutamarkedet er svært



volatilt. Det er dermed lite sannsynlig at én variabel kan forklare all variasjon. Videre indikerer kolonne (4) autokorrelasjon<sup>11</sup> i både EURNOK- og KKI-regresjonen, og kolonne (5) indikerer ARCH-effekter<sup>12</sup> for EURNOK. Dette påvirker inferens-statistikken og vil kunne gi oss feiltolkninger av ordrestrømmens relevans. I tabellen rapporterer vi korrigerte standardfeil ved hjelp av Newey-West-estimer for å forsøke å eliminere de potensielle feilkildene.

Vi ser i regresjonene at det eksisterer et negativt forhold mellom aggregert ordrestrøm og kursendringer for både EURNOK og KKI. Dette er i samsvar med forventningene fra det teoretiske porteføljeskiframmeverket og koeffisienten fra tidligere empiriske analyser av ordrestrøm. Den negative koeffisienten tolkes som at en positiv endring i ordrestrøm (kjøpspress på den norske kronen) medfører en appresiering av kronen. Ifølge våre resultater fører en endring i aggregert ordrestrøm på en milliard kroner til at den norske kronen appresierer med 0,078 prosent mot euroen og 0,073 prosent mot KKI. Koeffisientene kan virke marginale, men tatt valutamarkedets størrelse i betraktning, er det ikke uvanlig at ordrestrømmen kan beløpe seg på milliarder (jf. figur 4 i deskriptiv analyse). Koeffisientene er dermed betydningsfulle.

Sammenlignet med tidligere studier av ordrestrøm som har benyttet lignende datasett, finner vi en lavere koeffisient. Det kan være flere potensielle årsaker til dette resultatet. Den første, og kanskje viktigste, årsaken kan være at vi benytter Norges Banks tilgjengelig datasett – et datasett som er mindre detaljert enn det tidligere empiriske analyser har hatt tilgang til (se Evans og Rime, 2015; Rime og Solji, 2006). I tillegg benytter vi oss av en datafrekvens på én uke og en lengre tidshorisont, som strekker seg over den statsfinansielle krisen. I tidsrommet vi tar utgangspunkt i, har det også vært et sterkt press på den norske økonomien, som en konsekvens av fallende oljepris. Dette kommer tydelig frem i visualiseringen av EURNOK og KKI i figur 2, som har vært særlig volatile de siste årene. En siste mulig forklaring på at vi finner en lavere koeffisient enn tidligere empirisk forskning kan være at vi ikke evner å påvise kointegrasjon mellom ordrestrøm og valutakurs. Dette gjør at vi går glipp av eventuelle langsiktige effekter mellom variablene.

---

<sup>11</sup> Det benyttes Breusch-Godfrey-test for å undersøke om modellen har problemer med autokorrelasjon. Nullhypotesen er at det eksisterer autokorrelasjon. En Breusch-Godfrey-test gir mulighet til å undersøke hvor langt tilbake i tid modellen har problemer med autokorrelasjon og gjør det dermed mulig å korrigere for dette (Breusch, 1978; Godfrey, 1978).

<sup>12</sup> Det benyttes Engles Lagrange-multiplikator-test for å undersøke om det eksisterer autoregressiv heteroskedastisitet. Nullhypotesen er at det eksisterer ARCH-effekter. Engles Lagrange-multiplikator-test gir mulighet til å undersøke hvor langt tilbake i tid modellen har problemer med ARCH-effekter og gjør det dermed mulig å korrigere for dette (Engle, 1982).

Til nå har vi altså sett at ordrestrømmen er med på å forklare variasjonen i kursendringer for både EURNOK og KKI. Videre vil vi nå foreta en kausalitetsanalyse for å teste årsak-virkningsforholdet mellom ordrestrøm og valutakurs. Vi avslutter deretter første del av analysen med å foreta robusthetstester for å undersøke forholdet mellom ordrestrøm og kursendringer.

### 5.2.1.1 Kausalitetsanalyse

For å undersøke kausalitetsforholdet mellom ordrestrøm og kronekurs benytter vi tilnærmingen til Evans og Lyons (1999), som i sin studie tester kausaliteten mellom ordrestrøm og tyske mark, samt ordrestrøm og japanske yen. De potensielle kausale forholdene mellom ordrestrøm og valutakurs belyste vi i teorikapitlet. Her ble forventnings-, press- og feedbackhypotesen presentert – hypoteser som innebærer at ordrestrømmen kommer henholdsvis, før, samtidig med eller etter kursendring. Kausalitetsanalysens statistikk er inkludert i vedlegg 2 - kausalitetstest.

For å teste forventningshypotesen inkluderes en variabel for forrige periodes ordrestrøm i regresjonsmodellene vist i tabell 4. Dette gir oss følgende sammenheng:

$$\Delta \log p_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 \Delta x_{t-1} + \epsilon_t$$

Dersom  $\Delta x_{t-1}$  ikke er signifikant, betyr det at forrige periodes ordrestrøm allerede er priset inn på tidspunkt  $t$ . Dette betyr ikke nødvendigvis at ordrestrøm *ikke* fører til kursendringer. Selv om endringene skjer innenfor samme periode, kan det fortsatt eksistere et kausalt forhold der ordrestrøm leder til kursendringer. Våre resultater viser at variabelen fra forrige periode er signifikant med et signifikansnivå på 5 prosent. All prisrelevant informasjon fra ordrestrømmen er dermed ikke inkludert i spotkursen.

Videre tester vi om det eksisterer indikasjoner på feedbacktrading. For å teste feedbackhypotesen inkluderes en variabel for forrige periodes spotkurs i regresjonsmodellene vist i tabell 4. Dette gir oss følgende sammenheng:

$$\Delta \log p_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + \beta_3 \Delta \log p_{t-1} + \epsilon_t$$

Dersom feedbacktrading er tilstedeværende vil den inkluderte variabelen i stor grad svekke, om ikke eliminere, ordrestrømmens signifikans (Evans og Lyons, 1999). Variabelen vil altså i tilfeller av feedbacktrading forklare endringen i ordrestrøm i periode  $t$ , og dermed redusere, om ikke eliminere, ordrestrømmens forklaringssevne. Når vi sammenligner resultatene fra vedlegg

2, med tabell 4, finner vi at å inkludere en variabel for forrige periode kurs fører til en svak reduksjon i ordrestrømmens signifikans.

Våre resultater i kausalitetsanalysen indikerer altså at det eksisterer et kausalt forhold hvor ordrestrøm fører til kursendringer. Utfordringen er at de ulike kausalitetsforholdene alle kan indikere et kontemporært forhold, og det er derfor vanskelig å konkludere om årsak-virkningsforholdet mellom ordrestrøm og kursendringer. Tidligere empirisk forskning som har benyttet lignende datasett fra Norges Bank, har konkludert med at det kausale forholdet går fra ordrestrøm til kursendringer (se Evans og Rime, 2015; Rime og Solji, 2006). Videre hevder Evans og Lyons (1999, s. 21-28) i sin diskusjon om kausalitet at det er vanskelig å rasjonalisere at det kausale forholdet går fra kursendringer til ordrestrøm. Her påpekes det blant annet at det ikke eksisterer positiv autokorrelasjon i valutakurser, noe som ville gjort feedbacktrading til en optimal respons på kursendringer. Det kan tenkes at enkelte aktører i datasettet vi benytter, har tendenser til irrasjonell atferd. Men majoriteten av ordrestrøm kommer fortsatt fra sofistikerte aktører, som har god kunnskap om finansmarkeder. En irrasjonell handelsstrategi, som feedbacktrading, er derfor lite sannsynlig å finne blant aktørene. At enkelte benytter en irrasjonell feedbackstrategi, er ikke nok til å påvirke årsak-virkning-forholdet når majoriteten av aktørene er rasjonelle (Lyons, 2003).

Det er dog viktig å merke seg mulige svakheter ved årsak-virkning-forholdet. Dette fordi det ikke er unaturlig å tenke at kursendringer *kan* ha effekt på ordrestrøm. Ifølge klassisk mikroøkonomisk teori er økt etterspørsel en typisk reaksjon på prisreduksjon. Siden vi i oppgavens analyse benytter netto volum, kan det være fare for potensielle problemer knyttet til simultanitet. På bakgrunn av tidligere empirisk forskning og resultatene i kausalitetstesten konkluderer vi likevel med at det eksisterer et kausalt forhold der ordrestrøm fører til kursendringer.

### **5.2.1.2 Robusthetsanalyse**

I robusthetsanalysen belyser vi samme problemer som Evans og Lyons (1999) og undersøker om det eksisterer et ikke-lineært forhold, om markedsaktiviteten har betydning for informasjonsinnholdet til ordrestrøm og om ulike perioder innad i måneden eller ulike måneder påvirker effekten til ordrestrøm.

Vi undersøker først om det eksisterer et ikke-lineært forhold i regresjonene i tabell 4. I rammeverket vi benytter antas det at det eksisterer et lineært forhold mellom ordrestrøm og

valutakurs, men dette er ikke nødvendigvis representativt i virkeligheten. Det kan blant annet være tilfelle at forholdet mellom ordrestrøm og valutakurs er økende eller avtagende ved høyere ordrestrømsverdier. Ved å inkludere en kvadrert variabel av ordrestrømmen kan vi derfor teste for det ikke-lineære forholdet. Men før dette, tester vi for mulige feilspesifikasjoner ved hjelp av en RESET-test for ikke-lineære forhold. Vi klarer ikke å avvise nullhypotesen, som tar utgangspunkt i at det ikke er feilspesifikasjoner. Vi går likevel videre og tester om vi bør ta hensyn til at ordrestrøm har en ikke-lineær effekt på kursendringer. Resultatene er rapportert i vedlegg 3 - ikke-lineære forhold. Ordrestrømskoeffisienten har en appresierende effekt på EURNOK på -0,085 prosent, og den kvadrerte ordrestrømskoeffisienten har en depresierende effekt på EURNOK på 0,0015 prosent. Den kvadrerte ordrestrømmen har, som forventet, en dempende effekt på det negative, lineære forholdet mellom ordrestrøm og valutakurs. Dersom koeffisientene hadde hatt samme fortegn, ville forholdet vært ustabilisert ettersom effekten av økt ordrestrøm ville vokst ut av proporsjoner. For verken EURNOK eller KKI, er den kvadrerte ordrestrømmen signifikant med et signifikansnivå på 10 prosent. EURNOK har en signifikans på 13,7 prosent. Vi har ikke tilstrekkelig belegg for å inkludere en kvadrert ordrestrømsvariabel og velger derfor å beholde antagelsen om at prisforholdet er lineært, slik som i porteføljeskiftrammeverket.

Videre undersøker vi om forholdet mellom ordrestrøm og valutakurs er avhengig av markedsaktiviteten. Vi sjekker om økt aktivitet fører til at informasjonsinnholdet i ordrestrømmen økes. I datasettet fra Norges Bank rapporteres det antall transaksjoner i inneværende periode, og vi benytter dette som en approksimasjon for den totale markedsaktiviteten. Vi deler inn transaksjonene inn i fire kvartiler, sortert fra minst til mest aktivitet. Deretter tester vi ordrestrømmens effekt på kursen for de ulike aktivitetsnivåene. I regresjonene for EURNOK får vi koeffisientene  $-5,43E-4$ ,  $-7,43E-4$ ,  $-1,02E-03$  og  $-4,52E-04$ , rangert fra minst til mest aktivitet og er rapportert under vedlegg 4 - markedsaktivitet. Koeffisientene viser altså at det ikke er en kontinuerlig økning i ordrestrømskoeffisienten, men at utviklingen er U-formet. Vi får lignende resultater for KKI. Vi finner med andre ord ikke tydelige tegn til at økt markedsaktivitet fører til at informasjonsinnholdet til ordrestrømmen øker.

Til slutt i denne delen av analysen undersøker vi om ulike perioder kan ha innvirkning på forholdet mellom ordrestrøm og valutakurs. Fra aksjemarkedet har vi eksempler på *day-of-the-week*-effekter (Berument og Kiymaz, 2001) og *january*-effekten – effekten (Keim, 1983) som viser at perioden man er i, har betydning. Vi sjekker om ulike måneder og ulike perioder i

månedene, har betydning for forholdet. Det kan tenkes at ulike perioder har en effekt på ordrestrømmens forklaringssevne. Vi velger å dele inn en måned i fire like lange perioder, og samler altså ordrestrømmen i fire ulike grupper basert på når den observeres. Videre tester vi om de ulike månedene kan ha effekt på ordrestrømmen. Vi deler da ordrestrømmen inn i tolv grupper med utgangspunkt i kalendermånedene. Deretter foretar vi en F-test av de ulike grupperingene, som er rapportert i vedlegg 5 - test av ulike perioder. Nullhypotesen er at de ulike periodene innad i grupperingene er signifikant forskjellige fra hverandre. Vi ser at verken innad i grupperingen med ulike måneder og grupperingen med ulike perioder i en måned er signifikant forskjellig fra hverandre med et signifikansnivå på 5 prosent. Grupperingen med ulike perioder i en måned har likevel en signifikans på 5,01 prosent for EURNOK og 6,43 prosent for KKI. Med et signifikansnivå på 10 prosent kunne vi sagt at ordrestrømmens effekt er signifikant forskjellig fra hverandre avhengig av når i måneden den observeres. Dette ville medført mer støy i resultatene i tabell 4. Vi benytter likevel et signifikansnivå på 5 prosent fordi dette er mest utbredt. Med det antar vi at verken hvilken måned eller når i måneden ordstrømmen observeres, har betydning for forholdet mellom ordrestrøm og kronekurs.

Vi har i denne delen av oppgaven studert aggregert ordrestrøms effekt på EURNOK og KKI. Ordrestrømmen fra Norges Banks valutahandelsstatistikk produserer resultater som er i samsvar med våre forventninger og lignende empirisk forskning. Våre resultater viser for det første at et kjøpspress på den norske kronen fører til en appresiering og for det andre at ordrestrømmen fører til kursendringer. Aggregert ordrestrøm fra spottransaksjoner forklarer om lag 20 prosent av variasjonen til EURNOK og KKI. Selv om dette er en relativt liten andel av total variasjon, er andelen vesentlig ettersom den kun kommer fra én variabel. Med utgangspunkt i forskningsspørsmålet nevnt innledningsvis i denne delen av analysen, konkluderer vi med at ordrestrømmen for inneværende uke i høy grad bidrar til å forklare variasjon i kronekursen. I neste del av analysen undersøker vi om ordrestrømmen fra ulike kundesegmenter kan bidra til ytterligere forklaring av variasjon i kronekursen.

## **5.2.2 Finansielle og ikke-finansielle kunder**

I tråd med det andre forskningsspørsmålet undersøker vi i denne delen av analysen hvorvidt *en oppsplitting av aggregert ordrestrøm i underordnede kundesegmenter kan bidra til økt forklaring av kronekursen*. Tidligere forskning (se blant annet Evans og Lyons, 2005b) har funnet at en oppdeling av ordrestrømmen i kundesegmenter bidrar til økt forklaring på grunn av kundesegmentenes forskjellige motivasjon for å delta i valutamarkedet. Evans og Rime (2015) finner at oppsplitting av aggregert ordrestrøm i finansielle og ikke-finansielle

kundesegmenter leder til økt forklaring av EURNOK. Vi forventer dermed at vår analyse her vil gi lignende resultater.

Som tidligere vist, fant vi ikke entydige resultater for kointegrasjon mellom kundesegmentenes ordrestrøm og valutakurs, og vi bruker dermed variabelenes førstedifferanse. Prisen er den logaritmiske endringen i ukentlig spotkurs for EURNOK og KKI.  $\Delta X_t^{FI}$  er endringen i ukentlig ordrestrøm fra finansielle kunders netto spottransaksjoner, og  $\Delta X_t^{IFI}$  er endringen i ukentlig ordrestrøm fra ikke-finansielle kunders netto spottransaksjoner. I Tabell 5 er resultatene fra både finansielle og ikke-finansielle kunders ordrestrøm rapportert. Vi undersøker den isolerte effekten fra kundesegmentene, samt den samlede effekten ved å inkludere begge ordrestrømmene i regresjon.

**TABELL 5 - KUNDESEGMENTER**

$$\Delta \log p_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t^{FI} + \Delta X_t^{IFI} + \epsilon_t$$

Spesifikasjon	$\beta_0$ (1)	$\Delta X_t^{FI}$ (2)	$\Delta X_t^{IFI}$ (3)	Diagnose		
				R2 (4)	Serial (5)	Hetero (6)
<b>EURNOK</b>						
(I) Kundesegmenter	.00169 (.0004497)	-.000665 (8.94-e05)	.000541 (.000188)	.2986	.0957	.0001
(II) Finansielle	.0019353 (.0004462)	-.000795 (7.77-e-05)		.2825	.0535	.0000
(III) Ikke-finansielle	.0002618 (.0004297)		.00143 (.000181)	.1643	.1057	.0019
<b>KKI</b>						
(I) Kundesegmenter	.0016835 (.0003408)	-.000625 (7.60E-05)	.000575 (1.50e-04)	.3322	.0456	.1365
(II) Finansielle	.0019439 (.0003374)	-.000763 (6.89E-05)		.3105	.0161	.0893
(III) Ikke-finansielle	.0003415 (.0003852)		.00141 (.000134)	.1908	.1534	.5012

Prisrelevant informasjon til kundesegmenters ordrestrøm for perioden 2006 til 2015, ekskludert finanskrisen. Den avhengige variabelen  $\Delta p_t$  er endringen i logaritmen til valutakursen fra  $P_{t-1}$  til  $P_t$ .  $\Delta X_t^{FI}$  og  $\Delta X_t^{IFI}$  er endringen i ordrestrøm fra periode t-1 til t for finansielle ( $X_t^{FI}$ ) og ikke-finansielle kunder ( $X_t^{IFI}$ ). Ordrestrømskoeffisientene er i milliarder NOK. Standardfeilene til koeffisientene er angitt i parentes. P-verdier av seriekorrelasjonen vises i kolonne (4). Kolonne (5) viser p-verdien av ARCH-effekter. Vi har benyttet oss av Newey-West-estimer for å korrigere standardfeilene.

I en sammenligning av ordrestrømsmodellen for finansielle kunder (II) og ikke-finansielle kunder (III) ser vi at de to kundesegmentene har forskjellige fortegn og forklaringsgrad. En økning av finansielle kunders ordrestrømmer har en appresierende effekt (negativt fortegn) på kronekursen, mens en økning av ikke-finansielle kunders ordrestrømmer har en depresierende effekt (positivt fortegn). Finansielle og ikke-finansielle kunder forklarer henholdsvis 28 og 16

prosent av variansen i EURNOK, samt 31 og 19 prosent av variansen i KKI. Det er mulig at forhandlere anser informasjoninnholdet i finansielle kunders ordrestrømmer som større, noe som i så fall kan påvirke forhandlernes prissetting. Det er nærliggende å tro at finansielle kunder observerer prisrelevante signaler i større grad enn ikke-finansielle kunder, da finansielle aktører aktivt overvåker markedet for å finne profitable handler. Gitt at finansielle kunder innehar prisrelevant informasjon, vil disse også handle mer aggressivt enn ikke-finansielle kunder.

Finansielle og ikke-finansielle kunders motstridende fortegn indikerer at det ikke er en likviditetseffekt, men en informasjonseffekt som medfører ordrestrømmers påvirkning på kronekursen. Likviditetseffekten tilsier at økt etterspørsel etter kroner kun vil bli møtt av tilbudssiden (forhandlerne) dersom prisen er gunstig nok. Det må altså skje et prisskifte for å kompensere forhandlerne for å absorbere kundeordrene. Ved likviditetseffekter som prisdriver, påvirker ordrestrømmene fra begge kundesegmenter prisen likt da forhandlere er likegyldige til hvilke motparter det selges/kjøpes til/fra, og prissettingen er dermed lik. Det er likevel informasjonseffekten som hovedsakelig gjør seg gjeldende i vår analyse. Denne effekten, som beskrevet i teorikapitlet, påvirker prissettingen gjennom å reflektere informasjon om makrovariabler, samt forventningene til disse variablene.

Den negative koeffisienten til den ikke-finansielle ordrestrømmen er i tråd med funn fra tidligere forskning. Marsh og O'Rourke (2005), Evans og Lyons (2013) og Evans og Rime (2015) finner at ikke-finansiell ordrestrøm har en depresierende effekt på kronekursen, mens finansiell ordrestrøm har en appresierende effekt. De finansielle kundene har et mer spekulativt motiv for å delta i markedet. Når forhandlere observerer finansielle kunders ordrestrøm *oppfattes* det derfor som at kundene sitter på prisrelevant informasjon, uavhengig av om de faktisk gjør det. Finansielle kunders kjøp av norske kroner vil for eksempel oppfattes som at kundene innehar informasjon om fremtidig styrking av kronen, noe som medfører at kronen korrigeres for dette signalet. Marsh og O'Rourke (2005) påpeker at de har vanskelig for å forklare den ikke-finansielle ordrestrømmens depresierende effekt, men stadfester på lik linje med oss at den eksisterer. Ved sammenligning av finansielle og ikke-finansielle kunders ordrestrøm, (II) og (III), kan man ved første øyekast undres over hvorfor koeffisientene til  $\Delta X_t^{IFI}$  er betraktelig høyere enn  $\Delta X_t^{FI}$  (i absolutte verdier). Som illustrert i figur 4 i den deskriptive analysen, kan forklaringen ligge i at ikke-finansiell ordrestrøm er betraktelig mindre i størrelse enn finansiell ordrestrøm.

Finansielle og ikke-finansielle kunders motsatte effekter på kronekursen kan forklare forskjellen i forklaringsevne mellom regresjonen til aggregert ordrestrøm i tabell 4 og regresjonen til kundesegmenter (I) i Tabell 5. Ved å kontrollere for finansielle og ikke-finansielle kunders motsatte effekter, øker forklaringsevnen i overkant av 10 prosent for både EURNOK og KKI. En sammenligning av modellspesifikasjon kundesegmenter (I) og finansielle kunders (II) ordrestrøm viser at det å legge ikke-finansiell ordrestrøm til finansiell ordrestrøm medfører en svak økning av  $R^2$  på om lag 1-2 prosent. Dette funnet underbygger hypotesen om at det er finansielle kunders ordrestrøm som vektlegges i prissettingen.

De ulike ordrestrømsregresjonene i tabell 4 og Tabell 5 viser jevnt over en høyere forklaringsevne for KKI enn for EURNOK. Dette kan være et resultat av at ordrestrømmene i den offentlige valutahandelsstatistikken ikke spesifiserer motpartsvalutaen i kronetransaksjonene. KKI er, som nevnt i den deskriptive analysen, en vektet kronekurs mot Norges handelspartnere der EURNOK utgjør 28,9 prosent av indeksen. Da valutahandelsstatistikken er aggregert ordrestrøm for alle valutapar, treffer den altså bedre på KKI enn EURNOK.

Oppsplitting av aggregert ordrestrøm i finansielle og ikke-finansielle kunders ordrestrøm øker, som vist, evnen til å forklare valutakursen da de to kundesegmentene har ulik motivasjon for å kjøpe valuta. Med utgangspunkt i forskningsspørsmålet nevnt innledningsvis i denne delen av analysen, konkluderer vi med at oppsplitting av aggregert ordrestrøm i kundesegmenter bidrar til økt forklaring av kronekursen utover forklaringsbidraget til aggregert ordrestrøm, som vist i forrige del av analysen. Finansielle kunder står for størsteparten av forklaringen av variasjonen, noe som er et resultat av dette kundesegmentets spekulative adferd. Alt i alt ser vi at regresjonen med begge kundesegmentene forklarer mest av variasjonen. I neste del av analysen undersøker vi om en hybridmodell i større grad enn makromodeller kan forklare variasjonen i kronekursen.

### **5.2.3 Hybridmodeller**

I tråd med det tredje forskningsspørsmålet undersøker vi i denne delen av analysen hvorvidt *foreningen av mikrostrukturelle- og makromodeller kan bidra til å forklare variasjonen i kronekursen utover de enkeltstående modellenes forklaringsgrad*. Vi vil med andre ord sammenligne hybridmodellens forklaringsevne opp mot ulike makromodeller og ordrestrømsmodellene undersøkt tidligere i oppgaven. Kolonne (1) til (10) i tabell 6 viser



regresjonene for ulike makro- og hybridmodeller. Alle variablene er i logform og førstedifferanse, utenom ordrestrøm og rentedifferanse, som *kun* er i førstedifferanse.

**TABELL 6 - HYBRIDMODELL FOR EURNOK**

$$\Delta \log p_t = \beta_0 + \beta_1(i_t - i_t^*) + \Delta \text{Varianter av OR} + \epsilon_t$$

$$\Delta \log p_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta(i_t - i_t^*) + \beta_2 \Delta \log JPMV_t + \beta_3 \Delta \log p_t^{\text{olje}} + \beta_4 \Delta \log p_t^{\text{bolig}} + \Delta \text{Varianter av OR} + \epsilon_t$$

Var	Spesifikasjon									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
B <sub>0</sub>	.0002	.0006	.0019**	.0019**	.0003	.0017*	.0020**	.0019**	.0004	.0017**
Δ(i - i*)	-.0176**	-.0150**	-.0143**	-.0125*	-.0141*	-.0120*	-.0128**	-.0115**	-.0125**	-.0111**
ΔJPMV		.0360**					.0338**	.0301**	.0295**	.0286**
ΔP <sub>olje</sub>		-.0666**					-.0474**	-.0390**	-.0519**	-.0376**
ΔP <sub>Bolig</sub>		-.2424					-.2750	-.1609	-.0625	-.1077
ΔX <sub>t</sub> <sup>OF</sup>			-.0008**				-.0007**			
ΔX <sub>FI</sub>				-.0008**		-.00065*		-.0007**		-.00060**
ΔX <sub>t</sub> <sup>IFI</sup>					.0014*	.00052*			.0012**	.00042**
R <sup>2</sup>	<b>.0313</b>	<b>.1556</b>	<b>.2982</b>	<b>.3019</b>	<b>.1842</b>	<b>.3130</b>	<b>.2957</b>	<b>.3535</b>	<b>.2589</b>	<b>.3546</b>

Prisrelevant informasjon til kundesegmenters ordrestrøm for perioden 2006 til 2015, ekskludert finanskrisen. Den avhengige variabelen ΔP<sub>t</sub> er endringen i logaritmen til valutakursen fra P<sub>t-1</sub> til P<sub>t</sub>. «\*\*» og «\*» viser henholdsvis 1 % og 5 % signifikansnivå. Ordrestrømskoeffisientene er i milliarder NOK. Alle variabler er i log førstedifferanse, utenom rentedifferansen Δ(i - i\*) og ordrestrømsvariablene som kun er i førstedifferanse.

Kolonne (1), som kun består av rentedifferanse, viser at rentedifferansen er signifikant på et signifikansnivå på 1 prosent, på lik linje med alle andre modellspesifikasjoner. En økning i rentedifferansen på ett prosentpoeng fører til at den norske kronen appresierer mot euro på 17,6 prosent. En økning i rentedifferansen på 1 prosentpoeng er høyst uvanlig og koeffisientens størrelse er plausibel. Gitt at fremtidig forventet spotkurs forblir uendret, er en negativ koeffisient mellom EURNOK og rentedifferansen som forventet ut ifra udekket renteparitet. En høyere rentedifferanse mellom landene gjør det mer attraktivt for investorer å investere i det norske markedet, noe som medfører at kronen appresierer.

JPMorgan VXY-koeffisienten ΔJPMV har positivt fortegn og er sterkt signifikant i alle modellspesifikasjonene den inkluderes i. Makromodellen i kolonne (2) viser at en endring på 1 prosent i volatilitetsindeksen fører til at den norske kronen depresierer mot euro med 3,6 prosent<sup>13</sup>. Den deskriptive analysen (se figur 6) viste at volatiliteten og EURNOK hadde et skiftende forhold. Gitt at den norske kronen ikke er en trygg havn, er en depresiering av den norske kronen ved økt volatilitet i samsvar med våre forventninger, som er beskrevet i

<sup>13</sup> En lignende tolkning kan gjøres for alle koeffisienter på logform.

teorikapitlet. Ved uroligheter i finansmarkedene søker investorer mer likvide markeder å plassere kapital i, noe som forårsaker svekkelse av kronen. Vi finner altså ikke hold for å kategorisere den norske kronen som en trygg havn.

For et oljeeksporterende land er oljekoeffisienten, som forventet, sterkt signifikant og har negativt fortegn. En økning i oljepris leder altså til en appresiering av EURNOK – et funn som samsvarer med vår tidligere deskriptive analyse av oljepris og EURNOK. Boligprisene får i våre regresjoner forventet fortegn, og variabelen har i de fleste tilfeller svært høy koeffisient. Boligprisindeksen er ikke-signifikant med et signifikansnivå på 10 prosent, og vi anser dermed boligprisvariabelen for ikke å være av betydning i forklaringen av kronekursutviklingen.

De ulike ordrestrømsspesifikasjoner vist i tabell 4 og Tabell 5 er representert i våre hybridmodeller: aggregert ordrestrøm ( $\Delta X_t^{OF}$ ), kun aggregert ordrestrøm fra finansielle kunder ( $\Delta X_t^{FI}$ ), kun ordrestrøm fra ikke-finansielle kunder ( $\Delta X_t^{IFI}$ ) og ordrestrøm oppsplittet i de to kundesegmentene ( $\Delta X_t^{FI} + \Delta X_t^{IFI}$ ). Ordrestrømskoeffisientene i Tabell 6 er alle signifikante og har samme fortegn som ordrestrømskoeffisientene presentert i tabell 4 og Tabell 5. Aggregert ordrestrøm og finansielle kunders ordrestrøm har begge en appresierende effekt på EURNOK i de ulike hybridmodellene, mens ikke-finansielle kunders ordrestrøm har en depresierende effekt.

Vi ser at forklaringsevnen øker betraktelig når vi legger til ordrestrømsvariabler i makromodellene, uavhengig av ordrestrømsspesifikasjon. Makromodellens  $R^2$  i kolonne (2) øker fra 16 til 26 prosent ved når vi legger til ikke-finansiell ordrestrøm sett i kolonne (9). Ved å legge til aggregert ordrestrøm  $\Delta X_t^{OF}$  i makromodellen i kolonne (2) øker forklaringsevnen fra 16 til 30 prosent, som sett i kolonne (7). Det samme gjelder når vi legger til finansielle kunders ordrestrøm  $\Delta X_t^{FI}$ , men øker til 35 prosent sett i kolonne (8). Hybridmodellene (8) og (10) har høyest forklaringsevne på om lag 35 prosent. Vi ser at ved å legge til ikke-finansielle kunders ordrestrøm i hybridmodellen (8) kun fører til en marginal økning i forklaringsevnen, som vist i kolonne (10). Den enkle makromodellen (1) bestående av kun rentedifferanse følger et tilsvarende mønster ved inkludering av ordrestrøm, som vist i kolonne (3) til (6). Ved sammenligning av hybridmodell (7) spesifisert for aggregert ordrestrøm og hybridmodell (10) spesifisert for både finansielle og ikke-finansielle kunder øker forklaringsevnen fra 30 til 35 prosent. I likhet med ordrestrømsmodellene i tabell 4 og tabell 5 øker hybridmodellens forklaringsevne ved oppsplitting av aggregert ordrestrøm i kundesegmenter.

En interessant observasjon er ordrestrømskoeffisientenes tendens til å avta i størrelse når man legger til makrovariabler. Koeffisientene til  $\Delta X_t^{FI}$  i regresjonene til finansielle kunder (II) og kundesegmentene (I) i tabell 5 er større enn koeffisientene i hybridmodellene i kolonne (8) og (10) i Tabell 6. Ved å legge til makrovariablene rentedifferanse, volatilitet, oljepris og boligprisindeks i regresjonen med kun finansielle kunder (II) i tabell 5, så reduseres den absolutte størrelsen til ordrestrømskoeffisienten fra -0,000795 til -0,0007, som vist over i kolonne (8).

Lignende mønster kan observeres for  $\Delta X_t^{OF}$  og  $\Delta X_t^{IF1}$  ved inkludering av makrovariabler. Dette kan være et resultat av at ordrestrømsvariablene bidrar til å forklare makrovariabelene. Den enkle makromodellen (1) bestående av kun rentedifferansens forklaringssevne øker fra 3 til 16 prosent ved å inkludere de resterende makrovariabler. Makrovariablenes betydning er derimot ikke like stor når ordrestrøm er tatt hensyn til. Når kolonne (3) til (6), som er ulike varianter av den hybridmodellen med kun rentedifferanse, sammenlignes med kolonne (7) til (10), som er ulike varianter av hybridmodellen med alle makrovariabler, ser vi at inkludering av resterende makrovariabler ikke tilføyer like mye forklaring som i tilfeller uten ordrestrøm. Dette underbygger vårt overnevnte funn – at ordrestrømmer fra Norges Banks offentlige datasett til dels reflekterer makrofundamentaldata i regresjonene.

Tilsvarende analyse er utført for KKI der de ulike modellene jevnt over har høyere forklaringssevne for KKI enn for EURNOK, med unntak av hybridmodellen med rentedifferanse og aggregert ordrestrøm sett i kolonne (3). Likt modelleringene av EURNOK i Tabell 6, er alle forklaringsvariablene utenom boligprisene signifikante og deres koeffisienter har samme fortegn. På grunn av EURNOK og KKIs like egenskaper i hybridmodellene, velger vi å plassere KKI-analysen i vedlegg 6.

Med utgangspunkt i forskningsspørsmålet nevnt innledningsvis i denne delen av analysen, konkluderer vi med at ordrestrøm supplerer de enkeltstående makromodellene og bidrar til økt forklaring av variasjonen i EURNOK og KKI. I likhet med ordrestrømsmodellene, øker forklaringssevnen når aggregert ordrestrøm splittes opp i kundesegmentene finansielle og ikke-finansielle kunder. Ordrestrømsvariablene reflekterer noe av informasjonen til makrovariablene, og ordrestrømskoeffisientene forminskes i en hybridmodell. Boligprisene har vist seg å være ikke-signifikant, og boligprisindeksen vil av denne grunn ikke vektlegges analysens neste del. I neste og siste del av analysen undersøker vi om hybridmodeller på kort sikt kan utkonkurrere random walk-prognoser.

## 5.3 Analyse av ordrestrømmenes predikeringsevne

Vi vil i våre prognoseestimeringer benytte oss av en ett-steps rekursiv modell.<sup>14</sup> Vår prognoseperiode strekker seg over året 2015 fra starten av januar og ut desember og består 52 observasjoner. Vi benytter in-sample perioden som utgangspunkt for å estimere en modell som benytter sist periodes variabler til å predikere kommende perioders kursendring. Vi tester modellenes predikeringsevner utenfor estimeringsperioden. Prognosemodellene benyttet er ordrestrøm-, makro- og hybridmodellene sett i vår forgående analyse, ekskludert boligprisindeksen. Prognosene er sammenlignet med realiserte tall for både EURNOK og KKI. En enkel random walk beskrevet av forholdet  $\Delta p_t = \beta_t \Delta p_{t-1} + \varepsilon_t$  benyttes som benchmark. Tre prognosehorisonter på en, tre og fem dager er benyttet i våre analyser som går henholdsvis over dagene fredag til mandag, fredag til onsdag og fredag til fredag.

### 5.3.1 Ett-steps-prognoser

Som beskrevet i økonometrikapittelet, går en prognosemodell ut på å estimere effekten tidligere perioders variabler har på den avhengige variabelen. Prognosemodellene for de ulike prognosehorisontene illustreres øverst i Tabell 7, Tabell 8 og Tabell 9. Bakgrunn for de utvalgte prognosehorisontene er først og fremst at vi benytter et datasett med ukentlig frekvens. Det er derfor naturlig å benytte en prognosehorisont fra fredag til fredag. Videre rapporterer Norges Bank den aggregerte ordrestrømmen fra forgående uke i valutahandelsstatistikken hver onsdag klokken 10. Vi ønsker å undersøke hvorvidt det at statistikken publiseres onsdager, har innvirkning på onsdagskursen til EURNOK og KKI, som publiseres klokken 14.15, og vi benytter derfor prognosehorisonten fra fredag til onsdag. Ytterligere ønsker vi å undersøke om informasjonen påvirker forhandlere i løpet av helgen og dermed om informasjonen kan brukes til å predikere mandagskursen. Vi benytter derfor prognosehorisonten fra fredag til mandag. Det er verdt å påpeke at en prognose over helgen ikke er av praktisk relevans for offentligheten da valutahandelsstatistikken på dette tidspunkt ikke er publisert. Prognosene kan likevel vise ordrestrømmenes verdi for Norges Bank og rapporteringsbanker som har ordrestrømsdata tilgjengelig.

I prognosetabellene nedenfor framstilles nøkkeltallene *RMSE*, *R\*-R* og *%Ret*. Nøkkeltallene denoterer henholdsvis modellenes RMSE, RMSE-differanse mellom våre modeller og random

---

<sup>14</sup> Vi har også estimert en prognosemodell med et rullende vindu som ikke ga like gode prognose resultater. Vi henviser derfor til vedlegg 7 vedlegg 8 og vedlegg 9 for våre rullende prognoser. Vi vektlegger videre i vår analyse resultatene fra den rekursive modellen.

walk, samt våre modellens evne til å predikere den riktige retningen til de realiserte valutakursendringene. I tabellene betyr en fremhevet verdi av  $R^*-R$  at modellspesifikasjonen har bedre predikeringsevner enn benchmark. Modellspesifikasjonen MAKRO viser til en makromodell bestående av JPMV,  $(i - i^*)$  og  $P_{olje}$ . HYBRID består av makromodellen tillagt angitt ordrestrømsspesifikasjon vist i tabellene. OF viser til ordrestrømsmodeller utelukkende bestående av de ulike ordrestrømsspesifikasjonene. RENTER viser til en enkel makromodell bestående av rentedifferansen,  $(i - i^*)$ . RHYBRID denoterer en enkel makromodell bestående av rentedifferanse tillagt angitt ordrestrømsspesifikasjon i tabellene. RW viser til en random walk-modell.

**TABELL 7 - MANDAGSPROGNOSE**

$$P_t^{Mandag} = \beta_1 \Delta \text{Ordrestrømsvariabler}_{t-1}^{Fredag} + \beta_n \Delta \text{Makrovariabler}_{t-1}^{Fredag} + \epsilon_{t-1}$$

Modell	EURNOK			KKI		
	RMSE	R* - R	% Ret	RMSE	R* - R	% Ret
MAKRO	0,008947	-0,003845	0,6923	0,008880	-0,003863	0,6154
HYBRID - $X_t^{OF}$	0,007936	-0,002833	0,7500	0,008057	-0,003040	0,7115
HYBRID - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0,008021	-0,002918	0,7115	0,007886	-0,002869	0,7308
HYBRID - $X_t^{FI}$	0,007758	-0,002656	0,7500	0,007657	-0,002640	0,7115
HYBRID - $X_t^{IFI}$	0,009205	-0,004103	0,6731	0,009042	-0,004025	0,6731
OF - $X_t^{OF}$	0,008533	-0,003431	0,5769	0,008058	-0,003041	0,5962
OF - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0,008523	-0,003420	0,6538	0,007801	-0,002784	0,6923
OF - $X_t^{FI}$	0,008155	-0,003052	0,5962	0,007457	-0,002440	0,6154
OF - $X_t^{IFI}$	0,009978	-0,004876	0,5577	0,009256	-0,004239	0,6154
RENTER	0,010398	-0,005295	0,4808	0,009991	-0,004974	0,4615
RHYBRID - $X_t^{OF}$	0,009126	-0,004024	0,5769	0,008718	-0,003701	0,5962
RHYBRID - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0,009040	-0,003938	0,6538	0,008401	-0,003384	0,6538
RHYBRID - $X_t^{FI}$	0,008722	-0,003620	0,6154	0,008115	-0,003098	0,6538
RHYBRID - $X_t^{IFI}$	0,010496	-0,005394	0,5577	0,009826	-0,004809	0,5962
RW	0,005102	0	0,7692	0,005017	0	0,7885

RMSE (Root Mean Square Error).  $R-R^*$  er differansen i RMSE mellom modellspesifikasjonen og benchmark (RW). % Ret er andel riktig predikering av retningsendring, i prosent.

Tabell 7 viser våre modellens evne til å predikere prisendringer fra fredag klokken 14.15 til mandag påfølgende uke klokken 14.15. Ut i fra relativ RMSE ser vi at benchmark slår samtlige modeller for både EURNOK og KKI.<sup>15</sup> Alle modellspesifikasjonene må gi tapt til random walk ved bruk av retningsendring som evalueringskriterium. Random walk predikerer riktig

<sup>15</sup> Som angitt i økonometrisk metode, viser RMSE standardavviket til feilresidualene i predikeringene. Høyere verdier svarer derfor til svakere predikering. Ved negative verdier av differansen mellom random walk og den predikerte modellens RMSE har random walk best predikeringsevne av de to.

retningsendring i nærmere 77 prosent av tilfellene. Hybridmodellen spesifisert for finansielle kunder har det laveste avviket fra faktisk realiserte endringer i EURNOK med en RMSE på 0,007758, og modellen treffer på retning i 75 prosent av sine prognoser. Ordrestrømsmodellen med kun finansielle kunder har den beste predikeringsevnen for KKI med en RMSE på 0,007457 og en treffsikkerhet på 61 prosent. Vi observerer at utenom hybridmodellen spesifisert for ikke-finansielle kunder, har samtlige hybridmodeller bedre predikeringsevne enn modeller bestående av kun makrovariabler. For en prognosehorisont på én dag, ser vi altså at verken ordrestrøm eller makrovariabler bidrar nok til at modellene klarer å utkonkurrere en random walk-modell.

**TABELL 8 - ONSDAGSPROGNOSE**

$$P_t^{Onsdag} = \beta_1 \Delta \text{Ordrestrømsvariabler}_{t-1}^{Fredag} + \beta_n \Delta \text{Makrovariabler}_{t-1}^{Fredag} + \epsilon_{t-1}$$

Modell	EURNOK			KKI		
	RMSE	R* - R	% Ret	RMSE	R* - R	% Ret
MAKRO	0,009012	-0,000399	0,5385	0,008334	-0,001115	0,5192
HYBRID - $X_t^{OF}$	0,008899	-0,000286	0,5577	0,008148	-0,000929	0,5385
HYBRID - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0,008928	-0,000314	0,5192	0,008062	-0,000844	0,5385
HYBRID - $X_t^{FI}$	0,008903	-0,000290	0,5385	0,008055	-0,000836	0,5000
HYBRID - $X_t^{IFI}$	0,009039	-0,000425	0,5000	0,008223	-0,001004	0,5192
OF - $X_t^{OF}$	0,008343	<b>0,000270</b>	0,6346	0,007293	-0,000074	0,6346
OF - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0,008410	<b>0,000203</b>	0,5192	0,007182	<b>0,000037</b>	0,5962
OF - $X_t^{FI}$	0,008333	<b>0,000280</b>	0,5385	0,007139	<b>0,000080</b>	0,5769
OF - $X_t^{IFI}$	0,008598	<b>0,000015</b>	0,4615	0,007444	-0,000225	0,5385
RENTER	0,008967	-0,000354	0,5769	0,008080	-0,000862	0,5000
RHYBRID - $X_t^{OF}$	0,008789	-0,000176	0,5385	0,007808	-0,000589	0,5385
RHYBRID - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0,008829	-0,000216	0,5769	0,007681	-0,000462	0,5769
RHYBRID - $X_t^{FI}$	0,008769	-0,000156	0,5192	0,007654	-0,000435	0,5192
RHYBRID - $X_t^{IFI}$	0,009023	-0,000410	0,4808	0,007936	-0,000717	0,4808
RW	0,008613	0	0,5577	0,007219	0	0,5577

RMSE (Root Mean Square Error). R-R\* er differansen i RMSE mellom modellspesifikasjonen og benchmark (RW). % Ret er andel riktig predikering av retningsendring, i prosent.

Tabell 8 viser modellenes prognoseevner fra fredag til onsdag påfølgende uke. For prognoser av EURNOK utkonkurrerer alle ordrestrømsmodellene benchmark. Lignende resultater får vi for KKI da både modellen for finansiell ordrestrøm og modellen for begge kundesegmentenes ordrestrøm utkonkurrerer random walk. Derimot utkonkurrerer random walk, dog marginalt, modellen for aggregert ordrestrøm og modellen for ikke-finansiell ordrestrøm. Ordrestrømsmodellen spesifisert for finansielle kunder har den beste prognosen for både EURNOK og KKI. Ved bruk av predikeringsretning som evalueringskriterium kommer

ordrestrømsmodellen bestående av aggregert ordrestrøm best ut med en treffsikkerhet på 63 prosent. Til sammenligning treffer random walk på retning i 57 prosent av sine predikeringer. Vi observerer at foruten hybridmodellen med ikke-finansielle kunder, har samtlige hybridmodeller bedre predikeringsevne enn modeller bestående kun av makrovariabler.

**TABELL 9 - FREDAGSPROGNOSE**

$$P_t^{Fredag} = \beta_1 \Delta \text{Ordrestrømsvariabler}_{t-1}^{Fredag} + \beta_n \Delta \text{Makrovariabler}_{t-1}^{Fredag} + \epsilon_{t-1}$$

Modell	EURNOK			KKI		
	RMSE	R* - R	% Ret	RMSE	R* - R	% Ret
MAKRO	0,009230	<b>0,000042</b>	0,6154	0,008395	-0,000003	0,5962
HYBRID - $X_t^{OF}$	0,009266	<b>0,000006</b>	0,5962	0,008436	-0,000044	0,5000
HYBRID - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0,009229	<b>0,000043</b>	0,6346	0,008442	-0,000050	0,5769
HYBRID - $X_t^{FI}$	0,009244	<b>0,000029</b>	0,5962	0,008452	-0,000060	0,5577
HYBRID - $X_t^{IFI}$	0,009205	<b>0,000067</b>	0,6346	0,008419	-0,000027	0,5962
OF - $X_t^{OF}$	0,009357	-0,000085	0,5577	0,008429	-0,000037	0,5577
OF - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0,009315	-0,000043	0,5962	0,008417	-0,000025	0,6154
OF - $X_t^{FI}$	0,009332	-0,000060	0,6154	0,008435	-0,000043	0,6538
OF - $X_t^{IFI}$	0,009302	-0,000029	0,6538	0,008410	-0,000018	0,6154
RENTER	0,009196	<b>0,000076</b>	0,6538	0,008301	<b>0,000091</b>	0,6154
RHYBRID - $X_t^{OF}$	0,009210	<b>0,000062</b>	0,5769	0,008323	<b>0,000069</b>	0,5385
RHYBRID - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0,009113	<b>0,000159</b>	0,6538	0,008302	<b>0,000090</b>	0,6154
RHYBRID - $X_t^{FI}$	0,009172	<b>0,000100</b>	0,6538	0,008324	<b>0,000068</b>	0,6346
RHYBRID - $X_t^{IFI}$	0,009137	<b>0,000135</b>	0,6731	0,008291	<b>0,000101</b>	0,6346
RW	0,009272	0	0,5962	0,008392	0	0,5962

RMSE (Root Mean Square Error). R-R\* er differansen i RMSE mellom modellspesifikasjonen og benchmark (RW). % Ret er andel riktig predikering av retningsendring, i prosent.

Tabell 9 viser modellenes evne til å predikere prisendringer fra fredag til fredag påfølgende uke. I EURNOK-prognosene har samtlige hybridmodeller (både HYBRID og RHYBRID) lavere RMSE enn benchmark. I KKI-prognosene utkonkurrerer alle hybridmodellene som baseres på rentedifferanse, benchmark. Hybridmodellen basert på rentedifferanse spesifisert for kundesegmenter har best predikeringsevne for EURNOK, mens i prognosene for KKI er det hybridmodellen basert på rentedifferanse spesifisert for ikke-finansielle kunder som predikerer best. Et interessant funn er at hybridmodellene der alle makrovariabler inkluderes hevder seg over benchmark i predikering av EURNOK, mens dette ikke gjelder for KKI. Det kan se ut til at makrovariablene i større grad gjør seg gjeldende for EURNOK, og det kan være flere årsaker til et slikt resultat. Det kan blant annet skyldes at vi benytter rentedifferansen mellom NIBOR

og EURIBOR, at økt volatilitet fører til en større depresiering av kronen mot euro enn andre valutaer i KKI eller at eurosone er mer avhengig av norsk oljeeksport enn andre land i KKI.

Modellene som kun inneholder makrovariabler kommer dårligst i alle de tre prognosehorisontene, men vi ser at differansen mellom makromodellene og de andre modellene forminskes ut over i uken. Det er likevel hybridmodellen med rentedifferanse og begge kundesegmenters ordrestrøm som har lavest RMSE for EURNOK, og hybridmodellen med rentedifferanse og ikke-finansiell ordrestrøm som har lavest RMSE for KKI.

### **En sammenligning av prognosehorisontene**

En interessant observasjon ved sammenligning av onsdagsprognosene i tabell 8 og fredagsprognosene i tabell 9 for EURNOK er at ordrestrømsmodellene, som utkonkurrerer random walk på onsdager, ikke klarer å utkonkurrere random walk på fredager. Det motsatte gjelder for resterende modeller. Modeller som *ikke* klarer utkonkurrere random walk onsdager, klarer derimot å utkonkurrere random walk fredag. Dette kan indikere at makrovariablers predikeringsevne styrkes ved utvidet tidshorisont og at ordrestrømmers predikeringsevne svekkes ved utvidet horisont. Det kan også indikere at våre ordrestrømmer har en særegen effekt på onsdagskursene fordi valutahandelsstatistikken da publiseres.

Prognoseresultatene viser at modellene våre generelt predikerer bedre enn benchmark ved lengre prognosehorisonter for både EURNOK og KKI. Alle modellene, inkludert benchmark, predikerer dårligere ved lengre prognosehorisonter, men svekkelsen av RMSE ved lengre prognosehorisonter er større for benchmark enn våre modeller. Dette kan altså bety at våre modeller på lengre sikt utkonkurrerer random walk.

Jevnt over er våre predikeringer for KKI bedre enn for EURNOK. Dette er et resultat som er i tråd med resultatene i den tidligere analysen vår hvor vi så at ordrestrømsmodeller i større grad forklarer variasjonen i KKI enn i EURNOK. Dette kan, som allerede nevnt, være en konsekvens av at valutahandelsstatistikken er en samling av ordrestrømmer på tvers av alle valutapar der den norske kronen er involvert.

### **5.3.2 VAR-modell**

Vi benytter avslutningsvis en vektor-autoregressiv-modell (VAR) til å estimere en ett-steps-prognose og en dynamisk tre måneders prognose. Dette gjør vi for å sjekke om en VAR-modell har bedre predikeringsevne enn modellene vi hovedsakelig har anvendt i oppgaven. Den



dynamiske prognosen inkluderes riktignok kun for å teste om ordrestrøm, uten oppdaterte variabler for hver nye periode, evner å predikere på lengre sikt. VAR-modellens prognoserresultater inkluderes i sin helhet i vedlegg 10, 11 og 12, og vi vil her kun kort oppsummere funnene.

### **5.3.2.1 Ett-steps prognoser med en VAR-modell**

VAR-modellens predikeringsevne oppnår lignende resultater som de rekursive modellene benyttet tidligere i oppgaven. Vi ser at hybridmodellen med alle makrovariabler og finansiell ordrestrøm og hybridmodellen med kundesegmenters ordrestrøm fortsatt oppnår lavest RMSE i mandagsprognosene for både EURNOK og KKI. I onsdagsprognosen er det fortsatt ordrestrømsmodellene som har mest presise predikeringsevner, og i fredagsprognosen er det fortsatt hybridmodellen med rentedifferanse og ulike ordrestrømmer som har lavest RMSE.

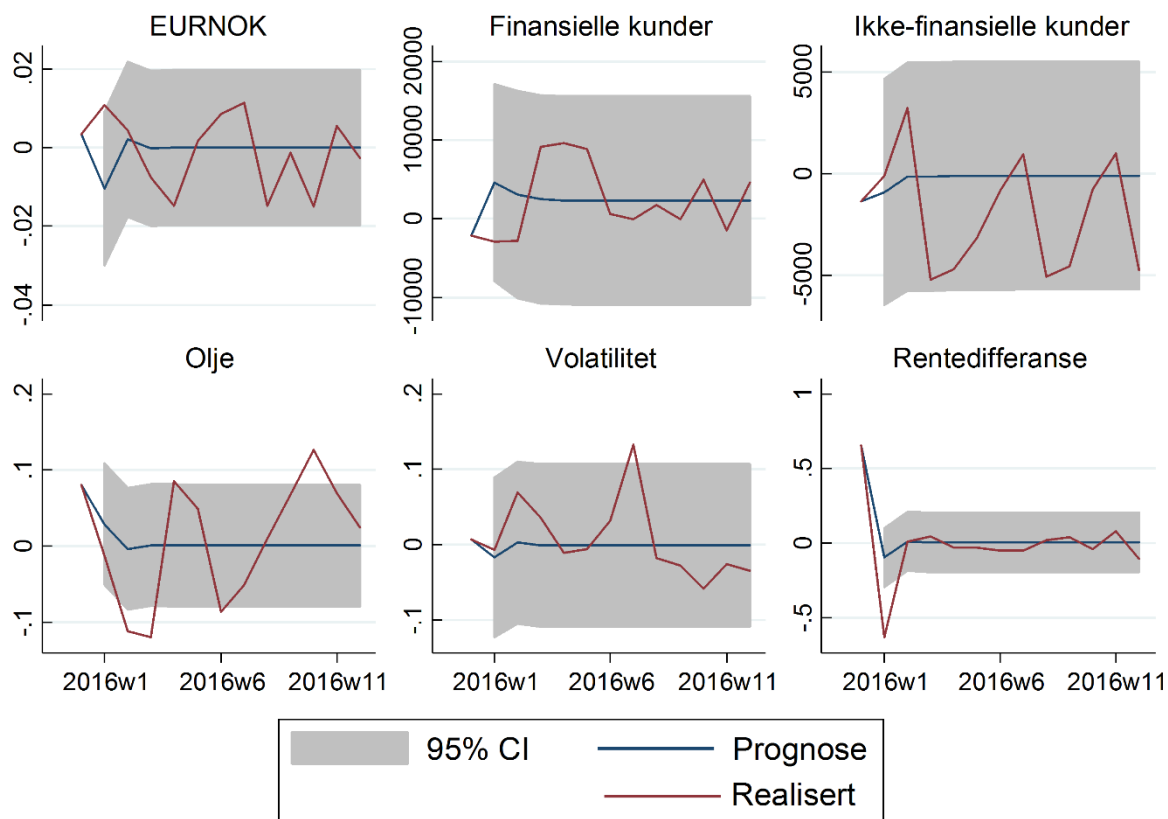
Ved bruk av random walk-modellens RMSE for mandag, onsdag og fredag som benchmark, gjør prognosene til ett-steps VAR-modeller det dårligere enn tidligere prognoser. Random walk-modellen utkonkurrerer samtlige av VAR-modellenes mandags- og fredagsprognoser både for EURNOK og KKI. I VAR-modellens onsdagsprognoser er det utelukkende ordrestrømsmodellene og hybridmodellen med alle makrovariablene og finansiell ordrestrøm, som utkonkurrerer random walk for EURNOK. I onsdagsprognosene for KKI er det derimot kun ordrestrømsmodellene med finansiell ordrestrøm og kundesegmenters ordrestrøm som utkonkurrerer random walk.

I mandags- og onsdagsprognosene gjør VAR-modellene det jevnt over bedre enn de rekursive modellene når man sammenligner RMSE. I fredagsprognosen øker derimot RMSE i VAR-modellene sammenlignet med de rekursive modellene. Alt i alt, gir VAR og rekursive modeller relativt like prognoserresultater.

### **5.3.2.2 Dynamisk VAR prognose**

I den dynamiske prognosen sjekker vi hvorvidt ulike hybridmodeller evner å predikere flere perioder frem i tid, og vi tester hvor presist modellene klarer å predikere tre måneder frem i tid uten at modellene oppdateres med nye observasjoner. Resultatene viser at vi ikke får gode estimater på fremtidig utvikling. Predikeringen til en VAR-modell med alle makrovariabler og kundesegmenters ordredrøm er illustrert i figur 9. En tilsvarende dynamisk prognose er også utført for KKI og er vedlagt i vedlegg 13.

**FIGUR 9 – DYNAMISK PROGNOSE FOR EURNOK VED HJELP AV EN VAR-MODELL**



Figur 9 viser at VAR-modellens evner til å predikere utviklingen kollapser etter første periode og gir dermed ikke informasjon om utviklingen. Dette er grunnen til at vi i oppgaven har valgt å ikke legge vekt på dynamiske prognoser, og kun har inkludert denne typen prognoser avslutningsvis for å undersøke ordrestrømmers evne til å predikere på lengre sikt.

Med utgangspunkt i det fjerde forskningsspørsmålet nevnt innledningsvis, konkluderer vi med at enkelte hybridmodeller på kort sikt utkonkurrerer en random walk-modell for både EURNOK og KKI. Men selv om enkelte hybridmodeller klarer å utkonkurrere random walk-modellen på kort sikt, er det fortsatt et for stort avvik mellom predikert og realisert valutakurs til at vi kan hevde at de på adekvat vis predikerer valutakursen. Videre ser vi at ordrestrømmen på lengre sikt ikke bidrar til å predikere utviklingen til kronkursen i en dynamisk prognose.

## 5.4 Svakheter

En svakhet med vår oppgave at vi ikke finner et kointegrert forhold mellom kronekursen og den offentlige valutahandelsstatistikkens ordrestrømmer. Vi finner, som tidligere nevnt, spor av et kointegrert forhold før finanskrisen. På grunnlag av dette har vi utført vår analyse med variablene i første differanse for å unngå spuriøse resultater men på bekostning av en potensiell langtidssammenheng forsvinner.

En annen svakhet er at den offentlige valutahandelsstatistikken innrapportert kun står for 25 prosent av transaksjonene som inneholder den norske kronen i valutaparet. Dette gjør at vi må anta at resterende 75 prosent følger tilsvarende mønster som de innrapporterte dataene. Det kan dog tenkes at større internasjonale aktører ikke nødvendigvis har lik adferd, og inkludering av disse aktørene ville potensielt kunne gi bedre resultater, samt en bredere forståelse av ordrestrømmers effekt. Det vil hovedsakelig være informasjonsinnholdet i ordrestrømmene som vil bli påvirket av dette og effektens retning vil antageligvis være lik våre resultater.

Videre har vi ikke tatt hensyn til potensielle interaksjonseffekter mellom variablene. Dette fører til at vi bare får en approksimasjon av effekten til ordrestrøm siden vi ikke kan si noe om hvordan den påvirkes av andre variabelers størrelser. Det kan for eksempel være at ordrestrøm som observeres sammen med en positiv rentedifferanse har en svakere effekt enn ordrestrøm som observeres sammen med negativ rentedifferanse. Dersom det er kjøpspress på den norske kronen når EURIBOR er høyere enn NIBOR, kan det muligens oppfattes som at aktørene sitter på sikrere informasjon om fremtidig utvikling. Det vil i så fall kunne være naturlig at det eksisterer noen form for interaksjonseffekter mellom ordrestrøm og makrovariabler.

## 6 Konklusjon

I oppgaven har vi undersøkt Norges Banks offentlig tilgjengelige valutahandelsstatistikks evne til å forklare, samt predikere, variasjonen i kronekursen. Vi har testet om ordrestrømmene innrapportert til Norges Bank kan bidra til økt forståelse i valutateorien. Først undersøkte vi aggregert ordrestrøms forklaringsevne og splittet deretter ordrestrømmen opp i finansielle og ikke-finansielle kundesegmenter. Vi estimerte så en hybridmodell bestående av ordrestrøm og flere makrovariabler, som potensielt kunne være relevant for å forklare den norske kronen. Vi testet for flere kombinasjoner av makrovariabler og ordrestrøm for å danne oss et helhetlig bilde av variablenes forklaringsevne, og testet til slutt hybridmodellenes predikeringsevne for tre ulike tidsrom.

For å besvare oppgavens problemstilling definerte vi fire underordnede forskningsspørsmål som danner grunnlag for oppgavens analyse. Vi fant at samlet aggregert ordrestrøm for inneværende uke i høy grad bidrar til å forklare variasjon i kronekursen, og at oppsplitting av aggregert ordrestrøm i kundesegmenter videre bidrar til å øke forklaringen. Videre fant vi at ordrestrøm supplerer de enkeltstående makromodellene og slik bidrar til økt forklaring av kronekursens variasjon, og at enkelte hybridmodeller på kort sikt utkonkurrerer en random walk-modell både for EURNOK og KKI. På bakgrunn av dette er oppgavens konklusjon at *Norges Banks offentlige valutahandelsstatistikk kan bidra til økt forklaring av variasjonen i kronekursen.*

Selv om dekningsgraden har falt betraktelig siden innsamlingen startet opp, har valutahandelsstatistikken fortsatt stor forklaringsevne. Redusert dekningsgrad, samt at den offentlige statistikkens er preget av begrenset detaljrikdom, gjør ordrestrømmens effekt er svakere i vår studie enn i tidligere empirisk forskning. Vi klarer ikke å påvise et kointegrert forhold mellom henholdsvis ordrestrøm og EURNOK, og ordrestrøm og KKI. Videre så vi ordrestrømmers bidrag i predikering av fremtidig utvikling har liten praktisk nytte for norske aktører som risikostyringsverktøy ettersom Norges Bank etterskuddsvis hver onsdag publiserer valutastatistikken for foregående uke. Valutahandelstatistikken bidrar likevel til innsikt og bredere forståelse av kronekursutviklingen og er dermed en nyttig statistikk i videre forståelse av valutateorien.

### **6.1.1 Videre forskning**

Vi har i oppgaven testet våre modellens prognoseevner for tre ulike, men korte, prognosehorisonter. Prognosehorisonten fra fredag til onsdag skilte seg ut fra de to andre da kun ordrestrømsmodeller evnet å utkonkurrere resterende modeller, inkludert random walk. Man kan spekulere i om dette er en konsekvens av at aktører i valutamarkedet benytter seg av informasjonen i valutahandelsstatistikken, og at dette gir utslag i våre ordrestrømsmodeller. I videre forskning vil det derfor være interessant å studere estimeringer og prognoser for onsdag nærmere – og særlig klokken 10 da Norges Bank publiserer den offentlige valutahandelsstatistikken.

I samsvar med tidligere forskning har vi i oppgaven påvist at en oppsplitting av aggregert ordrestrøm i kundesegmenter leder til økt forklaringsevne. I videre forskning vil det derfor også kunne være interessant å undersøke hvorvidt en ytterligere oppsplitting i mer definerte undergrupper bidrar til å økt forklaring. For å gjennomføre dette, kreves dog et mer detaljert datasett enn Norges Banks offentlige valutahandelsstatistikk.

## 7 Litteratur

- Akram, Q. F. (2000) *When Does the Oil Price Affect the Norwegian Exchange Rate?* Discussion Paper Series, 31. Oxford: University of Oxford, Department of Economics.
- Anundsen, A og Jansen, E. S (2011) *Self-Reinforcing Effects between Housing Prices and Credit. Evidence from Norway*. Discussion Papers, 651. Oslo: SSB.
- Bacchetta, P. og van Wincoop, E. (2002) *Can Information Dispersion Explain the Exchange Rate Disconnect Puzzle?* National Bureau of Economic Research, Working Paper, 9498.
- Balassa, B. (1964) The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72 (6), s. 584-596.
- Bernhardsen, T. (2008) *Simple Cross-Check Models for the Krone Exchange Rate*. Staff Memo, 2008/1. Oslo: Norges Bank.
- Bernhardsen, T. og Røisland, Ø. (2000) Hvilke faktorer påvirker kronekursen? *Penger og kreditt*, 28 (3), s. 187-194.
- Berument, H. og Kiyamaz, H. (2001) The day of the Week Effect on Stock Market Volatility. *Journal of Economics and Finance*, 25 (2), s. 181-193.
- BIS (2016) *Triennial Central Bank Survey. Foreign Exchange Turnover in April 2016*. Bank of International Settlements.
- Bjønnes, G. H. og Rime, D. (2005) Dealer Behavior and Trading Systems in Foreign Exchange Markets. *Journal of Financial Economics*, 75 (3), s. 571-605. DOI: 10.1016/j.jfineco.2004.08.001
- Bjørnland, H. C. og Jacobsen, D. H. (2010) The Role of House Prices in the Monetary Transmission Mechanism in Small Open Economies. *Journal of Financial Stability*, 6 (4), s. 218-229. DOI: 10.1016/j.jfs.2010.02.001
- Bjørnstad, R. og Jansen, E. S. (2006) Renta bestemmer det meste: valutakursutviklingen etter 31. mars 2001. *Økonomiske analyser*, 25 (6), s. 42-47.
- Borgersen, T.-A. og Hungnes, H. (2009) Selvforsterkende effekter i bolig- og kredittmarkeder. *Norsk Økonomisk Tidsskrift*, 123 (1), s. 18-33.
- Bredon, F. og Vitale, P. (2010) An Empirical Study of Portfolio-Balance and Information Effects of Order Flow on Exchange Rates. *Journal of International Money and Finance*, 29 (3), s. 504-524. DOI: 10.1016/j.jimonfin.2009.07.001
- Breusch, T. S. (1978) Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. *Australian Economic Papers*, 17 (31), s. 334-355. DOI: 10.1111/j.1467-8454.1978.tb00635.x
- Chinn, M. D. og Meredith, G. (2004) Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest

- Parity. *IMF Staff Papers*, 51 (3), s. 409-430.
- DeLong, J. B., Shleifer, A., Summers, L. W og Waldmann, R. J. (1990) Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation. *Journal of Finance*, 45 (2), s. 379-395. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1990.tb03695.x
- Dornbusch, R. (1976) Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84 (6), s. 1161-1176. DOI: 10.1086/260506
- Easley, D. og O'hara, M. (1992) Time and the Process og Security Price Adjustment. *Journal of Finance*, 47 (2), s. 577-605. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1992.tb04402.x
- Eiendom Norge (2017) *Eiendom Norges boligprisstatistikk. Mai 2017* [internett]. Oslo: Eiendom Norge, Finn.no og Eiendomsverdi AS. Tilgjengelig fra: <[http://eiendommnorge.no/wp-content/uploads/2017/06/Boligstatistikk-mai\\_01.pdf](http://eiendommnorge.no/wp-content/uploads/2017/06/Boligstatistikk-mai_01.pdf)> [Lest 5. juni 2017].
- Engle, R. F. og Granger, C. W. (1987) Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55 (2), s. 251-276. DOI: 10.2307/1913236
- Evans, M. D. (2005) *Foreign Exchange Market Microstructure*. Georgetown University og National Bureau of Economic Research.
- Evans, M. D. og Lyons, R. K. (1999) *Order Flow and Exchange Rate Dynamics*. National Bureau of Economic Research, Working Paper, 7317.
- Evans, M. D. og Lyons, R. K. (2002) Information Integration and FX Trading. *Journal of International Money and Finance*, 21 (6), s. 807-831. DOI: 10.1016/S0261-5606(02)00024-4
- Evans, M. D. og Lyons, R. K. (2003) How Is Macro News Transmitted to Exchange Rates? National Bureau of Economic Research, Working Paper, 9433.
- Evans, M. D. og Lyons, R. K. (2005a) *Meese-Rogoff Redux: Micro-Based Exchange Rate Forecasting*. National Bureau of Economic Research, Working Paper, 11042.
- Evans, M. D. og Lyons, R. K. (2005b) *Understanding Order Flow*. National Bureau of Economic Research, Working Paper, 11748.
- Evans, M. D. og Rime, D. (2015) *Order Flow Information and Spot Rate Dynamics*. Washington, D. C./Oslo: Georgetown University/Handelshøyskolen BI og National Bureau of Economic Research/Norges Bank. DOI: 10.13140/RG.2.1.2485.7128
- Flatner, A (2009) *Norske kroner ingen trygg havn*. Aktuell kommentar, 3/2009. Oslo: Norges Bank.
- Foster, F. og Viswanathan, S. (1990) A Theory of the Interday Variations in Volume, Variance, and Trading Costs in Securities Markets. *Review of Financial Studies*, 3 (4), s. 593-624.

- Frankel, J. A. og Rose, A. (1995) Empirical Research on Nominal Exchange Rates. *Handbook of International Economics*, 3 (1), s. 1689-1730.
- Frenkel, J. A. (1976) A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence. *The Scandinavian Journal of Economics*, 78 (2), s. 200-224. DOI: 10.2307/3439924
- Fuller, W. A. (1996) *Introduction to Statistical Time Series*, 2. utg. New York: Wiley.
- Glosten, L. og Milgrom, P. (1985) Bid, Ask, and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Agents. *Journal of Financial Economics*, 14 (1), s. 71-100.
- Godfrey, L. G. (1978) Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables. *Econometrica*, 46 (6), s. 1293-1301.
- Goodheart, C., Ito, T. og Payne, R. (1996) One Day in June 1993: A Study of the Working of the Reuters 2000-2 Electronic Foreign Exchange Trading System. I: Frankel, J. A., Galli, G. og Giovannini, A. red. *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*. Chicago: University of Chicago Press, s. 107-182.
- Grinblatt, M., Titman, S. og Wermers, R. (1995) Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance, and Herding: A Study of Mutual Fund Behavior. *American Economic Review*, 85 (5), s. 1088-1105.
- Habib, M. M. og Stracca, L. (2012) Getting Beyond Carry Trade: What Makes a Safe Haven Currency? *Journal of International Economics*, 87 (1), s. 50-64. DOI: 10.1016/j.jinteco.2011.12.005
- Hill, R. C., Griffiths, W. E. og Lim, G. C. (2012) *Principles of Econometrics*, 4. utg. Hoboken, New Jersey: Wiley.
- Ho, T. og Stoll, H. R. (1981) Optimal Dealer Pricing Under Transaction and Return Uncertainty. *Journal of Financial Economics*, 9 (1), s. 47-73.
- Jacobsen, D. H. og Naug, B. E. (2004) Hva påvirker gjeldsveksten i husholdningene? *Penger og kreditt*, 32 (2), s. 91-98.
- Jegadeesh, N. og Titman, S. (1993) Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. *Journal of Finance*, 48 (1), s. 65-91. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1993.tb04702.x
- Johansen, S. (1995) *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.
- Keim, D. B. (1983) Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence. *Journal of Financial Economics*, 12 (1), s. 13-32.



- Kvarsvik, L. W. (2016) *Ordrestrømsanalyse Euro/NOK – en undersøkelse av informasjonsinnholdet i Norges valutahandelsstatistikk* [masteroppgave]. Bodø: Nord Universitet.
- Kyle, A. (1985) Continuous Auctions and Insider Trading. *Enconometrica*, 53 (6), s. 1315-1335.
- Langbraathen, N. (2001) Formuespriser – konsekvenser for pengepolitikken? *Penger og kreditt*, 29 (4), s. 198-205.
- Lyons, R. (1996) Tests of Microstructural Hyptheses in the Foreign Exchange Market. *Journal of Financial Economics*, 39 (2), s. 321-351.
- Lyons, R. (2001): *The Microstructure Approach to Exchange Rates*. Cambridge, Massachusetts: MIT press.
- Lyons, R. (2003) Explaining and Forecasting Exchange Rates with Order Flows. *Economie internationale*, 96, s. 107-127.
- Lütkepohl, H. (2005) *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer.
- MacKinnon, J. G. (1994) Approximate Asymptotic Distribution Function for Unit-Root and Cointegration Tests. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12 (2), s. 167-176.
- MacKinnon, J. G. (2010) *Critical Values for Cointegration Tests*. Queen's Economics Department, Working Paper, 1227. Kingston, Ontario: Queen's University.
- Marsh, I. W. og Ceire, O. (2005) *Customer Order Flow and Exchange Rate Movements: Is there Really Information Content?* Research Paper. London: Cass Business School.
- Meese, R. A. og Rogoff, K. (1983) Empirical Exchange Rate Models of the Seventies. *Journal of International Economics*, 14 (1-2), s. 3-24. DOI: 10.1016/0022-1996(83)90017-X
- Menkhoff, L., Sarno, L., Schmeling, M. og Schrimpf, A. (2012) Carry Trades and Global Foreign Exchange Volatility. *Journal of Finance*, 67 (2), s. 681-718.
- Meyer, E. og Skjelvik, J. (2006) Valutahandelsstatistikken – ny innsikt i valutamarkedet. *Penger og kreditt*, 34 (1), s. 30-38.
- Mussa, M. (1976) The Exchange Rate, the Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating. *Scandinavian Journal of Economics*, 78 (2), s. 229-248.
- Neely, C. J. og Sarno, L. (2003) How Well Do Monetary Fundamentals Forecast Exchange Rates? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 84 (5), s. 51-74.
- Norges Bank (2017) *Pengepolitisk rapport med vurdering av finansiell stabilitet*. 1/17. Oslo: Norges Bank.
- Norges Bank (2016) *Aktiviteten i det norske valuta- og derivatmarkedet i april 2016*. Oslo:

Norges Bank.

- Olje- og energidepartementet (2017) Norsk petroleum [internett]. Oslo: Olje- og energidepartementet. Tilgjengelig fra: <<http://www.norskpetroleum.no>> [Lest 29. mai 2017].
- Rime, D. og Solji, E. (2006) Ordrestrømsanalyse av valutakurser. *Penger og kreditt*, 34 (2), s. 110-115.
- Rime, D., Sarno, L. og Solji, E. (2010) Exchange Rate Forecasting, Order Flow and Macroeconomic Information. *Journal of International Economics*, 80 (1), s. 72-88.
- Rogoff, K. (1996) The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34 (2), s. 647-668.
- Rogoff, K. og Stavrakeva, V. (2008) *The Continuing Puzzle of Short Horizon Exchange Rate Forecasting*. National Bureau of Economic Research, Working, Paper, 14071.
- Romstad, M. E. (2008) *Ordrestrømsanalyse. Et lyspunkt i valutateorien – teori og praktisk anvendelse* [masteroppgave]. Bergen: Norges Handelshøyskole.
- Stock, J. H og Watson, M. W. (1996) Evidence on Structural Instability in Macroeconomic Time Series Relations. *Journal of Business & Economic Statistics*, 14 (1), s. 11-30.
- Stoll, H. R. (1978) The Supply of Dealer Services in Security Markets. *Journal of Finance*, 33 (4), s. 1133-1151. DOI: 10.1111/j.1540-6261.1978.tb02053.x
- Taylor, M. P. (1983) Covered Interest Parity: A High-Frequency, High-Quality Data Study. *Economica*, 54 (216), s. 429-438.

## 8 Vedlegg

### VEDLEGG 1 - KOINTEGRASJONSTEST

	< juli 2008				> juli 2009			
	Engle-Granger		Johansen-Test		Engle-Granger		Johansen-Test	
	EURNOK	KKI	EURNOK	KKI	EURNOK	KKI	EURNOK	KKI
<b>Aggregert</b>	NA	NA	5 %	5 %	NA	NA	5 %	5 %
<b>Finansielle</b>	NA	10 %	NA	NA	NA	NA	5 %	5 %
<b>Ikke-finansielle</b>	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

### VEDLEGG 2 - KAUSALITETSTEST

$$(I) \Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + \Delta x_{t-1} + \epsilon_t$$

$$(II) \Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + \Delta p_{t-1} + \epsilon_t$$

Spesifikasjon	$\beta_0$ (1)	$\Delta x_t$ (2)	$\Delta x_{t-1}$ (3)	$\Delta p_{t-1}$ (4)	Diagnose		
					R2 (5)	Serial (6)	Hetero (7)
<b>EURNOK</b>							
I	.001339	-.00085	.00028		.2195	.0026	.0001
	.00043	9.7E-05	9.1E-05			.0147	.7939
II	.001925	-.00082		-.16724	.2226	.1601	.0068
	.00048	9.3E-05		.0556677		.1738	.1122
<b>KKI</b>							
I	.001406	-.00078	.000223		.2253	.001	.1488
	-.00036	-8.39E-05	-7.37E-05			.0016	
II	.001926	-.00078		-.173415	.2360	.5037	.6433
	-.0004	-6.51E-05		-.0418		.1039	

Den avhengige variabelen  $\Delta P_t$  er endringen i logaritmen til valutakursen fra  $P_{t-1}$  til  $P_t$ .  $\Delta p_{t-1}$  er den laggede endringen i logaritmen til valutakursen fra  $P_{t-2}$  til  $P_{t-1}$ .  $\Delta x_t$  er endring i ordrestrom fra periode t-1 til t.  $\Delta x_{t-1}$  er endring i ordrestrom fra periode t-2 til t-1. Tallene i parentes indikerer standard feilene til koeffisientene. P-verdier av seriekorrelasjonen vises i rad (4). Rad (5) viser p-verdien av ARCH-effekter. Sample perioden er fra 2006 til 2015, hvor finanskrisen er ekskludert

## Robusthetstest

### VEDLEGG 3 - IKKE-LINEÆRE FORHOLD

$$\Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t^{OF} + \beta_2 \Delta(X_t^{OF} * X_t^{OF}) + \epsilon_t$$

	$\beta_0$	$\Delta X_t^{OF}$	$\Delta(X_t^{OF} * X_t^{OF})$
<b>EURNOK</b>	.001411 (.001)	-.00085 (0)	1.49E-05 (.137)
<b>KKI</b>	.00148 (0)	-.00079 (0)	1.18E-05 (0.201)

Den avhengige variabelen  $\Delta p_t$  er endringen i logaritmen til valutakursen fra  $P_{t-1}$  til  $P_t$ .  $\Delta p_{t-1}$  er den laggede endringen i logaritmen til valutakursen fra  $P_{t-2}$  til  $P_{t-1}$ .  $\Delta X_t^{OF}$  er endring i ordrestrom fra periode t-1 til t.  $\Delta(X_t^{OF} * X_t^{OF})$  er endring i kvadrert ordrestrom fra periode t til t-1. Tallene i p-verdien til koeffisientene. Vi har benyttet Newey-west estimator for å korrigere for standardfeilene. Sample perioden er fra 2006 til 2015, hvor finanskrisen er ekskludert

### VEDLEGG 4 - MARKEDSAKTIVITET

$$\Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t^{OF} + \epsilon_t$$

EURNOK	$\beta_0$	$\Delta X_t^{OF}$
1. Kvartil	0.000419	-5.43E-04
2. Kvartil	0.000613	-7.34E-04
3. Kvartil	0.000716	-1.02E-03
4. Kvartil	0.000318	-4.72E-04

KKI	$\beta_0$	$\Delta X_t^{OF}$
1. Kvartil	0.000544	-6.24E-04
2. Kvartil	0.00066	-6.81E-04
3. Kvartil	0.000696	-8.47E-04
4. Kvartil	-4.78E-07	-4.78E-04

Koeffesientene til aktivitet er delt i 4. kvartiler for indikasjon for aktiviteten i marked. 1. kvartil vil tilsvare minst aktivitet og 4. kvartil mest aktivitet. Sample perioden er fra 2006 til 2015, hvor finanskrisen er ekskludert

### VEDLEGG 5 - TEST AV ULIKE PERIODER

$$\Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_t^{OF_{ukene}} + \epsilon_t$$

	Uker		Måneder	
	EURNOK	KKI	EURNOK	KKI
Prob > F	0.0501	0.0643	0.8703	0.8352

Første kolonne rapporterer p-verdiene til null hypotesen om at ukene er lik hverandre. Tilsvarende for andre kolonne, bare for måneder.

VEDLEGG 6 - HYBRIDMODELL FOR KKI

$$\Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta(i - i^*) + \epsilon_t$$

$$\Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta(i - i^*) + \beta_2 \Delta JPMV + \beta_3 \Delta P_{olje} + \beta_4 \Delta P_{Bolig} + \epsilon_t$$

Var	Spesifikasjon									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
B <sub>0</sub>	.0003	.0006	.0018**	.0020**	.0004	.0017**	.0020**	.0020**	.0004	.0017**
Δ(i - i*)	-.0177**	-.0150**	-.0146**	-.0129**	-.0143**	-.0123**	-.0130**	-.0117**	-.0126**	-.0113**
ΔJPMV		.0327**					.0307**	.0271**	.0263**	.0255**
ΔP <sub>olje</sub>		-.0711**					-.0533**	-.0450**	-.0567**	-.0435**
ΔP <sub>Bolig</sub>		-.2092					-.2393	-.1324	-.0330	-.0746
ΔX <sub>OF</sub>			-.0007**				-.0006**			
ΔX <sub>FI</sub>				-.0007**		-.00055**		-.0007**		-.00055**
ΔX <sub>IFI</sub>					.0014**	.00061**			.0011**	.00045**
R <sup>2</sup>	<b>.0380</b>	<b>.1896</b>	<b>.2353</b>	<b>.3304</b>	<b>.2153</b>	<b>.3504</b>	<b>.3318</b>	<b>.3997</b>	<b>.3079</b>	<b>.4130</b>

Den avhengige variabelen ΔP<sub>t</sub> er endringen i logaritmen til valutakursen fra P<sub>t-1</sub> til P<sub>t</sub>. "\*\*\*" og "\*\*" viser henholdsvis 1% og 5% sigifikans nivået. Sample perioden er fra 2006 til 2015, hvor finanskrisen er ekskludert.

VEDLEGG 7 – 4 ÅRIG RULLERENDE MANDAGSPROGNOSE

$$P_t^{Mandag} = \beta_1 \Delta \text{Ordrestrøms variabler}_{t-1}^{Fredag} + \beta_n \Delta \text{Makro Variabler}_{t-1}^{fredag} + \epsilon_{t-1}$$

Modell	EURNOK			KKI		
	RMSE	R* - R	% Rettning	RMSE	R* - R	% ret
MAKRO	0.008947	-0.003835	0.6923	0.009548	-0.004504	0.7115
HYBRID - X <sub>t</sub> <sup>OF</sup>	0.007936	-0.002824	0.7500	0.008570	-0.003526	0.7692
HYBRID - X <sub>t</sub> <sup>FI</sup> + X <sub>t</sub> <sup>IFI</sup>	0.008021	-0.002909	0.7115	0.008296	-0.003252	0.7692
HYBRID - X <sub>t</sub> <sup>FI</sup>	0.008503	-0.003391	0.7692	0.008279	-0.003235	0.7692
HYBRID - X <sub>t</sub> <sup>IFI</sup>	0.009375	-0.004263	0.6731	0.009429	-0.004385	0.6731
OF - X <sub>t</sub> <sup>OF</sup>	0.008441	-0.003329	0.5769	0.007934	-0.002890	0.5769
OF - X <sub>t</sub> <sup>FI</sup> + X <sub>t</sub> <sup>IFI</sup>	0.008171	-0.003059	0.5769	0.007332	-0.002288	0.5769
OF - X <sub>t</sub> <sup>FI</sup>	0.008108	-0.002997	0.5962	0.007244	-0.002200	0.5962
OF - X <sub>t</sub> <sup>IFI</sup>	0.008108	-0.002997	0.5577	0.009057	-0.004013	0.5577
RENTER	0.010943	-0.005832	0.4808	0.010604	-0.005560	0.4615
RHYBRID - X <sub>t</sub> <sup>OF</sup>	0.009812	-0.004701	0.5769	0.009423	-0.004380	0.5769
RHYBRID - X <sub>t</sub> <sup>FI</sup> + X <sub>t</sub> <sup>IFI</sup>	0.009626	-0.004515	0.6154	0.008945	-0.003901	0.6154
RHYBRID - X <sub>t</sub> <sup>FI</sup>	0.009583	-0.004471	0.6154	0.008890	-0.003846	0.6154
RHYBRID - X <sub>t</sub> <sup>IFI</sup>	0.010923	-0.005811	0.6154	0.010356	-0.005312	0.6154
RW	0.005112	0	0.7692	0.005044	0	0.7692

VEDLEGG 8 – 4 ÅRIG RULLERENDE ONSDAGSPROGNOSE

$$P_t^{Onsdag} = \beta_1 \Delta \text{Ordrestrøms variabler}_{t-1}^{Fredag} + \beta_n \Delta \text{Makro Variabler}_{t-1}^{fredag} + \epsilon_{t-1}$$

Modell	EURNOK			KKI		
	RMSE	R* - R	% Rettning	RMSE	R* - R	% ret
MAKRO	0.009827	-0.000937	0.5000	0.009200	-0.001890	0.4808
HYBRID - $X_t^{OF}$	0.009785	-0.000895	0.5000	0.009077	-0.001767	0.5192
HYBRID - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0.009872	-0.000982	0.5192	0.009872	-0.002562	0.5192
HYBRID - $X_t^{FI}$	0.009826	-0.000936	0.5192	0.008995	-0.001685	0.5192
HYBRID - $X_t^{IFI}$	0.009905	-0.001015	0.4808	0.009150	-0.001840	0.5192
OF - $X_t^{OF}$	0.008347	<b>0.000543</b>	0.6346	0.007306	<b>0.000004</b>	0.6346
OF - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0.008540	<b>0.000350</b>	0.5385	0.007179	<b>0.000131</b>	0.5962
OF - $X_t^{FI}$	0.008370	<b>0.000520</b>	0.5385	0.007111	<b>0.000199</b>	0.5769
OF - $X_t^{IFI}$	0.008703	<b>0.000187</b>	0.4615	0.007483	-0.000173	0.5385
RENTER	0.009954	-0.001064	0.5769	0.009044	-0.001734	0.4615
RHYBRID - $X_t^{OF}$	0.009842	-0.000952	0.5385	0.008840	-0.001530	0.5385
RHYBRID - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0.009971	-0.001081	0.5577	0.008710	-0.001400	0.5385
RHYBRID - $X_t^{FI}$	0.009849	-0.000959	0.5192	0.008673	-0.001363	0.5192
RHYBRID - $X_t^{IFI}$	0.010090	-0.001200	0.5192	0.008947	-0.001637	0.5000
RW	0.008890	0	0.5577	0.007310	0	0.5577

VEDLEGG 9 – 4 ÅRIG RULLERENDE FREDAGSPROGNOSE

$$P_t^{Fredag} = \beta_1 \Delta \text{Ordrestrøms variabler}_{t-1}^{Fredag} + \beta_n \Delta \text{Makro Variabler}_{t-1}^{fredag} + \epsilon_{t-1}$$

Modell	EURNOK			KKI		
	RMSE	R* - R	% Rettning	RMSE	R* - R	% ret
MAKRO	0.009408	-0.000116	0.5577	0.008582	-0.000190	0.5385
HYBRID - $X_t^{OF}$	0.009482	-0.000191	0.5962	0.008670	-0.000278	0.5192
HYBRID - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0.009488	-0.000196	0.5962	0.008756	-0.000364	0.5769
HYBRID - $X_t^{FI}$	0.009471	-0.000179	0.5962	0.008758	-0.000366	0.5769
HYBRID - $X_t^{IFI}$	0.009401	-0.000109	0.6538	0.008637	-0.000245	0.5192
OF - $X_t^{OF}$	0.009380	-0.000089	0.5577	0.008467	-0.000074	0.5577
OF - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0.009384	-0.000093	0.5962	0.008518	-0.000126	0.5962
OF - $X_t^{FI}$	0.009362	-0.000071	0.6154	0.008525	-0.000133	0.6538
OF - $X_t^{IFI}$	0.009335	-0.000043	0.6538	0.008443	-0.000051	0.6154
RENTER	0.009278	<b>0.000013</b>	0.6538	0.008367	<b>0.000025</b>	0.5000
RHYBRID - $X_t^{OF}$	0.009316	-0.000025	0.6154	0.008427	-0.000035	0.5769
RHYBRID - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0.009296	-0.000005	0.6154	0.008477	-0.000085	0.5962
RHYBRID - $X_t^{FI}$	0.009280	<b>0.000011</b>	0.6346	0.008486	-0.000094	0.6731
RHYBRID - $X_t^{IFI}$	0.009251	<b>0.000040</b>	0.6923	0.008396	-0.000003	0.6154
RW	0.009292	0	0.5962	0.008392	0	0.5962

**VEDLEGG 10 - MANDAG VAR DYNAMISK ETT-STEMS PROGNOSE**

	EURNOK		KKI	
	Retning	RMSE	Retning	RMSE
MAKRO	0.6538	0.008422	0.6154	0.008684
HYBRID - $X_t^{OF}$	0.6538	0.007263	0.6154	0.007550
HYBRID - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0.7115	0.006912	0.6923	0.006974
HYBRID - $X_t^{FI}$	0.7308	0.006738	0.6923	0.006833
HYBRID - $X_t^{IFI}$	0.6346	0.008645	0.6923	0.008605
OF - $X_t^{OF}$	0.5385	0.008409	0.5769	0.008045
OF - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0.6731	0.007723	0.7308	0.007127
OF - $X_t^{FI}$	0.6923	0.007548	0.7115	0.006982
OF - $X_t^{IFI}$	0.5962	0.009713	0.6923	0.009084
RENTER	0.5577	0.009948	0.5000	0.009571
RHYBRID - $X_t^{OF}$	0.5577	0.008715	0.6154	0.008360
RHYBRID - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0.6346	0.008086	0.7115	0.007533
RHYBRID - $X_t^{FI}$	0.6538	0.007916	0.7115	0.007389
RHYBRID - $X_t^{IFI}$	0.5962	0.010033	0.6538	0.009414

**VEDLEGG 11 - ONSDAG VAR DYNAMISK ETT-STEMS PROGNOSE**

	EURNOK		KKI	
	Retning	RMSE	Retning	RMSE
MAKRO	0.5577	0.008957	0.4808	0.008576
HYBRID - $X_t^{OF}$	0.5577	0.008688	0.5192	0.008293
HYBRID - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0.5000	0.008648	0.5385	0.008113
HYBRID - $X_t^{FI}$	0.5192	0.008624	0.5000	0.008104
HYBRID - $X_t^{IFI}$	0.5385	0.008998	0.5385	0.008483
OF - $X_t^{OF}$	0.5192	0.008245	0.5962	0.007353
OF - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0.5000	0.008153	0.5577	0.007043
OF - $X_t^{FI}$	0.5192	0.008099	0.5962	0.007024
OF - $X_t^{IFI}$	0.4231	0.008578	0.5192	0.007532
RENTER	0.6154	0.008927	0.5385	0.008101
RHYBRID - $X_t^{OF}$	0.5385	0.008702	0.5769	0.007847
RHYBRID - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0.5000	0.008636	0.5000	0.007603
RHYBRID - $X_t^{FI}$	0.5385	0.008585	0.5385	0.007579
RHYBRID - $X_t^{IFI}$	0.5385	0.009047	0.5000	0.008042

VEDLEGG 12 - FREDAG VAR DYNAMISK ETT-STEGS PROGNOSE

	EURNOK		KKI	
	Retning	RMSE	Retning	RMSE
MAKRO	0.5385	0.009526	0.5962	0.009607
HYBRID - $X_t^{OF}$	0.5385	0.009529	0.5962	0.009598
HYBRID - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0.5577	0.009502	0.6346	0.009575
HYBRID - $X_t^{FI}$	0.5385	0.009525	0.5769	0.009608
HYBRID - $X_t^{IFI}$	0.5577	0.009499	0.6346	0.009579
OF - $X_t^{OF}$	0.5385	0.009403	0.6346	0.009409
OF - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0.5962	0.009386	0.6731	0.009394
OF - $X_t^{FI}$	0.5192	0.009404	0.5962	0.009419
OF - $X_t^{IFI}$	0.5769	0.009387	0.6538	0.009396
RENTER	0.6154	0.009303	0.6346	0.009292
RHYBRID - $X_t^{OF}$	0.6154	0.009302	0.6346	0.009288
RHYBRID - $X_t^{FI} + X_t^{IFI}$	0.6346	0.009277	0.6346	0.009267
RHYBRID - $X_t^{FI}$	0.5962	0.009300	0.6154	0.009299
RHYBRID - $X_t^{IFI}$	0.6154	0.009277	0.6346	0.009267

VEDLEGG 13 - DYNAMISK PROGNOSE FOR KKI

