

John Marius Ørke

# Ordrestrømsanalyse av EURO/ USD

Masteroppgave

Trondheim, mai 2009

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet  
Fakultet for samfunnsvitenskap og teknologiledelse  
Institutt for samfunnsøkonomi

Hovedveileder: Dagfinn Rime



# Forord

Masteroppgaven FIN3900 er avsluttende oppgave under mastergradsutdanningen i finansiell økonomi ved NTNU. Oppgaven er skrevet på ett semester. Arbeidet med oppgaven har vært utfordrende, interessant og lærerikt. Jeg ønsker å rette en stor takk til veileder Dagfinn Rime for god hjelp, nyttige innspill og innhenting av deler av datamaterialet til oppgaven. Jeg vil også takke medstudenter for bidrag både faglig, teknisk og sosialt.

John Marius Ørke, mai 2009

# Innholdsfortegnelse

<b>1</b>	<b>Innledning og motivasjon</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Datamaterialet</b>	<b>3</b>
2.1	Valutakurs . . . . .	3
2.2	Ordrestrøm . . . . .	5
2.3	Netto posisjon i opsjoner . . . . .	7
2.4	Fundamentale forhold . . . . .	8
<b>3</b>	<b>Teori og Metode</b>	<b>11</b>
3.1	Markedet . . . . .	11
3.2	Mikrostruktur finans . . . . .	13
3.3	Evans & Lyons . . . . .	14
3.4	Kointegrasjon . . . . .	15
3.4.1	Engle-Granger metoden . . . . .	16
3.4.2	Johansen VAR . . . . .	17
<b>4</b>	<b>Analyse</b>	<b>18</b>
4.1	Makromodell for sammenligning . . . . .	18
4.2	Ordrestrøm . . . . .	20
4.2.1	Volum vs. retning . . . . .	21
4.2.2	Kontrollere for feedback-trading. . . . .	25
4.2.3	Hva gir informasjonen oss? . . . . .	30
4.3	Parvis kointegrasjon . . . . .	31
<b>5</b>	<b>Konklusjoner</b>	<b>34</b>
<b>A</b>	<b>Datamateriale</b>	<b>37</b>
<b>B</b>	<b>Kointegrasjon og enhetsrotstester.</b>	<b>38</b>
<b>C</b>	<b>Makromodell</b>	<b>40</b>
<b>D</b>	<b>Ordrestrøm og retning på ordrestrøm</b>	<b>41</b>
<b>E</b>	<b>Uventet ordrestrøm og retning på uventet ordrestrøm</b>	<b>43</b>

# Tabeller

1	Deskriptiv statistikk; EURO/USD . . . . .	3
2	ADF-test; EURO/USD . . . . .	4
3	Deskriptiv statistikk; Ordrestrøm . . . . .	5
4	ADF-test; Ordrestrøm . . . . .	6
5	Deskriptiv statistikk; Netto posisjon i opsjoner . . . . .	7
6	ADF-test; Netto posisjon i opsjoner . . . . .	8
7	Deskriptiv statistikk; Rentedifferanse og aksjeindekser . . . . .	9
8	ADF-tester; Rentedifferanse og aksjeindekser . . . . .	10
9	Makromodell, estimat og standardfeil . . . . .	19
10	Kointegrasjonstest, residual fra makromodell . . . . .	19
11	"Stasjonær" makromodell, estimat og standardfeil . . . . .	20
12	Modell med ordrestrøm, estimat og standardfeil . . . . .	22
13	Kointegrasjonstest, residual fra ordrestrømsmodell . . . . .	22
14	EQCM, endring i ordrestrøm, estimat og standardfeil . . . . .	23
15	Modell med kumulativ retning på ordrestrøm, estimat og standardfeil . . . . .	24
16	Kointegrasjonstest, residual fra modell med kumulativ retning på ordrestrøm . . . . .	24
17	EQCM, retning på ordrestrøm, estimat og standardfeil . . . . .	25
18	Modell med kumulativ uventet ordrestrøm, estimat og standardfeil . . . . .	26
19	Kointegrasjonstest, residual fra modell med kumulativ uventet ordrestrøm . . . . .	27
20	EQCM, uventet ordrestrøm, estimat og standardfeil . . . . .	27
21	Modell med kumulativ retning på uventet ordrestrøm, estimat og standardfeil . . . . .	29
22	Kointegrasjonstest, residual fra modell med kumulativ retning på uventet ordrestrøm . . . . .	29
23	EQCM, retning på uventet ordrestrøm, estimat og standardfeil . . . . .	29
24	Kointegrasjonsmatrise . . . . .	32
25	Koeffisienter og standardfeil for bakgrunn for kointegrasjonsmatrisa . . . . .	38
26	ADF-tester; Transformasjoner av ordrestrøm . . . . .	39
27	Makromodeller . . . . .	40
28	FSR og EQCM; ordrestrøm . . . . .	41
29	FSR og EQCM; kumulativ retning på ordrestrøm . . . . .	42
30	FSR og EQCM; kumulativ uventet ordrestrøm . . . . .	43
31	FSR og EQCM; kumulativ retning på uventet ordrestrøm . . . . .	44

## Figurer

1	EURO/USD . . . . .	3
2	Ordrestrøm . . . . .	5
3	Netto posisjon i opsjoner . . . . .	7
4	Rentedifferanse og aksjeindekser . . . . .	8

# 1 Innledning og motivasjon

*Gjennom analysen har jeg funnet flere kointegrasjoner, både mellom valutakurs og ordrestrømsvariable og ordrestrømsvariable og andre forklaringsvariabler som jeg har benyttet. Jeg har også funnet at valutakursen er kointegrert med et sett av forklaringsvariabler. Jeg har funnet ut at ordrestrøm og netto posisjon i opsjoner påvirker valutakursen i positiv retning. Et netto kjøpspress av EURO fører til en appresiering av EURO.*

Valutamarkedet er et meget stort marked, den ukentlige omsetningen fra amerikanske aktører ligger i gjennomsnitt på 16 ganger Norges årlige BNP i 2008, i uka! Og da har jeg kun tall fra de største amerikanske aktørenes kjøp og salg av EURO. Valutahandel genererer store inntekter for banker og meglerhus som tilbyr og som driver handel i valutamarkedene. Det kan derfor være interessant å finne modeller som beskriver valutakursutviklingen. Disse modellene kan brukes til å predikere valutakursen og inntekter for selskaper som driver handel på tvers av landegrenser.

Hvis europeiske investorer finner ut at de ikke har noe interesse av å investere i USA og de vil ut av sine amerikanske posisjoner kan dette få alvorlige konsekvenser for USA. For det første vil europeiske investorer dumpe prisen på aktiva for å bli kvitt sine investeringer og for det andre øker tilbudet av USD, samt at etterspørsel etter EURO vil øke. USD vil da svekkes betydelig mot EURO. Dette scenarioet har vært diskutert i media etter finanskrisens frembrudd, det har blitt nevnt at USD kan svekkes med så mye som opp mot 30%. Grunnen til denne flukten fra USA er dårlig tro på fremtiden, store og tunge industriselskaper som sysselsetter mange personer står i fare for å gå konkurs, en nedgang i boligmarkedet, en økning i personlige konkurser og en generell kjølning av den amerikanske økonomien kan få fatale følger, iallefall hvis det er et verre scenario i USA enn, f.eks, Europa. På bakgrunn av dette scenarioet og den eventuelle strømmen av valuta det medfører, vil det være av stor interesse å få estimater på hvordan denne strømmen av valuta påvirker valutakursen.

En annen viktig grunn til å se om ordrestrøm kan forklare noe i en valutakurs er makromodellers dårlige forklaringskraft. Forskning som er gjort på makromodeller viser at

det er nesten ikke forklaringskraft i modeller som skal forklare valutakursbevegelser i lys av makroøkonomiske variable. Dette omtales ofte som "The disconnect puzzle", makrovariable som i teorien skal forklare hvorfor en valutakurs beveger seg, forklarer ikke noe. Forskning og teori innen mikrostruktur finans peker på at informasjon som blir aggregert, gjennom aktørers faktiske beslutninger, påvirker kursbevegelser mer enn makrovariable. Det er også funnet at ordrestrøm har en permanent og vedvarende virkning på valutakursen over tid.

I denne oppgaven skal jeg prøve å finne langsiktige sammenhenger mellom valutakursen og forklaringsvariabler som; ordrestrøm og varianter av denne, netto posisjon i opsjoner, rentedifferanse og aksjeindekser. Grovt sett er analysen min todelt. I første del prøver jeg å finne langsiktige sammenhenger mellom valutakursen og alle forklaringsvariabler og i andre del undersøker jeg om det er langsiktige parvise forhold mellom mine variable.

## 2 Datamaterialet

Kjøp, salg og opsjonsbeholdning av EURO av de største aktørene i det amerikanske markedet<sup>1</sup> er hentet fra US Treasury. De dataene jeg selv har hentet inn er hentet fra Reuters EcoWin databasen. Dataseriene starter januar 1999 og løper til september 2008. Det er ukentlige observasjoner som er gjort hver onsdag. Dette resulterer i 508 observasjoner for dataseriene.

### 2.1 Valutakurs



**Figur 1:** EURO/USD

*Et negativt stigningstall indikerer en depresiering av EURO. Et positivt stigningstall indikerer en appresiering av EURO.*

Figur 1 er EURO/USD plottet over tid. Som vi ser av figuren har EURO appresiert i løpet av nesten hele perioden. I perioder har EURO depreciert. Det vi også kan si er at det ser ut som om dette valutakryset er ikke-stasjonært.

Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
1,1506	0,19454	0,83001	1,5949

**Tabell 1:** EURO/USD

<sup>1</sup>Store aktører i valutamarkedet fra USA er definert som en aktør med mer enn \$50 milliarder ekvivalent i utenlandske valutakontrakter på den siste arbeidsdagen i slutten av et hvilket som helst kvartal i foregående år, se Department of the Treasury (2008) og Rime (2001).



Tabell 1 gir deskriptiv statistikk for EURO/USD. Som vi ser av tabellen har gjennomsnittlig valutakurs for hele perioden vært 1,15 EURO/USD, med et meget lavt standardavvik. Det at gjennomsnittlig kurs har vært 1,15 EURO/USD betyr at man i snitt har betalt 1,15 USD per EURO. Laveste kurs er 0,83 EURO/USD og høyeste kurs i perioden er 1,59 EURO/USD.

D-lag	Konstant		Konstant og trend	
	t-adf	beta	t-adf	beta
4	-0,2778	0,99902	-2,8900	0,97861
3	-0,2586	0,99909	-2,8840	0,97868
2	-0,1624	0,99943	-2,8290	0,97908
1	-0,1840	0,99936	-2,8480	0,97899
0	-0,1611	0,99944	-2,8370	0,97910

**Tabell 2:** EURO/USD, ADF-test

(\*) angir en p-verdi på 1% eller mindre, (\*\*) angir en p-verdi på 5% eller mindre. Ingen merking bak testobservator indikerer ingen signifikans.

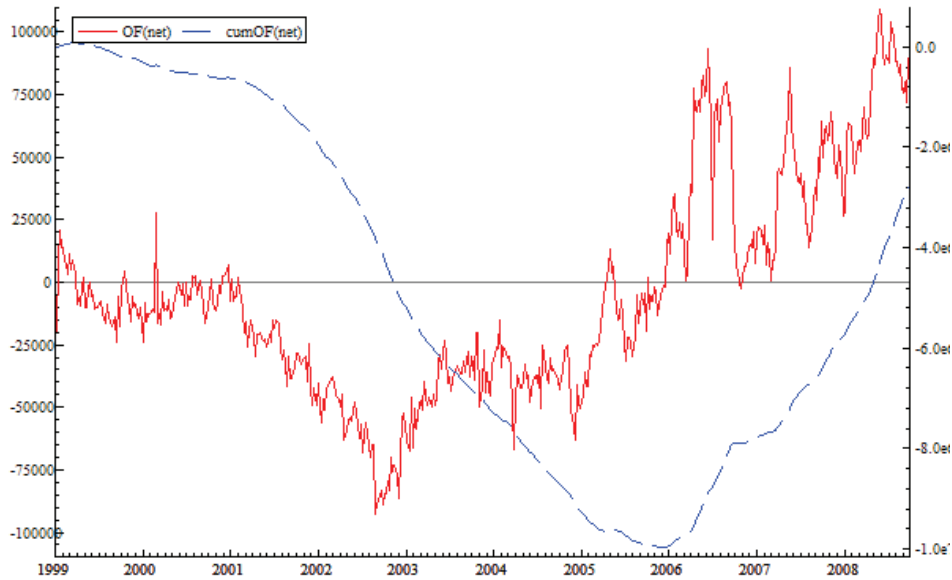
Tabell 2 er to utgaver av den utvidede Dickey-Fuller testen<sup>2</sup>. Vi ser av begge testene at vi kan forkaste hypotesen om at serien er stasjonær. Uansett om vi inkluderer ledd for å renske ut eventuelle autokorrelasjonseffekter, forkaster vi hypotesen om stasjonaritet. På bakgrunn av denne testen kan vi si at EURO/USD er en enhetsrotsprosess, en såkalt random walk.

En enhetsrotprosess eller en random walk er en ikke-stasjonær prosess. En ikke-stasjonær tidsserie er en tidsserie som ikke svinger hyppig rundt sitt eget gjennomsnitt. Hvis en ikke-stasjonær tidsserie differensieres blir den stasjonær. I mer kompakt form sier vi at en ikke-stasjonær tidsserie er en  $I(1)$ , integrert av 1. orden, serie. Hvis en  $I(1)$  serie differensieres blir den stasjonær, den blir en  $I(0)$  serie.

<sup>2</sup>Den utvidede(agumented) Dickey-Fuller testen tester for enhetsrøtter. Den inkluderer et lag av variabelen på nivåform for å sjekke for enhetsrot. D-lag er antall differensierte lag av variabelen som er inkludert, dette er gjort for å renske ut eventuell autokorrelasjon i restleddet. *t-adf* er testobservator for testen, *beta* er koeffisienten for den autoregressive parameteren. Dickey-Fuller testen i OxMetrics er meget følsom for hvor mange differensierte lags som blir brukt. Jeg har gjennomgående brukt 10 lags av den differensierte variabelen, men kun rapportert for 4 lags av variabelen som testes. Ved bruk av Ox blir det forskjellige testobservatorer og betaestimat om man inkluderer så mye som 10 lags istedet for 4, men konklusjoner endres ikke i mine tester.

## 2.2 Ordrestrøm

Ordrestrøm er netto kjøpt volum av EURO fra store amerikanske aktører. Netto kjøp har jeg definert som det som amerikanske aktører har kjøpt av EURO fratrukket det de har solgt av EURO i samme periode. Det er en litt annen definisjon enn det som er brukt i mye forskning, der det er netto kjøperinitiert volum som brukes om ordrestrøm.



**Figur 2:** Ordrestrøm, netto kjøp av EURO, og kumulativ ordrestrøm over perioden (*høyre akse*)

Figur 2 er ordrestrømmens og den kumulative ordrestrømmens utvikling over tid i datasettet. Av figuren ser vi at store amerikanske aktører har hatt et netto salg av EURO i store deler av perioden, mens de på slutten av perioden har hatt ukentlige netto kjøp som har vært ganske store. Kumulativt sett har de største amerikanske aktørene solgt vesentlig mer EURO enn de har kjøpt. Kumulativ ordrestrøm er på det minste  $997.71 \text{ billioner}^3 \text{ EURO}$ .

Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
-5469,6	42519,0	-92690,0	109290,0

**Tabell 3:** Ordrestrøm

Tabell 3 er beskrivende statistikk for ordrestrøm. Som vi ser av tabellen er gjennomsnittet for hele perioden negativt. Ordrestrøm har ganske stor variasjon, dette vises i

---

<sup>3</sup> $997.71 \times 10^{12}$

et relativt høyt standardavvik, i forhold til absoluttverdien av gjennomsnittet. Samt lav minimumsverdi og høy maksimumsverdi. Disse tallene er i millioner EURO. Ordrestrømmen er ikke så stor i seg selv, men over tid er størrelsen av kjøp og salg av EURO fra amerikanske aktører stor. For å illustrere hvor mye som faktisk blir omsatt av EURO, altså det som er kjøpt pluss det som er solgt av EURO, av de største amerikanske aktørene har jeg funnet ut at det omsettes for cirka 16 ganger Norges BNP<sup>4</sup> i 2008 i uka bare fra de største amerikanske aktørene.<sup>5</sup> Det som er verdt å merke seg er at omsatt volum fra amerikanske aktører har økt betraktelig i løpet av perioden jeg har data for. I starten av år 2000 var den ukentlige omsetningen rundt 3.000 milliarder EURO, mens den ukentlige omsetningen i slutten av dataperioden er cirka 2 ganger gjennomsnittlig ukentlig omsetning, det vil si over 30 ganger Norges BNP i 2008 den uken<sup>6</sup>.

D-lag	Konstant		Konstant og trend	
	t-adf	beta	t-adf	beta
4	-1,1780	0,98819	-2,3670	0,97057
3	-1,0650	0,98937	-2,2700	0,97189
2	-1,1920	0,98817	-2,3860	0,97057
1	-1,4120	0,98603	-2,5900	0,96815
0	-2,0190	0,97970	-3,2060	0,96001

**Tabell 4:** Ordrestrøm, ADF-test

(\*) angir en p-verdi på 1% eller mindre, (\*\*) angir en p-verdi på 5% eller mindre. Ingen merking bak testobservator indikerer ingen signifikans.

Tabell 4 er Dickey-Fuller testene for ordrestrømmen. For ordrestrøm kan vi konkludere med at den er en enhetrotsprosess, uansett om vi kontrollerer for seriekorrelerte restledd og trend.

I og med at jeg har en litt annen definisjon av ordrestrøm enn det en del forskning har, kan det forekomme avvik. Praktisk i dette tilfellet har det ikke stor betydning, da ordrestrømmen i mitt tilfelle<sup>7</sup> er en god indikasjon på hvordan markedet beveger seg. Er det netto kjøp av EURO en uke, kan vi anta at det er netto kjøperinitiert volum. Dette betyr mindre når jeg skal se på retningen av handlene i analysen.

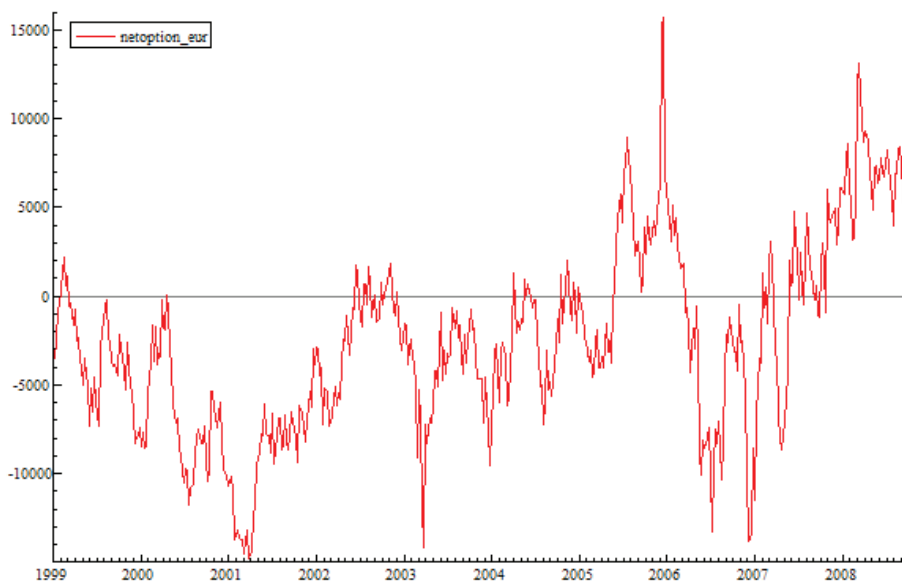
<sup>4</sup>Brutto Nasjonal Produkt

<sup>5</sup>BNP Norge i 2008 var 2.537.856 millioner NOK. Dette tilsvarer cirka 308.325,2542 millioner EURO. Gjennomsnittlig ukentlig omsetning av EURO fra amerikanske aktører er 4.855.400 millioner EURO.

<sup>6</sup>10.09.2008, uke 37

<sup>7</sup>Dataene fra US Treasury.

## 2.3 Netto posisjon i opsjoner



**Figur 3:** Netto posisjon i opsjoner

Figur 3 er utviklingen til netto posisjon i opsjoner over tid. Netto posisjon i opsjoner er her målt som deltaekvivalente verdier. Deltaekvivalent verdi er produktet av den første deriverte av opsjonsverdien med hensyn på valutakursen og verdien av opsjonskontrakten<sup>8</sup>. Slik at hvis amerikanske aktører eier kjøpsopsjoner, vil de ha en positiv netto posisjon i opsjoner. Hvis en aktør har akkurat like mange like kjøps- og salgsopsjoner, er netto posisjon i opsjoner null<sup>9</sup>.

Det vi ser av figuren er at det har vært flere tilfeller av en negativ netto posisjon i opsjoner enn positive posisjoner. Det gir en indikasjon på at store amerikanske aktører har spekulert i at EURO skulle depresiseres.

Dette vises også i ordrestrømsdataene, de har solgt en betydelig mengde EURO og i tillegg vært kort i opsjoner på EURO.

Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
-2542,0	5333,2	-14796,0	15653,0

**Tabell 5:** Netto posisjon i opsjoner

Tabell 5 gir den beskrivende statistikken for netto posisjon i opsjoner. Som vi ser av tabellen har vi gjennomsnittlig negativ posisjon i opsjoner i perioden, med et stort

<sup>8</sup>"...notional principal of the contract.", Department of the Treasury (2008)

<sup>9</sup>Se Department of the Treasury (2008) og Rime (2001)

standardavvik. Netto posisjon i opsjoner svinger mellom en deltaekvivalent mengde på -14796 og 15653.

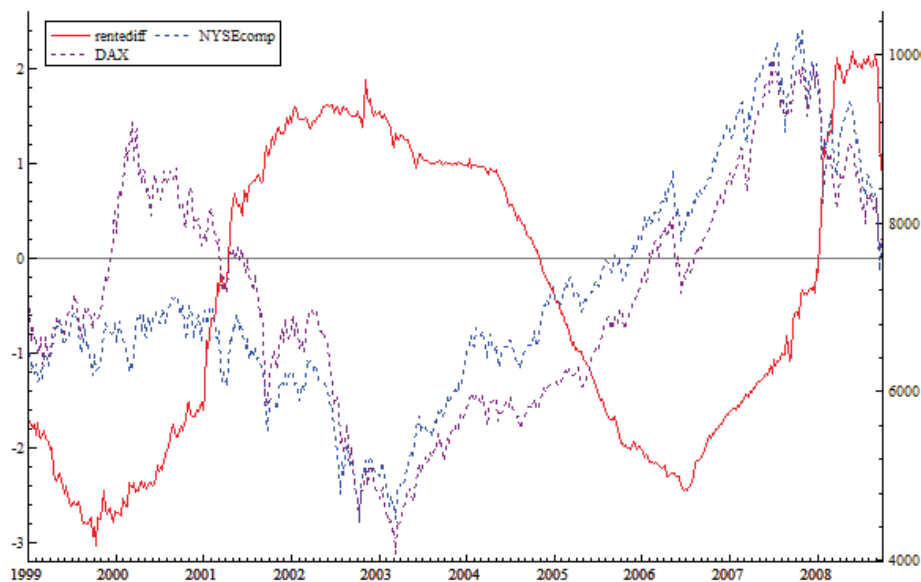
D-lag	Konstant		Konstant og trend	
	t-adf	beta	t-adf	beta
4	-3,2900**	0,94705	-4,4190*	0,91241
3	-3,2230**	0,94881	-4,3280*	0,91548
2	-3,3130**	0,94811	-4,4090*	0,91534
1	-3,5230*	0,94558	-4,6260*	0,91277
0	-3,8280*	0,94176	-4,9510*	0,90857

**Tabell 6:** Netto posisjon i opsjoner, ADF-test

(\*) angir en p-verdi på 1% eller mindre, (\*\*) angir en p-verdi på 5% eller mindre. Ingen merking bak testobservator indikerer ingen signifikans.

Tabell 6 er Dickey-Fuller testene for stasjonaritet i netto posisjon i opsjoner. På bakgrunn av testene kan vi slå fast at netto posisjon i opsjoner er stasjonær.

## 2.4 Fundamentale forhold



**Figur 4:** Rentedifferanse (venstre akse) og aksjeindekser (NYSE Composite og DAX, høyre akse)

Figur 4 er rentedifferansen og aksjeindeksenes utvikling over tid i datamaterialet. Rentedifferansen er definert som europeisk rente minus amerikansk rente<sup>10</sup>. Som vi ser av figuren har europeisk rente vært lavere enn amerikansk rente i starten av perioden og fra senhøsten 2004 til senhøsten 2007. Europeisk rente har vært høyere enn amerikansk rente fra sommeren 2001 til senhøsten 2004 og fra senhøsten 2007 og til slutten av perioden. Aksjeindeksene<sup>11</sup> har i grove trekk hatt samme utvikling i perioden. DAX-indeksen hadde en mer markert topp rundt år 2000 enn NYSE-indeksen. For resten av perioden har de stort sett samme utvikling.

Grunnen til at jeg har valgt å bruke aksjeindekser som fundamentale variable er fordi disse er investorers pris på det som er børsnotert, samt at denne prisen justeres meget ofte. Disse prisene reflekterer det som investorer tror og det som faktisk skjer i økonomien. Er utviklingen i økonomien god, altså bedrifter tjener penger, vil aksjeindeksene stige og motsatt. Aksjeindeksene er et godt mål på tilstanden i næringslivet i de to landene.

	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
Rentedifferanse	-0,41654	1,5690	-3,0300	2,1700
NYSE Comp.	7114,4	1353,6	4452,5	10312,0
DAX	2690,3	711,41	1119,1	4160,8

**Tabell 7:** Rentedifferanse og aksjeindekser

Tabell 7 gir beskrivende statistikk for de tre fundamentale variablene. Som vi ser av tabellen har den amerikanske 3 måneders renten vært i gjennomsnitt høyere enn den europeiske renten. Av rentedifferansen kan vi se at det har vært store forskjeller i rentene, dette vises i lav minimumsverdi og høy maksimumsverdi. Rentedifferansen har et forholdsvis høyt standardavvik i forhold til aksjeindeksene. Aksjeindeksene har vokst over tid, med noen fall.

<sup>10</sup>Se Appendix A for mer informasjon om dataseriene

<sup>11</sup>Indeksene er skalert i figuren. Se Appendix A for mer informasjon om dataseriene

D-lag	Konstant		Konstant og trend		D-lag	Konstant		Konstant og trend	
	t-ADF	beta	t-ADF	beta		t-ADF	beta	t-ADF	beta
4	-1,2120	0,99673	-1,1660	0,99681	4	-1,1560	0,99432	-1,6160	0,98858
3	-1,1420	0,99693	-1,1020	0,99699	3	-1,1420	0,99440	-1,5970	0,98876
2	-1,0190	0,99726	-0,9885	0,99730	2	-1,1290	0,99448	-1,5780	0,98893
1	-0,9006	0,99757	-0,8807	0,99759	1	-1,0960	0,99465	-1,5250	0,98933
0	-0,7536	0,99794	-0,7384	0,99795	0	-1,2230	0,99401	-1,7290	0,98789

(a) Rentedifferanse

(b) NYSE Composite

D-lag	Konstant		Konstant og trend	
	t-ADF	beta	t-ADF	beta
4	-1,2270	0,99368	-1,3150	0,99288
3	-1,2260	0,99370	-1,3140	0,99290
2	-1,1810	0,99395	-1,2710	0,99315
1	-1,1270	0,99423	-1,2140	0,99346
0	-1,2470	0,99360	-1,3430	0,99276

(c) DAX

**Tabell 8:** ADF-tester

(\*) angir en  $p$ -verdi på 1% eller mindre, (\*\*) angir en  $p$ -verdi på 5% eller mindre. Ingen merking bak testobservator indikerer ingen signifikans.

Tabell 8 gir Dickey-Fuller testene for rentedifferansen og aksjeindeksene. Som vi ser er både rentedifferansen og aksjeindeksene ikke-stasjonære. De inneholder alle en enhetsrot.

## 3 Teori og Metode

For å få en bedre forståelse for hvorfor ordrestrøm kan være en viktig variabel i å forklare variasjon i valutakurs, må vi se på teorien og forskningen som er gjort på området, nemlig mikrostruktur teorien. Dette er et relativt nytt felt og forskningen her er helt i startgropen.

For å få en kjapp introduksjon til hvorfor ordrestrøm kan være med å forklare noe av en pris eller en verdi på et aktivum må vi se på hvordan et marked fungerer og hvilke aktører som opererer i markedet.

### 3.1 Markedet

Valutamarkedet er et meget likvid marked. Det vil si at, iallefall for store valutaer, så vil folk få solgt og kjøpt valuta når de ønsker dette. Omsetningen i løpet av en uke er meget høy, slik at de som vil selge EURO mest sannsynlig vil finne en kjøper på markedskurs. Valutamarkedet er døgnåpent, til forskjell fra aksjemarkedet som kun er åpent for handel til bestemte tider av døgnet.

Grunnen til at et marked finnes er at folk ønsker å flytte kontantstrøm. Enkelte låner penger for å finansiere dagens forbruk for så å betale tilbake senere. Mens andre sparer, og plasserer da pengene sine i bank, aksjer, obligasjoner osv. for, forhåpentligvis, å få en høyere kontantstrøm på et senere tidspunkt. Aktører i markedet kjøper og selger forskjellige instrumenter for å investere for fremtiden, for å låne til dagens forbruk, for å bytte forskjellige aktivum, for å hedge risiko, for å fordele risiko, for å gamble, for å spekulere eller for å gjøre en handel.

De som opererer i et marked blir kalt tradere. Det er to typer tradere, de som handler for egen regning og de som handler som agenter på vegne av andre, henholdsvis "proprietary traders" og "brokers", se Harris (2003).

Når man har et marked og det er handler er det to sider/partner som opererer, det er de som kjøper og de som selger. Kjøperne består hovedsakelig av individer, fond<sup>12</sup>, firma og land/stater. Grunnen til at disse aktørene blir plassert i en kjøperkategori er fordi de har et langsiktig perspektiv. De skal gjerne forvalte penger som skal til utbetaling på et senere tidspunkt, de løser et intertemporært kontantstrømproblem, se Harris (2003), aktørene har inntekt i dag som de vil spare og bruke av i fremtiden.

---

<sup>12</sup>Pensjonsfond, aksjefond, investeringsselskaper, kapitalfond, gavefond, legater og stiftelser som investerer penger, Harris (2003)



Selgerne består hovedsaklig av investorer og tradere<sup>13</sup> som handler på egen regning og meglere<sup>14</sup> som handler på vegne av kunder. Enkelte ganger handler også meglere for egen regning, altså for meglerhuset, de blir da kategorisert som "dual-traders". De handler på vegne av kunder samtidig som de gjør disposisjoner for meglerhuset slik at meglerhuset kan tjene en ekstra slant.

De to sidene i markedet skaper likviditeten i markedet. Selgerne selger likviditet til kjøperne. Hvis et marked er illikvid er det få selgere. Likviditet i et marked blir definert som muligheten til å trade når en vil trade, se Harris (2003).

En handel i et marked(aksje-, råvare-, forward-, futures-, valuta-, rente-) foregår gjerne ved at en person som ønsker å kjøpe eller selge et instrument ringer sin megler og forklarer hva han vil gjøre. Megleren noterer dette og enten så dekker han inn ordren til kunden med en gang ved å bruke instrument som meglerhuset eier for å fylle ordren, eller så går han ut i markedet og prøver å fullføre ordren han har mottatt. Ordre kan spesifiseres til minste detalj, med tanke på pris, mengde, tids-rom og -gyldighet, se Harris (2003) for en mer detaljert oversikt og eksempler, om ordren skal utføres i "smug" eller om det skal være en litt mer åpen strategi, der man gir et klart uttrykk i markedet om hvilke intensjoner man har. Altså om ordren vises som en kjøperinitiert ordre eller en salgshintert ordre, alt etter hvem som tok initiativet til å gjennomføre handelen. I et marked, av noe størrelse, eksisterer det alltid to priser. Dette kommer av at aktører i markedet som tilbyr mulighet for kjøp og salg av aktiva, altså likviditet, skal ha betaling for tjenesten de yter. Disse to prisene kan ses på som innkjøpspris og utsalgspris. Enhver som driver forretning ønsker å kjøpe billig av noen for så å selge det dyrt til andre, helst så fort som mulig og så mange ganger som mulig. I et finansielt marked betegnes prisene som bid og ask. For en person som plasserer ordre for å kjøpe eller selge noe, må man betale ask-prisen når man kjøper et aktivum og selge til bid-prisen som blir tilbudt i en markedsordre. Ask-prisen er bestandig høyere enn bid-prisen. En marketmaker, meglerhus, tjener på dette, de tjener penger på bid-ask spreaden. Når en da har plassert sin ordre og megleren har fullført ordren, gis det beskjed til kunden at ordren er fullført. For dette må kunden ofte betale litt provisjon til megler, ofte kalt kurtasje. Hvis en kunde kjøper et aktivum for så å selge det igjen med en gang, vil personen i de fleste normale tilfeller<sup>15</sup> tape penger. Først så taper personen på bid-ask spreaden, og i tillegg kommer kurtasje på både kjøpsordren og salgsordren.

---

<sup>13</sup>"dealers" Harris (2003)

<sup>14</sup>"brokers" Harris (2003)

<sup>15</sup>Tilfeller der prisen på et aktivum holder seg noenlunde stabil.

## 3.2 Mikrostruktur finans

Mikrostruktur i markedet analyserer adferden og formingen av priser i markedet, det som ligger til grunn for denne tilnærmingen er troen på at egenskaper ved handelsmekanismer brukt i markedet påvirker adferden til priser, se Easley og O'Hara (2003). Modeller som bygges innen mikrostruktur finans antar en asymmetrisk informasjonskomponent. Det vil si at modellene legger til grunn at enkelte som opererer i markedet kan ha mer eller annen informasjon av verdi enn andre, de som har slik overordnet informasjon kalles ofte for informerte aktører. Disse aktørene har et klart fortrinn når det gjelder å posisjonere seg i forskjellige aktiva. De vet før noen andre hvilken vei en pris mest sannsynlig kommer til å gå, før resten av markedet får denne informasjonen. De informerte aktørene vil da typisk komme til å kjøpe et aktivum hvis de har informasjon som tilsier at dette er rett strategi. For en market-maker, som tilbyr aktivumet, betyr dette at mange vil kjøpe. Når mange vil kjøpe på market-makers ask-pris, justeres prisen oppover for at market-maker ikke skal tape penger, samt at det demper etterspørselen etter dette aktivaet.

Dette er et eksempel på at hvem som initierer en handel kan påvirke kursen. I tilfellet her var det kjøperinitiert handel, og prisen går opp. Som funnet i Hasbrouck (2007) så har retningen på en handel noe å si for prisbevegelser. De fant også at volumet i handlene ikke hadde noe mer forklaringskraft enn bare retningen på handelen.

Som tidligere beskrevet er likviditet muligheten til å handle når man vil handle. Når likviditeten faller, altså at et marked blir illikvid, så reduserer informerte aktører sin aktivitet i markedet, se Hasbrouck (2007). Dette kommer av at når et marked er illikvid har man ikke muligheten til å handle når man vil handle, og en aktør som ser at likviditeten faller vil ha en større premie for å investere/spekulere i dette aktivaet når risikoen for å ikke få solgt aktivaet er til stede<sup>16</sup>. Et annet poeng er at det blir dyrere å handle i illikvide markeder, dette på grunn av en større bid-ask-spread. Likviditet er en ønskelig egenskap for et aktiva, alt annet like, tradere vil ha sterkere preferanser for aktiva som har lavere bid-ask-spread enn aktiva med en større bid-ask-spread, i følge Easley og O'Hara (2003).

Enkelte hevder at bestemmelsen av valutakursen er et makrofenomen, valutakursbevegelser er ene og alene bestemt av endringer i aggregerte makrostørrelser. Valutakursen reagerer med en gang på endringer i disse aggregerte makrostørrelsene, det vil si at hvis vi har endring i inflasjon eller en økning i BNP veksten vil dette resultere i en ny likevekt

---

<sup>16</sup>Man kan sikkert få solgt aktivaet, men til kraftig redusert pris. Da er vel litt av poenget med å investere/trade borte, når man ikke tjener på de transaksjonene man gjør?

for valutakursen uten at det medfører at investorer endrer sine porteføljer. Mange har analysert effekten av makrovariable på valutakurs og empiriske modeller på dette området har meget dårlig forklaringsgrad, se Vitale (2007). Nye modellspesifikasjoner som inkluderer mikrostrukturvariable viser at mikrostruktur kan forklare mer variasjon i mer høyfrekvente data.

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

### 3.3 Evans & Lyons

M. Evans og R. Lyons har drevet med mye forskning på FX<sup>17</sup> markedet. De har undersøkt hvordan fundamentale forhold påvirker valutakurs, til hvordan ordrestrøm påvirkes av endringer i fundamentale og så videre til hvordan dette påvirker valutakursen, og en viktig kritikk av noen av resultatene deres er om det virkelig er et slikt kausalt forhold, altså at det er ordrestrøm som påvirker valutakurs og at det ikke kan være slik at ordrestrømmen blir påvirket av endringer i valutakurs.

I løpet av år med forskning på området har det grovt sett dannet seg to fløyer for å forklare informasjonspåvirkningen av valutakursen i følge Evans (2008a). Den ene delen går på å finne effekten av makroøkonomiske nyheter og dets innvirkning på valutakursen. Resultatene i grove trekk er at makroøkonomiske kunngjøringer kun kan forklare en liten andel av variasjonene i valutakursen, når vi inkluderer hele tidsserien. Hvis vi ser på de dager der det er makroøkonomiske kunngjøringer så forklarer disse opp mot 40% av variasjonen i valutakursen på de dager da disse kunngjøringene ble gjort. Det som Evans og Lyons har funnet ut er at denne kunngjøringslitteraturen i stor grad bekrefter at valutakurs og fundamentale forhold ikke passer så godt sammen. Mikrostruktur teorien har en løsning på dette; makroøkonomiske kunngjøringer blir indirekte overført til valutakursen via endring i ordrestrømmen. Nyere resultater fra Evans og Lyons konkluderer med at når vi sjekker effekten på valutakursen av makroøkonomiske kunngjøringer både via den direkte og den indirekte kanalen, så får de en mye høyere forklaringsgrad, og den indirekte kanalen bidrar til å forklare endringen i valutakursen mer enn den direkte kanalen.

Den andre delen av forskningen går på informasjonstilnærming fra ordrestrømmen. Denne forskningen fokuserer på det samtidige forholdet mellom devalueringsraten og ordrestrømmen. Resultater fra denne forskningen viser at ordrestrømmen kan forklare

---

<sup>17</sup>Foreign Exchange; Valutamarkedet

så mye som 80% av variasjonen i daglige devalueringssrater, men de gir ingen økonomiske teorier for hvorfor dette resultatet er så sterkt.

I Evans (2008b) har Evans og Lyons undersøkt nærmere mikrostrukturen i valutamarkedet, og de har funnet ut at ordrestrømmens innvirkning på valutakursen er vedvarende. I og med at det er veldig lite autokorrelasjon i daglige devalueringssrater for store valutakryss, vil ordrestrømmen påvirke valutakursen langt framover i tid. I tidligere analyser av ordrestrøm fant Evans og Lyons at aggregert mellom-megler<sup>18</sup> ordrestrøm fra handel i dollar/dmark på en dag kan forklare opp til 64% av variasjonene i den daglige devalueringssraten.

Evans og Lyons har også funnet at det er et signifikant samtidig forhold mellom devalueringssrater og ordrestrømmen fra kunder til en stor bank. De fant at styrken i dette forholdet ble større når de gikk fra en en-dags-tilnærming til en-månedshorisont.

### 3.4 Kointegrasjon

Engle og Granger introduserte kointegrasjonsbegrepet i sin artikkel i 1987, se Enders (2004) og Brooks (2008). Det at to tidsserier er kointegrerte betyr at det er lineær sammenheng mellom to ikke-stasjonære variable som er stasjonær. Etter en regresjon mellom to ikke-stasjonære serier kan vi sjekke om restleddet fra regresjonen er stasjonært. Oppfyller restleddet kravet til stasjonaritet er de to tidsseriene kointegrerte. Det at de er kointegrerte betyr i praksis at vi har to serier som er koblet sammen, økonomisk sett, av noe felles som vi ikke helt klarer å beskrive. Begge seriene ser ut til å bli påvirket av en felles trend. Kointegrasjon er et langsiktig likevektsforhold mellom to tidsserier. Dette forholdet kan være kausalt, adferdsbestemt eller bare en redusert-form sammenheng mellom serier som har en felles trend over tid.

For at vi i det hele tatt skal ha mulighet til å finne kointegrasjonssammenhenger må tidsseriene vi analyserer være integrert av samme orden. Hos meg er de fleste seriene integrert av første orden<sup>19</sup>. Innen finans generelt er de fleste tidsserier som analyseres i grove trekk ikke integrert av ordner større enn 1.

Når serier er kointegrerte kan vi bygge likevektskorrigeringsmodeller som bruker Grangers representasjons teorem, se Brooks (2008). Dette teoremet sier at hvis det finnes et likevektsforhold mellom to eller flere tidsserier, og tidsseriene i seg selv er ikke-stasjonære,

---

<sup>18</sup>"Interdealer"

<sup>19</sup>Se kapittel 2 og appendix

kan vi utvikle en likevektskorrigeringsmodell som beskriver avvik fra langtidslikevekten til de kointegrerte variablene.

### 3.4.1 Engle-Granger metoden

I sin artikkel fra 1987 introduserer Engle og Granger en 4-steps prosedyre, se Enders (2004), for å sjekke for kointegrasjon mellom to  $I(1)$ -variable, samt hvordan bygge opp en likevektskorrigeringsmodell hvis det viser seg å være et langsiktig likevektsforhold mellom de to variablene.

- **Steg 1:** Test om seriene er ikke-stasjonære, for at det skal forekomme en langsiktig relasjon mellom to serier krever kointegrasjon mellom to serier at de er ikke-stasjonære. Her brukes den utvidede Dickey-Fuller<sup>20</sup> testen for enhetsrøtter. Hvis det viser seg at en av seriene er integrert av en orden større enn en, kan vi konkludere med at seriene ikke er kointegrerte. Hvis begge seriene er integrert av første orden, går vi videre til steg to.
- **Steg 2:** Estimer likevektsmodellen mellom seriene, altså en regresjon av den ene serien mot et konstantledd og den andre serien, samt et feiledd. Et nyttig resultat fra dette er at parameterestimatene for konstantleddet og koeffisienten for forholdet mellom de ikke-stasjonære seriene er superkonsistent. Dette kommer av den felles trenden som de ikke-stasjonære seriene har til felles dominerer over eventuelle stasjonære egenskaper i seriene og vi har da et meget sterkt lineært forhold mellom seriene, i og med at de beveger seg likt over tid. For å bestemme om seriene faktisk er kointegrerte må vi sjekke om feileddet fra regresjonen er stasjonært. Det kan være fristende å bruke rammeverket til Dickey-Fuller testene, noe vi kan, men vi må passe på å bruke riktige kritiske verdier. Dette fordi vi ikke kjenner fordelingen til restleddet fra regresjonen. Hvis det viser seg at feileddet fra regresjonen ikke er en hvit støy prosess, kan rammeverket til den utvidede Dickey-Fuller testen brukes, men med andre kritiske verdier for forkastelse av hypotesen. Hvis vi kan forkaste hypotesen om at feileddet inneholder en enhetsrot, kan vi konkludere med at feileddet er stasjonært og seriene er kointegrerte.
- **Steg 3:** Estimer likevektkorrigeringsmodellen. Likevektkorrigeringsmodellen har den egenskapen at alle inkluderte variable i modellen er stasjonære. For de opprinnelige ikke-stasjonære seriene tar vi førstedifferansen for å pålegge stasjonaritet. Likevektsforholdet kan representeres ved feileddet fra kointegrasjonsregresjonen.

---

<sup>20</sup>Augumented Dickey-Fuller, se kapittel 2.

Se Enders (2004) for full spesifikasjon av likevektskorrigeringsmodellen.

- **Steg 4:** Evaluer modellens tilstrekkelighet. Noen punkter som må sjekkes for å evaluere likevektskorrigeringsmodellen.
  - Hvis restleddet i likevektskorrigeringsmodellen er seriekorrelert, kan laglengden være for kort for korttidsdynamikken i modellen. Omformuler modellen med lengre lags på førstedifferansen til  $I(1)$  variablene, og estimer på nytt.
  - Koeffisienten for avvik fra likevekten, hvis denne estimerte koeffisienten er null har ikke avvik fra langtidslikevekten noe innvirkning på endringen til den ene variabelen. Er koeffesienten for avvik fra likevekten i systemet null, har vi ikke noen likevektskorrigeringsmodell og følgelig er da variablene ikke kointegrerte.

### 3.4.2 Johansen VAR

Ved bruk av Johansen metoden stiller vi med blanke ark, det vil si at vi trenger ikke anta noe om hvilke variable som påvirker hva. Vi antar at alle variable er endogene og begynner således metoden med å spesifisere en svært generell modell. For å bygge modellen må vi først teste seriene for om de er stasjonære eller ikke-stasjonære. I og med at vi fortsatt ønsker å finne kointegrasjoner bør seriene være ikke-stasjonære og integrert av orden en. Etter vi har estimert denne vektor autoregresjonen (VAR) tester vi om vi kan spesifisere modellen enklere ved å kutte ut antall lags i spesifikasjonen. Etter at vi har funnet optimalt antall lags tester vi for rangen til vektoren, altså hvor mange kointegrerte variable vi har. I min analyse vil rangen enten være 0 eller 1, dvs ingen kointegrasjon eller kointegrasjon mellom de to variablene. Når vi nå har funnet optimal laglengde for modellen og rangen kan vi estimere modellen med rett kointegrert vektor, for å få ut den langsiktige likevektsrelasjonen mellom variablene. Se Enders (2004) for eksempel.

## 4 Analyse

Gjennom analysen min vil jeg forsøke å finne langsiktige sammenhenger mellom variable. I første del av analysen vil jeg estimere en ganske enkel modell som kun inkluderer fundamentale variable. Dette gjør jeg for å ha et sammenligningsgrunnlag for den videre analysen. Hvis det viser seg at makromodellen har like stor forklaringsgrad som modeller der jeg inkluderer ordrestrømsvariabler, har ikke ordrestrøm noe å si for valutakursbestemmelsen, da er kjøp og salg av valuta ikke koblet sammen med valutakryssset. Videre vil jeg også sjekke om uventet ordrestrøm bidrar til å forklare valutakursutvikling. Dette gjør jeg for å se om den populære metoden kalt teknisk analyse forklarer mer enn informasjon fra ordrestrøm. Uventet ordrestrøm er en komponent i ordrestrømmen, som naturlig nok er uventet. Den uventede ordrestrømmen kan karakteriseres som et sjokk. Hvis det i mine modeller viser seg at informasjon via uventet ordrestrøm kan forklare variasjon i valutakursen, så har sjokk stor innvirkning, og sjokk er lite predikerbare.

I den siste delen av analysen sjekker jeg om det er parvise sammenhenger mellom variablene som jeg har brukt i analysen min, dette for å avdekke nye eller bekrefte sammenhenger som jeg finner.

I analysen har jeg tatt logaritmen til valutakursen og aksjeindeksene, dette har jeg gjort pga at når jeg ser på førstedifferansen til en log-transformert variabel så tilsvarende dette avkastningen. Stasjonaritetskonklusjoner endres ikke som følge av en log-transformasjon. I tabeller vises log-transformasjon som  $L$  før variabelnavnet. Førstedifferansen til en variabel vises som  $D$  før variabelnavnet, avkastning på valutakursen og aksjeindeksene vises som  $DL$  før variabelnavnet.

### 4.1 Makromodell for sammenligning

Til å starte med estimerer jeg en modell der kun rentedifferanse og aksjeindekser inngår i modellen. Førstestegsregresjonen (FSR) gir superkonsistente estimater for ikke-stasjonære variable, men det er viktig å passe på inferensresultater. Jeg har merket signifikans for de aktuelle estimater i alle FSR'er, men de er ikke gyldige. Dette kommer av at restleddet i modellen ikke er normalfordelt.

LEURO_USD	$\hat{\beta}_i$	HACSE
Constant	-7,55195*	0,4692
rentediff	0,0115562	0,00712
LNNYSEcomp	1,44639*	0,09899
LDAX	-0,651549*	0,06781

**Tabell 9:** Resultater gjengitt fra tabell 27a

\* angir et signifikansnivå på 1%, \*\* angir et signifikansnivå på 5%.

Tabell 9 gir resultatene fra FSR. Fra tabellen ser vi at rentedifferansen er positivt relatert med valutakursen. NYSE Composite er også positivt relatert til valutakursen. En økning i det amerikanske aksjemarkedet fører til en appresiering av EURO. DAX-indeksen har motsatt relasjon.

D-lag	Konstant	
	EG obs	beta
4	-2,916	0,95694
3	-2,977	0,95649
2	-2,893	0,95812
1	-2,801	0,95983
0	-3,342	0,95243

**Tabell 10:** Kointegrasjonstest

\*, \*\* og \*\*\* angir henholdsvis et signifikansnivå på 1%, 5% og 10%.

Tabell 10 er Engle-Grangers kointegrasjonstest, en restleddstest for stasjonaritet. Vi har her andre kritiske verdier for testen enn ved ADF-testene som følge av ikke-normaliteten i restleddet i FSR'en. I tilfellet her er de kritiske verdiene -4,326, -3,760 og -3,464 for hhv. et signifikansnivå på 1%, 5% og 10%, se Enders (2004) for en mer utfyllende tabell. Vi får da konklusjonen at vi ikke har noen kointegrasjon mellom valutakursen, rentedifferansen og aksjeindeksene.

For å få et bedre sammenligningsgrunnlag for den videre analysen bruker jeg samme variable som i FSR, men som jeg tar førstedifferansen av. Dette for å ha en modell med kun stasjonære elementer, som er mer sammenlignbar med eventuelle likevektskorrigeringsmodeller (EQCM).



<b>DLEURO_USD</b>	$\hat{\beta}_i$	HACSE
Constant	0,000397166	0,0005991
Drentediff	0,00414661	0,007118
DLNYSEcomp	0,163418*	0,05141
DLDAX	-0,143332*	0,03229

**Tabell 11:** Resultater gjengitt fra tabell 27b

\* angir et signifikansnivå på 1%, \*\* angir et signifikansnivå på 5%.

Tabell 11 er en modell med kun stasjonære variable. Fra tabellen ser vi at vi har samme retning på effekter som i FSR. Det er kun aksjeindeksene som er signifikante. Det at de har forskjellig retning er et interessant resultat. Dette er en portefølje-effekt, funnet av Hau og Rey (2004). Investorer rebalanserer sine porteføljer som følge av endringer i aksjemarkedene og som følge av endringer i valutakursen. Her vil investorer selge seg ned på NYSE Composite når det amerikanske aksjemarkedet stiger for å investere på DAX. Det at det er positiv relasjon mellom NYSE Composite og valutakursen kommer av at når investorer selger seg ned på NYSE Composite for å kjøpe seg opp på DAX, må de først etterspørre EURO, for å ha riktig valuta. En økt etterspørsel etter EURO fører til at EURO appresieres. Når DAX stiger medfører også dette en rebalansering, nå motsatt. Investorer selger seg ned på DAX og tilbyr EURO, de etterspør USD, et økt tilbud av EURO fører til en lavere pris på EURO, EURO depresieres. Modellen i tabell 11 har kun små problemer med heteroskedastisitet, men standardfeilene er korrigert for dette. Modellen har en forklaringsgrad på 5,4%. Det at rentedifferansen ikke er en signifikant forklaringsvariabel bekrefter mye forskning som er gjort. Fundamentale variable som i følge "gammel" teori skal forklare valutakursbevegelser er i denne modellen ikke signifikant. Dette omtales som "The disconnect puzzle", fundamentale variable som skal bestemme valutakursbeveglser, forklarer ikke noe variasjon. Det eneste som forklarer noe variasjon i avkastningen på valutakrysset er avkastningen til aksjeindeksene. For å få bedre forklaringskraft prøver jeg å inkludere ordrestrøm og netto posisjon i opsjoner for å se om dette kan bidra til å få kointegrasjon og økt forklaringskraft i EQCM.

## 4.2 Ordrestrøm

I teorien og litteraturen jeg har tatt opp argumenterer forskjellige forfattere for at informasjon bidrar til høyere forklaringsgrad i modeller som skal forklare variasjon i valutakurser. I litteraturen jeg har undersøkt og gjennom estimeringen av makromodellen min, finner vi klare tegn til at fundamentale variable ikke forklarer mye i valutakurser. Ved å inkludere variable som beskriver ordrestrøm skal man kunne øke forklaringsgraden

betraktelig. Det er naturlig at ordrestrøm kan bidra til å forklare variasjon i en valutakurs, hvis mange er interessert i å kjøpe, f.eks, EURO, så handles det EURO på ask-prisen. Prisen blir da justert oppover av market-maker for å ta hensyn til kjøpspresset som oppstår.

Når jeg først undersøker om ordrestrøm kan bidra til å forklare mer variasjon i valutakursen, sjekker jeg også om det er forskjell i forklaringsgraden når man ser på ordrestrøm i både retning og volum eller om man ser på ordrestrøm kun i retning. I følge Hasbrouck (2007) skal det ikke være noe mer informasjon i ordrestrøm når vi ser på den i volum og retning enn når vi ser på ordrestrøm kun i retning.

I media som følger markedet er det et meget høyt fokus på teknisk analyse, og lesere blir hele tiden anbefalt å kjøpe eller selge aktiva på bakgrunn av teknisk analyse. Teknisk analyse er å undersøke historisk utvikling i kurs og volum. Hvis en kurs har opplevd enkelte typer svingninger og har et dertilhørende passende volum med dette mønsteret anbefales det å kjøpe eller selge dette aktivaet. De som driver med teknisk analyse prøver å predikere kurs- og volumutvikling til et aktiva på bakgrunn av grafer og søyler. Hvis vi ser ordrestrøm som to komponenter; ventet og uventet ordrestrøm, vil teknisk analyse utnytte den ventede biten av ordrestrøm, mens den uventede ordrestrømmen er ikke-predikerbare sjokk i den totale ordrestrømmen. Hvis det er slik at teknisk analyse er overlegen empiriske analyser av et aktiva, skal vi ikke ha mulighet til å få noe mer forklaringskraft ut av modeller der vi inkluderer en uventet komponent i mine regresjoner, de vil da bli mer lik makromodellen min.

#### **4.2.1 Volum vs. retning**

Først i analysen vil jeg sjekke om ordrestrøm kan forklare noe variasjon i EURO/USD. I følge Vitale (2007) så skal effekten av ordrestrøm på valutakursen være betydelig over tid. Hvis jeg finner kointegrasjon mellom valutakursen og de inkluderte forklaringsvariablene i FSR, og denne ordrestrømskomponenten er en signifikant variabel i EQCM'en som eventuelt blir estimert, har vi bekreftet dette funnet. Jeg vil også sjekke resultatene til Hasbrouck (2007), disse går på at ordrestrøm ikke har mer forklaringskraft når vi ser på volum enn retning.

LEURO_USD	$\hat{\beta}_i$	HACSE
Constant	-6,39145*	1,143
OF	1,29647E-06*	2,8E-07
cumnetoption_eur	5,13625E-08	3,35E-08
rentediff	0,016949**	0,007315
LNNYSEcomp	1,43382*	0,2233
LDAX	-0,776846*	0,1109

**Tabell 12:** Resultater gjengitt fra tabell 28a

\* angir et signifikansnivå på 1%, \*\* angir et signifikansnivå på 5%.

Tabell 12 gir FSR med ordrestrøm og netto posisjon i opsjoner som ekstra forklaringsvariabler i forhold til makromodellen. I denne modellen er alle inkluderte variable I(1) serier, og superkonsistens i estimatene er et faktum. Dette er et resultat som kommer av at seriene har lik utvikling over tid, og eventuelle stasjonære komponenter vil domineres av de ikke-stasjonære. Jeg har rapportert inferensresultater, men disse må taes med en klype salt, inferenstestene er ikke gyldige.

D-lag	Konstant	
	EG obs.	beta
4	-3,632	0,93254
3	-3,876	0,92912
2	-3,901	0,92989
1	-3,796	0,93281
0	-4,381***	0,92366

**Tabell 13:** Kointegrasjonstest

\*, \*\* og \*\*\* angir henholdsvis et signifikansnivå på 1%, 5% og 10%.

Tabell 13 gir Engle-Grangers kointegrasjonstest. Denne testen har likt rammeverk som Dickey-Fuller og den utvidede Dickey-Fuller testen. For kointegrasjonstesten her har vi andre kritiske verdier. I dette tilfelle er de kritiske verdiene -5,003, -4,446 og -4,154 for hhv. et signifikansnivå på 1%, 5% og 10%. Se Enders (2004) for fullstendig tabell over kritiske verdier.

På bakgrunn av denne testen kan vi slå fast at vi har et langsiktig likevektsforhold mellom valutakursen og de inkluderte forklaringsvariablene i FSR. Dette tyder på at ordrestrøm har en betydelig og langvarig effekt ved valutakursbestemmelse. Neste steg blir å estimere en EQCM.

DLEURO_USD	$\hat{\beta}_i$	HACSE
Constant	0,000986717	0,000636
DOF	2,37E-07*	6,62E-08
netoption_eur	2,56E-07**	1,17E-07
Drentediff	0,00355001	0,007165
DLNYSEcomp	0,190908*	0,05124
DLDAX	-0,159378*	0,03243
res_OF_1	-0,0369025*	0,009611

**Tabell 14:** Resultater gjengitt fra tabell 28b

\* angir et signifikansnivå på 1%, \*\* angir et signifikansnivå på 5%.

Tabell 14 gir EQCM'en. Som vi ser av tabellen er alle parametre signifikante unntatt konstantleddet og endringen i rentedifferansen. Endringen i ordrestrømmen er positiv, og indikerer at en økning i netto kjøp, eller at netto salg blir mindre, fører til en høyere avkastning på EURO/USD. Netto posisjon i opsjoner er også en positiv effekt, sitter amerikanske aktører netto i kjøpsopsjoner fører også dette til en høyere avkastning på EURO/USD. Portefølje-effekten vises også når vi inkluderer ordrestrøm og netto posisjon i opsjoner. Effektene isolert sett av aksjeindeksene er noe større i denne modellen enn makromodellen.

Den effekten som er meget interessant her er likevektkorrigeringsleddet, *res\_OF\_1*, det er negativt og signifikant. Dette sier oss at hvis valutakursen er over den langsiktige likevekten bestemt fra tilhørende FSR, i forrige uke, vil vi ha en negativ korreksjon av valutakursen i inneværende uke, avkastningen på EURO/USD skal ned.

På bakgrunn av testene på denne modellen, kan vi si at vi restleddet fra denne regresjonen er normalfordelt, er ikke plaget med autokorrelasjon, men vi har heteroskedastisitet. På bakgrunn av RESET-testen er modellen rett spesifisert. I og med at vi har heteroskedastisitet i modellen er standardfeilene korrigert. Modellen har en forklaringsgrad på ca 10%.

I modellen er likevektskorrigeringsleddet, ordrestrøm og netto posisjon i opsjoner signifikante variable. Det at likevektskorrigeringsleddet er signifikant underbygger kointegrasjonsresultatene. Vi har kointegrasjon mellom variablene og vi finner da at ordrestrøm har et langsiktig forhold i forklaringen av valutakursen når vi ser på ukentlige frekvenser. Netto posisjon i opsjoner er også likt knyttet til valutakursen som ordrestrømmen. Disse er det jo naturlig at skal forklare valutakursen ut i fra mikrostruktur finans teorien, asymmetrisk informasjon som aggregeres vises i ordrestrøm og netto posisjon i opsjoner som forklarer en del variasjon i valutakursen.

For å sjekke resultatene funnet i Hasbrouck (2007) har jeg laget en retningsindikator for ordrestrøm. Denne antar verdien 1 når ordrestrømmen er positiv, altså amerikanske aktører kjøper mer EURO enn de selger. Og retningsindikatoren antar verdien -1 hvis de selger mer EURO enn de kjøper i en uke. For å estimere FSR'en tar jeg en løpende sum av denne retningsindikatoren for å få en ikke-stasjonær variabel, se tabell 26 for ADF-tester av retningsindikatoren og den kumulative retningen på ordrestrøm.

<b>LEURO_USD</b>	$\hat{\beta}_i$	HACSE
Constant	-9,44285*	0,926
cumOF_dumdir	-0,00050438	0,000321
cumnetoption_eur	1,90868E-07*	6,55E-08
rentediff	0,0358941*	0,01045
LNNYSEcomp	1,79407*	0,2111
LDAX	-0,785685*	0,129

**Tabell 15:** Resultater gjengitt fra tabell 29a

\* angir et signifikansnivå på 1%, \*\* angir et signifikansnivå på 5%.

Tabell 15 gir resultatene fra FSR. Som vi ser av tabellen har de fleste variable parameterestimater som samsvarer med volum-modellen, unntatt den kumulative retningen på ordrestrømmen. Når vi ser på ikke-stasjonære variable er effekten av ordrestrøm her negativ. Det kommer av at amerikanske aktører har stort sett solgt mer EURO enn de har kjøpt fra starten av perioden jeg har data for til desember 2005. For resten av perioden har de stort sett kjøpt mer EURO enn de har solgt. Når retningen på ordrestrømmen følger dette, vil den kumulative retningen være negativ og synkende fram til desember 2005 og stigende derifra. I og med at valutakursen stort sett har appresiert i løpet av hele perioden og den kumulative retningen er negativ i nesten hele perioden, blir denne relasjonen negativ.

D-lag	Konstant	
	EG obs.	beta
4	-3,975	0,93104
3	-3,945	0,93195
2	-3,820	0,93528
1	-3,513	0,93896
0	-4,283***	0,92709

**Tabell 16:** Kointegrasjonstest

\*, \*\* og \*\*\* angir henholdsvis et signifikansnivå på 1%, 5% og 10%.

Tabell 16 gir resultatene fra kointegrasjonstesten. Her har vi en langsiktig likevektssammenheng mellom valutakursen og de inkluderte forklaringsvariablene.

DLEURO_USD	$\hat{\beta}_i$	HACSE
Constant	0,00108945	0,000637
DcumOF_dumdir	7,38E-04	6,19E-04
netoption_eur	1,87E-07	1,16E-07
Drentediff	0,00356422	0,007628
DLNYSEcomp	0,188528*	0,055
DLDAX	-0,153833*	0,03397
res_cumOF_dumdir_1	-0,0330503*	0,009162

**Tabell 17:** Resultater gjengitt fra tabell 29b

\* angir et signifikansnivå på 1%, \*\* angir et signifikansnivå på 5%.

Tabell 17 gir EQCM'en. Som vi ser av tabellen er det kun avkastningen på aksjeindeksene og likevektskorrigeringsleddet som er signifikant forskjellig fra 0. Endringen i den kumulative retningen på ordrestrøm, eller retningen på ordrestrøm, er ikke en signifikant variabel i denne regresjonen. Retningene på effekter som er signifikante er som forrige EQCM, portefølje-effekten er tilstede og likevektskorrigeringen har en negativ relasjon med avkastningen på valutakursen. Samme som for forrige EQCM har vi her heteroskedastisitet, men standardfeilene er korrigert for dette. I denne modellen har vi små ARCH-effekter, men effekten har ikke betydning for resultatene<sup>21</sup>. Denne EQCM'en har en forklaringsgrad på cirka 8,2%.

Det at retningen på ordrestrømmen og netto posisjon i opsjoner ikke er signifikant i denne modellen bekrefter ikke resultatene om at det ikke skal være noe mer forklaringskraft i modeller som ser på retning enn de som ser på volumet. Den kumulative retningen bidrar til en langsiktig likevektssammenheng, men retningen kan ikke forklare ukentlig variasjon i avkastningen på EURO/USD. Jeg har avdekket at det er mer informasjon i ordrestrøm når denne er i både retning og volum enn når vi ser på retningen på ordrestrømmen.

EQCM'en som ikke har signifikante ordrestrømsvariable har fortsatt en høyere forklaringsgrad enn makromodellen. Dette peker i retning av at den permanente virkningen ordrestrøm har på valutakursen bidrar til økt forklaringsgrad.

#### 4.2.2 Kontrollere for feedback-trading.

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

<sup>21</sup>Modellen er kontrolllestimert med en GARCH(1,1)-modell, parameterestimater har kun marginale endringer og inferensresultatene for estimatene endres ikke.

priset inn i valutakursen. Ordrestrømmen er som kjent en ikke-stasjonær prosess, egen-skapene til en ikke-stasjonær prosess er at forventet verdi denne uken her er lik forrige ukes ordrestrøm. For å kontrollere for såkalt feedback-trading, det at folk kjøper eller selger som følge av at avkastningen i det siste har vært negativ eller positiv, gjøres ved å korrigere uventet ordrestrom med avkastningen til valutakryset. Uventet ordrestrøm framkommer som restleddet i følgende regresjon;

$$OF_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot OF_{t-1} + \alpha_1 \cdot \Delta \text{Log}(\text{EURO}/\text{USD})_{t-1} + e_t \quad (4.2.1)$$

Den uventede ordrestrømmen er  $e_t$  i denne regresjonen. Uventet ordrestrøm har et gjennomsnitt på 0, med meget stor varians. Den kumulative uventede ordrestrømmen starter og slutter perioden i null, og den er hovedsaklig negativ i nesten hele perioden. Hvis det viser seg at vi får modeller der den uventede ordrestrømmen bidrar til å forklare variasjon i valutakursen, viser dette at uventet ordrestrøm er en faktor som det bør taes hensyn til. Som nevnt tidligere er allerede ventet ordrestrøm priset inn, det kommer av at ordrestrøm totalt sett er en enhetsrotsprosess, og det beste estimatet for neste ukes ordrestrøm er denne ukes ordrestrøm, korrigert for eventuell feedback-trading. Så hvis valutakursen har gitt negativ avkastning, vil de som driver med feedback-trading kjøpe EURO, for de tror at EURO skal appresieres som følge av tidligere negativ avkastning. Hvis uventet ordrestrøm bidrar til kointegrasjon og til å forklare endring fra likevekten, tyder det på at sjokk i handel med EURO, altså et plutselig kjøpspress virker inn på valutakursen, selv om sjokkene ikke er så store i verdi som ordrestrømmen.

Jeg vil også i de følgende regresjoner også kontrollere for om hvordan forklaringsgraden endres ved å se på uventet ordrestrøm i volum og i kun retning. De variable som blir brukt i FSR av uventet ordrestrøm er ikke-stasjonære etter resultatene fra tabell 26. For å kontrollere om volumet og retningen i uventet ordrestrøm kan forklare noe i valutakursen benyttes den kumulative uventede ordrestrømmen.

<b>LEURO _ USD</b>	$\hat{\beta}_i$	HASCE
Constant	-8,22709*	0,8934
cumunexpOF	4,41E-07**	2,03E-07
cumnetoption_eur	1,35E-08	3,94E-08
rentediff	0,0116787	0,007584
LNNYSEcomp	1,72575*	0,2084
LDAX	-0,871564*	0,1329

**Tabell 18:** Resultater gjengitt fra tabell 30a

\* angir et signifikansnivå på 1%, \*\* angir et signifikansnivå på 5%.

Tabell 18 gir FSR'en. Vi ser av tabellen at effektene av kumulativ uventet ordrestrøm,

kumulativ netto posisjon i opsjoner, rentedifferanse og NYSE Composite er positivt relatert til valutakursen, DAX-indeksen er negativt relatert til valutakursen, portefølje-effekten vises også i FSR. Superkonsistens er også tilstede her, i og med at valutakursen og de inkluderte forklaringsvariablene er ikke-stasjonære tidsserier.

D-lag	Konstant	
	EG obs.	beta
4	-4,108	0,93907
3	-4,203***	0,9387
2	-4,107	0,94115
1	-3,819	0,94403
0	-4,530**	0,93407

**Tabell 19:** Kointegrasjonstest

*\*, \*\* og \*\*\* angir henholdsvis et signifikansnivå på 1%, 5% og 10%.*

Tabell 19 gir kointegrasjonstesten. Som vi ser av tabellen har vi en langsiktig likevektsammenheng mellom variablene i FSR. Neste steg blir å estimere en EQCM med stasjonære elementer og et likevektskorrigeringsledd.

DLEURO_USD	$\hat{\beta}_i$	HACSE
Constant	0,00107298	0,000618
DcumunexpOF	2,26E-07*	6,73E-08
netoption_eur	2,55E-07**	1,14E-07
Drentediff	0,00275531	0,007321
DLNYSEcomp	0,195865*	0,05197
DLDAX	-0,16188*	0,03286
res_cumunexpOF_1	-0,035683*	0,009394

**Tabell 20:** Resultater gjengitt fra tabell 30b

*\* angir et signifikansnivå på 1%, \*\* angir et signifikansnivå på 5%.*

Tabell 20 gir EQCM'en. Som vi ser av tabellen er endringen i kumulativ uventet ordrestrom, eller uventet ordrestrom, netto posisjon i opsjoner, avkastningen på aksjeindekser og feilkorrigeringsleddet ( $res\_cumunexpOF\_1$ ) signifikant forskjellige fra 0. Uventet ordrestrom er positivt relatert til avkastningen på EURO/USD, uventet kjøp av EURO fører til en appresiering av EURO. Netto posisjon i opsjoner er også her positivt relatert til avkastningen på EURO/USD. Portefølje-effekten vises også her, NYSE Composite indeksen er positivt relatert til valutakursen, mens DAX er negativt relatert. Feilkorrigeringsleddet i EQCM'en er negativt og signifikant forskjellig fra 0. Det indikerer at hvis valutakursen ligger over sin likevekt fra FSR i forrige periode vil vi ha en



negativ korreksjon i inneværende periode av EURO/USD. Restleddet i EQCM er ikke plaget av autokorrelasjon. Vi har heteroskedastisitet i modellen, men standardfeilene er korrigert for dette. Restleddet er også normalfordelt, slik at inferenstester på parameterestimaterne er gyldige. EQCM er i helhet signifikant og ikke feilspesifisert. Modellen har en forklaringsgrad på cirka 10,5%.

Det som er interessant når vi ser på denne EQCM'en er at den har nesten dobbelt så høy forklaringsgrad som makromodellen og et halvt prosentpoeng bedre forklaringskraft enn EQCM'en som ser på ordrestrøm i retning og volum. Det at uventet ordrestrøm først bidrar til kointegrasjon mellom valutakursen og forklaringsvariablene i FSR, og er en signifikant forklaringsvariabel i avkastningen til EURO/USD, sier at uventet ordrestrøm er en meget viktig faktor. Det er mye informasjon som blir avdekket av uventet ordrestrøm, og i og med at uventet ordrestrøm forklarer så mye i avkastningen på EURO/USD, understreker det at informasjon via aktørers kjøp og salg av valuta, som ikke var ventet, er viktig. Netto posisjon i opsjoner er signifikant og positiv i denne regresjonen, hvis amerikanske aktører sitter netto i kjøpsopsjoner medfører dette en appresiering av EURO.

Neste steg er å sjekke om det er slik Hasbrouck (2007) mener, at det ikke er mer informasjon i volumet enn retningen av ordrestrøm, her vil jeg se på retningen av uventet ordrestrøm. Hvis det er slik at det er mer informasjon i retningen av uventet ordrestrøm må det være signaleffekten dette gir som er vesentlig. Altså den totale ordrestrømmen består av den ventede ordrestrømmen og et sjokk, den uventede ordrestrømmen. Hvis ordrestrømmen blir lavere enn det som er ventet er den uventede ordrestrømmen negativ. Hvis ordrestrømmen er større enn det som er ventet, blir den uventede ordrestrømmen positiv. Retningsindikatoren for uventet ordrestrøm er konstruert på samme måte som retningsindikatoren for ordrestrøm. Hvis størrelsen ikke betyr noe for uventet ordrestrøm, ser jo aktører ut til å predikere ordrestrøm etter random walk-spesifiseringen, altså denne ukes ordrestrøms beste estimat er forrige ukes ordrestrøm, i og med at det da kun er retningen på den uventede ordrestrømmen som har effekt på valutakursen.

I FSR'en blir den kumulative retningen på uventet ordrestrøm brukt, fordi den er en ikke-stasjonær prosess, se tabell 26.

<b>LEURO_USD</b>	$\hat{\beta}_i$	HASCE
Constant	-9,25021*	0,9246
cumunexpOF_dumdir	-0,000352398	0,001525
cumnetoption_eur	9,44E-08**	3,74E-08
rentediff	0,0244539*	0,008832
LNYSEcomp	1,79485*	0,2064
LDAX	-0,815071*	0,1284

**Tabell 21:** Resultater gjengitt fra tabell 31a

\* angir et signifikansnivå på 1%, \*\* angir et signifikansnivå på 5%.

Tabell 21 gir FSR'en. Som vi ser av tabellen er retningene på effektene lik som FSR'en der vi brukte retningen på ordrestrømmen. Det at den kumulative retningen på uventet ordrestrømmen er negativt relatert kommer av denne er synkende fram til starten av 2005 og stigende deretter til dataperiodens slutt. Den uventet ordrestrømmen svinger mellom negative og positive verdier hyppig, jf ADF-testen i tabell 26, men fram til 2005 har det vært en overvekt av negativ uventet ordrestrøm. Derfor blir relasjonen mellom den kumulative uventede ordrestrømmen og valutakursen negativ.

D-lag	Konstant	
	EG obs.	beta
4	-3,968	0,92240
3	-4,016	0,92306
2	-3,899	0,92673
1	-3,611	0,93311
0	-4,322***	0,92138

**Tabell 22:** Kointegrasjonstest

\*, \*\* og \*\*\* angir henholdsvis et signifikansnivå på 1%, 5% og 10%.

Tabell 22 gir Engle-Grangers kointegrasjonstest. Som vi ser av tabellen er det kointegrasjon mellom variablene i FSR.

<b>DLEURO_USD</b>	$\hat{\beta}_i$	HACSE
Constant	0,00107466	0,00062
DcumunexpOF_dumdir	2,09E-03*	0,000567
netoption_eur	2,47E-07**	1,11E-07
Drentediff	0,00411882	0,007857
DLNYSEcomp	0,196038*	0,05302
DLDAX	-0,159315*	0,03344
res_cumunexpOF_dumdir_1	-0,0340645*	0,009181

**Tabell 23:** Resultater gjengitt fra tabell 31b

\* angir et signifikansnivå på 1%, \*\* angir et signifikansnivå på 5%.

Tabell 23 gir EQCM'en. EQCM'en gir samme signifikante variable som for forrige EQCM. Effektene som er estimert her er nesten akkurat like store som i forrige modell. Retningen på den uventede ordrestrømmen, eller endringen i den kumulative retningen på uventet ordrestrøm, og netto posisjon i opsjoner har positive relasjoner med avkastningen på EURO/USD. Portefølje-effekten til Hau og Rey (2004) vises også her. Feilkorrigeringsleddet (*res\_cumunexpOF\_dumdir\_1*) er signifikant og negativt. EQCM'en har pene egenskaper, ingen autokorrelasjon og normalfordelte restledd. Pga heteroskedastisiteten i modellen er standardfeilene også korrigert her. Vi har små ARCH-effekter i denne modellen, men det endrer ikke konklusjonene nevneverdig<sup>22</sup>. Modellen er signifikant og den er ikke feilspesifisert. Vi har en forklaringsgrad på cirka 10,5% også her. Det at volumet og retningen på uventet ordrestrøm er begge signifikante forklaringsvariable og de gir EQCM'er som har lik forklaringsgrad peker i retning av Hasbrouck (2007) sitt resultat, men her er det da lik forklaringskraft i volum og retning. Uventet ordrestrøm bidrar mer enn ordrestrøm totalt sett for å øke forklaringskraften i modeller.

### 4.2.3 Hva gir informasjonen oss?

Som vi har sett er ordrestrøm en viktig forklaringsvariabel i ukentlige variasjoner i EURO/USD. Forklaringskraften til modellene mine dobles som følge av at ordrestrøm og netto posisjon i opsjoner inkluderes. Dette underbygger "the disconnect puzzle", kjente og tidligere ensbetydende makrovariable som renter kan ikke forklare noe som helst av fluktuasjoner i valutakursen. Inkluderes ordrestrømsvariablene er fortsatt rentene uten betydning. Dette er et resultat som er i tråd med det Evans (2008a) har funnet, den direkte virkningen av makrovariable på valutakurs er marginal.

Et annet viktig resultat vi kan bekrefte er at ordrestrøm flytter valutakursen permanent, vi har kointegrasjon mellom valutakursen, ordrestrømsvarianter, netto posisjon i opsjoner, rentedifferanse og aksjeindekser. Vi hadde ikke kointegrasjon i makromodellen, og det tyder på at det er faktisk ordrestrømsvariablene som skaper denne langsiktige relasjonen. Så et vedvarende press<sup>23</sup> vil føre til at valutakursen appresieres eller depresieres over tid, som følge av nye likevekter. Det at feilkorrigeringsleddene i alle EQCM'er er negativt og signifikant forskjellig fra 0, viser også kointegrasjonen mellom variablene. Er valutakursen over den langsiktige likevekten som bestemmes av tilhørende FSR i forrige uke, vil vi ha en korreksjon i avkastningen til EURO/USD i inneværende uke. Dette

<sup>22</sup>EQCM'en er kontrollestimert med en GARCH(1,1)-modell. Det blir kun marginale forskjeller mellom Maximum Likelihood estimatorene og OLS-estimatorene. Alle variable har samme retning, men netto posisjon i opsjoner blir ikke signifikant ved Maximum Likelihood-estimering.

<sup>23</sup>kjøps- eller salgs-

medfører da at hvis valutakursen er over sin langsiktige likevekt vil EURO depresieres i påfølgende periode. Er valutakursen under likevekten vil vi ha en appresiering av EURO.

Et annet resultat som jeg har funnet gjennom analysen er rebalanseringen til investorer, denne er meget konsistent i mine modeller. Effekten av NYSE Composite og DAX vises i alle FSR'er og EQCM'er. I samtlige EQCM'er er denne effekten signifikant. Dette viser at investorer som har en to-lands-portefølje følger nøye med på kursbevegelser både i valutakurs og i aksjeindeksene. Investorer vil rebalansere som følge av endringer i indekser og som følge av endringer i valutakursen, i følge Hau og Rey (2004). Den effekten som vises godt i mine analyser er investorers rebalansering ved endringer i aksjeindeksene.

### 4.3 Parvis kointegrasjon

I denne delen av analysen skal jeg prøve å finne parvise kointegrasjonssammenhenger, ved bruk av Johansen metoden. Først estimeres et system som det ikke er lagt noen restriksjoner på, for så å teste laglengden til de inkluderte variablene. Deretter estimeres systemet på nytt med antall lags på de inkluderte variablene som testen gir, og vi tester for rangen, altså om de to variablene er kointegrerte. Hvis det viser seg at vi har kointegrasjon, rangen er 1, så estimerer jeg et kointegrert system for å finne koeffisienten for forholdet mellom variablene og styrken i denne langsiktige relasjonen.

Et krav for at det skal være en langsiktig relasjon mellom to variable er at de er ikke-stasjonære. Det er på grunn av dette at netto posisjon i opsjoner er utelatt, en kumulativ deltaekvivalent mengde mener jeg ikke blir informativ i sammenhengen her. Effekten av en kumulativ deltaekvivalent mengde kan fort bli vanskelig og tolke, og å forstå. Amerikanske aktører trenger ikke gjøre noe med opsjoner og enda så kan det være store endringer i denne mengden som følge av forfall av opsjoner eller endringer i valutakursen og/eller verdien av opsjonskontrakten.

Variablene ordrestrøm, kumulativ retning på ordrestrøm, kumulativ uventet ordrestrøm og den kumulative retningen på den uventede ordrestrømmen er de ordrestrømsvariantene jeg bruker i denne analysen. Dette fordi disse er ikke-stasjonære variable, se tabell 26 for tester.

Tabell 24 gir resultater fra denne analysen<sup>24</sup>. Det som er viktig å merke seg er at hvis det er kointegrasjon mellom to variable, f.eks rentedifferanse mot DAX, så vil også DAX være kointegrert med rentedifferansen. Koeffisientforholdet er inverst, men variansen til

---

<sup>24</sup>For mer utfyllende om styrken se tabell 25.

	LEURO_USD	rentediff	LNYSEcomp	LDAX
LEURO_USD		#N/A	#N/A	#N/A
rentediff	#N/A		#N/A	-0,10909*
LNYSEcomp	#N/A	#N/A		#N/A
LDAX	#N/A	-9,1665*	#N/A	
OF	#N/A	#N/A	4,58E-06*	#N/A
cumOF_dumdir	-0,00061215****	-0,066055*	6,34E-05	0,0018627*
cumunexpOF	-1,01E-06****	#N/A	9,03E-07	#N/A
cumunexpOF_dumdir	#N/A	-0,6141*	#N/A	#N/A

**Tabell 24:** Kointegrasjonsmatrise.

\* angir et signifikansnivå på 1%. \*\*, \*\*\* og \*\*\*\* angir henholdsvis et signifikansnivå på 5%, 10% og 15%.

den nye koeffisienten er ikke den inverse. Styrken i relasjoner kan endres som følge av hvilken variabel vi setter som "venstreside"-variabel.

Som tabell 24 viser er det et langsiktig forhold mellom valutakursen og kumulativ retning på ordrestrømmen og den kumulative uventede ordrestrømmen. Disse er begge negative og kun signifikant forskjellig fra null på 15% signifikansnivå. Denne relasjonen er litt merkelig, men både den kumulative retningen på ordrestrømmen og den kumulative uventede ordrestrømmen er stort sett negativ i hele perioden, samt at valutakursen stort sett appresieres fra starten av 2001 og fram til september 2008. Når disse kumulative variablene er negative, vil en positiv ukes ordrestrøm virke slik at den kumulative variabelen blir mindre negativ. Vi vil da ha en positiv effekt på EURO/USD, for europeere sin del. En må ut med mer USD pr EURO når EURO appresieres, altså en positiv effekt på EURO/USD.

Rentedifferansen har et langsiktig forhold mot DAX, kumulativ retning på ordrestrøm og den kumulative retningen på den uventede ordrestrømmen. Alle relasjonene er negative. Forholdet mellom DAX-indeksen og rentedifferansen sier at hvis rentedifferansen øker, altså at forskjellen mellom eurorenten og den amerikanske 3 månedersrenten øker, så skal DAX-indeksen gå ned. Eller motsatt, hvis DAX-indeksen øker i verdi så skal rentedifferansen bli mindre. Dette kan være en investerings-effekt, investorer flytter penger over på DAX som følge av EURO-renten blir lavere. Hvis den amerikanske renten går opp kan dette føre til en appresiering av EURO som følge av økt etterspørsel etter å plassere penger i USA, investorer som da rebalanserer porteføljer kan da rebalansere som følge av et sjokk i valutakursen slik Hau og Rey (2004) sier, og de flytter penger til DAX indeksen som følge av en overvekt i USD, det blir økt etterspørsel etter EURO, som medfører en appresiering av EURO.

Rentedifferansen og de kumulative retningene er også negativt kointegrert. Hvis det er masse negativ ordrestrøm eller uventet ordrestrøm, altså et netto salg av EURO, så skal dette føre til at rentedifferansen blir større. Dette kan ha sammenheng med at den europeiske renten øker i forhold til den amerikanske renten, det blir da mer gunstig å ha EURO, pga høyere rente, alt annet likt. Det at relasjonen mellom retningen på uventet ordrestrøm og retningen på ordrestrøm er negativ med rentedifferansen kan være et resultat som Evans og Lyons tar opp. Endringer i makroøkonomiske variable overføres til ordrestrømmen for så å ha innvirkning på valutakursen, de betegner dette som den indirekte kanalen i påvirkningen av valutakurs av makrovariable.

NYSE Composite er kointegrert med ordrestrømmen, den kumulative retningen på ordrestrømmen og den kumulative uventede ordrestrømmen. Kointegrasjonen mellom NYSE Composite og de to sistnevnte er ikke signifikant. Det at NYSE Composite er positivt kointegrert med ordrestrømmen underbygger det som Hau og Rey (2004) har funnet. Hvis NYSE Composite stiger, fører dette til at investorer selger seg ned i USA og etterspør EURO, slik at ordrestrømmen øker, for å posisjonere seg mer i det europeiske markedet.

DAX-indeksen er kointegrert med rentedifferansen og den kumulative retningen på ordrestrømmen. Kointegrasjonen med den kumulative retningen på ordrestrømmen er positiv. Altså at hvis DAX stiger fører dette til at kjøpt kvantum av EURO øker mer enn solgt kvantum av EURO. Dette kan ses sammen med kointegrasjonsresultatet for NYSE Composite. Indeksene har en tendens til å følge hverandre over tid, selv om jeg ikke har funnet at de er kointegrerte. Slik at effekten av NYSE Composite kan være sterkere enn DAX. Så hvis begge indeksene stiger så fører dette til en større mengde kjøpt EURO.

Det at aksjeindeksene har en positiv relasjon med ordrestrøm kan være en indirekte portefølje-effekt. Aksjeindeksene stiger som fører til at ordrestrømmen øker, som i sin tur fører til en appresiering av EURO. Appresieringen av EURO ses via EQCM'ene. I den parvise kointegrasjonen er det et negativt forhold mellom ordrestrøm og valutakurs, det har sammenheng med at ordrestrømsvariantene stort sett er negative i dataperioden. En reduksjon i den kumulative variabelen kommer som følge av positiv ordrestrøm eller positiv uventet ordrestrøm, og dette fører til at den kumulative variabelen bli mindre negativ og det fører til en appresiering av EURO.

## 5 Konklusjoner

Som vi har sett gjennom analysen har modeller med ordrestrømsvariable høyere forklaringsgrad enn makromodellen. Det peker i retning av at ordrestrøm og netto posisjon i opsjoner er viktige variable i valutakursbestemmelsen. I tillegg har vi sett at rentedifferansen ikke er signifikant i noen av modellene som er estimert, det tyder på at fundamentale variable, slik som renter, ikke er knyttet til valutakursen.

Et annet viktig resultat som jeg har funnet er alle kointegrasjonssammenhengene i FSR'ene. I og med at vi ikke hadde kointegrasjon i makromodellen, men har det i modeller der ordrestrøm og netto posisjon i opsjoner er inkludert bekrefter mikrostrukturteorien. Ordrestrøm flytter valutakursen permanent. Om ordrestrøm og netto posisjon i opsjoner øker eller minker får valutakursen en ny likevekt og i følge EQCM'ene får vi da en korreksjon i valutakursen til denne nye likevekten.

Aksjeindeksene er viktig for kursutviklingen til EURO/USD. Det at den effekten er konsistent og vises i alle mine modeller bekrefter resultatene til Hau og Rey (2004). Investorer rebalanserer som følge av endringer i aksjeindeksene og vi har en direkte effekt på valutakursen. Jeg har også funnet at aksjeindeksene er kointegrerte med ordrestrømsvariable. Slik at vi har en indirekte portefølje-effekt. Ordrestrøm øker som følge av en økning i aksjeindeksene som i sin tur påvirker valutakursen. Ordrestrøm er også en signifikant forklaringsvariabel i systemet der aksjeindeksene også er inkludert, slik at vi har en direkte effekt av ordrestrøm på valutakursen. Denne effekten kan komme av bedrifter som driver handel med andre land, som veksler om valuta. Det kan også være den indirekte kanalen som Evans og Lyons tar opp. Vi har funnet at rentedifferansen er kointegrert med retningen i ordrestrøm og uventet ordrestrøm, noe som underbygger deres resultater om at endringer i makrovariable vises via endringer i ordrestrømmen.

Aksjeindeksene, ordrestrøm og netto posisjon i opsjoner er signifikante forklaringsvariable som forklarer mye i valutakursen.

Jeg har funnet at ordrestrøm og varianter av denne er meget viktige forklaringsvariable i analysen av valutakursen. Ordrestrøm er en sammensatt effekt, den består av en indirekte portefølje-effekt, en indirekte makroeffekt og den direkte effekten av kjøp og salg av EURO. Netto posisjon i opsjoner er en signifikant variabel i mine regresjoner, amerikanske aktørers posisjon i opsjoner bidrar til å flytte EURO/USD permanent, og den er en viktig forklaringsvariabel når vi ser på endring fra valutakursens langtids-

likevekt.

Jeg har også funnet bevis for at uventet ordrestrøm forklarer mye av variasjonen i valutakursen. Uventet ordrestrøm bidrar mer enn total ordrestrøm til å forklare avvik fra langtidslikevekten for EURO/USD. Det peker i retning av at det som er ventet er allerede priset inn i valutakursen og sjokk har en betydelig effekt på valutakursen. Noen annet vi kan se er at hvis det som er ventet er allerede priset inn, og vi ikke klarer å predikere sjokk like godt som den ventede ordrestrømmen, vil teknisk analyse av valutakursen ikke gi like gode estimat på endring i valutakursen som modeller som har med uventet ordrestrøm. Portefølje-effekten påvirkes ikke nevneverdig som følge av at vi inkluderer uventet ordrestrøm. I og med at vi ikke har funnet signifikante sammenhenger mellom aksjeindeksene og de uventede ordrestrømsvariantene, tyder på at sjokk i ordrestrømmen ikke stammer fra rebalansering av porteføljer. Disse sjokkene kan være del av den indirekte makrokanalen, uventede endringer i makrovariable fører til sjokk i ordrestrømmen, slik som vises i kointegrasjonen mellom rentedifferansen og den kumulative retningen på uventet ordrestrøm. Vi har også en direkte effekt på valutakursen av den kumulative uventede ordrestrømmen, dette kan stamme fra spekulering. Mange aktører som plutselig vil kjøpe EURO, vil føre til positiv uventet ordrestrøm og vi får en appresiering av EURO.



## Referanser

- Brooks, Chris (2008). *Introductory Econometrics for Finance, Second Edition*. Cambridge University Press, UK.
- Department of the Treasury, Financial Management Service (2008). «Treasury Bulletin December 2008». *Treasury Bulletin*.
- Easley, David og Maureen O'Hara (2003). «Microstructure and Asset Pricing». *Handbook of the Economics of Finance, ch. 17*.
- Enders, Walter (2004). *Applied Econometric Time Series, Second Edition*. John Wiley & Sons, Inc., USA.
- Evans, Martin D. D. (2008a). «Foreign Exchange Market Microstructure». *New Palgrave Dictionary of Finance and Economics*.
- Evans, Martin D. D. (2008b). «Understanding Exchange Rates: A Micro-Based Perspective on the Importance of Fundamentals». *NBER*.
- Harris, Larry (2003). *Trading and Exchanges, Market Microstructure for Practitioners*. Oxford University Press, USA.
- Hasbrouck, Joel (2007). *Empirical Market Microstructure: The Institutions, Economics, and Econometrics of Securities Trading*. Oxford University Press, USA.
- Hau, Harald og H el ene Rey (2004). «Can portfolio rebalancing explain the dynamics of equity returns, equity flows, and exchange rates?» *American Economic Review*, ss. 126–133.
- Rime, Dagfinn (2001). «US Exchange Rates and Currency Flows».
- Vitale, Paolo (2007). «A Guided Tour of the Market Microstructure Approach to Exchange Rate Determination». *Journal of Economic Surveys*.

# Appendix

## A Datamateriale

- Ordrestrøm, netto kjøp av EURO av amerikanske aktører; *OF*; Dagfinn Rime (US Treasury)
- Netto posisjon i opsjoner, deltaekvivalent mengde; *netoption\_eur*; Dagfinn Rime (US Treasury)
- Rentedifferanse, europeisk rente - amerikansk rente; *rentediff*
  - Deposit rate US; EcoWin kode; "ew:usa14103"
  - Deposit rate EU; EcoWin kode; "ew:emu36103"
- Valutakurs, EURO/USD; *EURO\_USD*; EcoWin kode; "ew:usa19101"
- Aksjeindekser
  - NYSE Composite; *NYSEcomp*; EcoWin kode; "ew:usa15540"
  - DAX; *DAX*; EcoWin kode; "ew:deu15650"
- Ordrestrømsvarianter
  - Retning på ordrestrøm; *OF\_dumdir*
  - Kumulativ retning på ordrestrøm; *cumOF\_dumdir*
- Uventet ordrestrøm; *unexpOF*
  - Kumulativ uventet ordrestrøm; *cumunexpOF*
  - Retningen på uventet ordrestrøm; *unexpOF\_dumdir*
  - Kumulativ retning på uventet ordrestrøm; *cumunexpOF\_dumdir*

## B Kointegrasjon og enhetsrotstester.

		Lags	Koeffisient	std.feil	t-verdi	t-ssh
LEURO_USD	<i>rentediff</i>	1	<i>Ikke kointegrert</i>			
	<i>LNNYSEcomp</i>	2	<i>Ikke kointegrert</i>			
	<i>LDAX</i>	2	<i>Ikke kointegrert</i>			
	<i>OF</i>	3	<i>Ikke kointegrert</i>			
	cumOF_dumdir	3	-0,00061215	0,000384	-1,5956	0,1112
	cumunexpOF	3	-1,01E-06	6,71E-07	-1,5021	0,1337
	<i>cumunexpOF_dumdir</i>	3	<i>Ikke kointegrert</i>			
rentediff	<i>LNNYSEcomp</i>	2	<i>Ikke kointegrert</i>			
	<i>LDAX</i>	2	-9,1665	1,7392	-5,2705	0,0000
	<i>OF</i>	1	<i>Ikke kointegrert</i>			
	cumOF_dumdir	5	-0,066055	0,019475	-3,3918	0,0008
	<i>cumunexpOF</i>	2	<i>Ikke kointegrert</i>			
	cumunexpOF_dumdir	2	-0,6141	0,14531	-4,2261	0,0000
	LNNYSEcomp	<i>LDAX</i>	2	<i>Ikke kointegrert</i>		
<i>OF</i>		2	4,58E-06	6,96E-07	6,5768	0,0000
cumOF_dumdir		2	6,34E-05	0,000205	0,3093	0,7572
cumunexpOF		2	9,03E-07	7,89E-07	1,1451	0,2527
<i>cumunexpOF_dumdir</i>		2	<i>Ikke kointegrert</i>			
LDAX		rentediff	2	-0,10909	0,033479	-3,2585
	<i>OF</i>	2	<i>Ikke kointegrert</i>			
	cumOF_dumdir	2	0,0018627	0,000409	4,5518	0,0000
	<i>cumunexpOF</i>	2	<i>Ikke kointegrert</i>			
	<i>cumunexpOF_dumdir</i>	2	<i>Ikke kointegrert</i>			

**Tabell 25:** Koeffisienter og standardfeil for bakgrunn for kointegrasjonsmatrisa

D-lag	Konstant		Konstant og trend		D-lag	Konstant		Konstant og trend	
	t-ADF	beta	t-ADF	beta		t-ADF	beta	t-ADF	beta
4	-2,344	0,94954	-4,071*	0,87625	4	-2,1220	0,99952	1,9410	1,00090
3	-2,715	0,94169	-4,469*	0,86496	3	-2,1310	0,99952	2,3030	1,00100
2	-3,151**	0,93267	-4,961*	0,85181	2	-2,2110	0,99949	2,8260	1,00120
1	-3,835*	0,91835	-5,776*	0,83032	1	-2,6100	0,99937	4,0910	1,00180
0	-5,628*	0,87771	-8,060*	0,76705	0	-8,9790*	0,99610	12,0800	1,00650

(a) Retningsindikator for ordrestrøm.  
*OF\_dumdir*

(b) Kumulativ retning på ordrestrøm.  
*cumOF\_dumdir*

D-lag	Konstant		Konstant og trend		D-lag	Konstant		Konstant og trend	
	t-ADF	beta	t-ADF	beta		t-ADF	beta	t-ADF	beta
4	-10,36*	-0,29034	-10,76*	-0,37431	4	-0,9429	0,99501	0,3182	1,00190
3	-11,47*	-0,26679	-11,82*	-0,33082	3	-0,8898	0,99528	0,4410	1,00260
2	-14,78*	-0,36012	-15,13*	-0,40688	2	-0,9189	0,99513	0,3243	1,00190
1	-18,67*	-0,31359	-18,97*	-0,33978	1	-0,9844	0,99478	0,1240	1,00070
0	-27,84*	-0,22434	-28,08*	-0,23352	0	-1,2330	0,99332	-0,4171	0,99748

(c) Uventet ordrestrøm.  
*unexpOF*

(d) Kumulativ uventet ordrestrøm.  
*cumunexpOF*

D-lag	Konstant		Konstant og trend		D-lag	Konstant		Konstant og trend	
	t-ADF	beta	t-ADF	beta		t-ADF	beta	t-ADF	beta
4	-10,79*	-0,22757	-10,97*	-0,26404	4	-1,3730	0,99300	-0,6238	0,99635
3	-11,48*	-0,15971	-11,62*	-0,18618	3	-1,3580	0,99309	-0,5909	0,99655
2	-13,87*	-0,18844	-14,00*	-0,20765	2	-1,4040	0,99285	-0,7127	0,99585
1	-16,06*	-0,11599	-16,16*	-0,12791	1	-1,3580	0,99307	-0,5985	0,99652
0	-27,20*	-0,20018	-27,31*	-0,20507	0	-1,5230	0,99209	-0,9641	0,99431

(e) Retning på uventet ordrestrøm.  
*unexpOF\_dumdir*

(f) Kumulativ retning på uventet ordrestrøm.  
*cumunexpOF\_dumdir*

**Tabell 26:** ADF-tester for transformasjoner av den opprinnelige ordrestrømsvariabelen  
\* angir et signifikansnivå på 1%, \*\* angir et signifikansnivå på 5%.

## C Makromodell

<b>LEURO_USD</b>	Coefficient	Std.Error	HACSE	t-value	t-prob
Constant	-7,55195	0,1721	0,4692	-16,095	0,0000
rentediff	0,0115562	0,002329	0,00712	1,623	0,1052
LNNYSEcomp	1,44639	0,03179	0,09899	14,611	0,0000
LDAX	-0,651549	0,02229	0,06781	-9,608	0,0000
	sigma	0,072912	RSS	2,679335	
	$R^2$	0,81714	F(3,504)	750,7	[0,000]*
	log-likelihood	611,387	DW	0,0985	
	#observations	508	#parameters	4	
AR 1-2 test	F(2,502) =	2132,5	[0,0000]*		
ARCH 1-1 test	F(1,502) =	1603,5	[0,0000]*		
Normality test	$\chi_2^2 =$	24,484	[0,0000]*		
Hetero test	F(6,497) =	47,621	[0,0000]*		
Hetero-X test	F(9,494) =	53,608	[0,0000]*		
RESET test	F(1,503) =	133,07	[0,0000]*		

(a) Makromodell.

<b>DLEURO_USD</b>	Coefficient	Std.Error	HACSE	t-value	t-prob
Constant	0,000397166	0,000586	0,0005991	0,662938	0,5077
Drentediff	0,00414661	0,006151	0,007118	0,582553	0,5605
DLNYSEcomp	0,163418	0,04144	0,05141	3,17872	0,0016
DLDAX	-0,143332	0,02731	0,03229	-4,4389	0,0000
	sigma	0,013164	RSS	0,08716	
	$R^2$	0,054048	F(3,503)	9,58	[0,000]*
	log-likelihood	1478,07	DW	2,05	
	#observations	507	#parameters	4	
AR 1-2 test	F(2,501) =	0,23099	[0,7938]		
ARCH 1-1 test	F(1,501) =	3,6062	[0,0581]		
Normality test	$\chi_2^2 =$	0,32419	[0,8504]		
Hetero test	F(6,496) =	2,8015	[0,0109]**		
Hetero-X test	F(9,493) =	2,7869	[0,0034]*		
RESET test	F(1,502) =	2,2927	[0,1306]		

(b) Makromodell med stasjonære variable.

**Tabell 27:** Makromodeller for sammenligning.

## D Ordrestrøm og retning på ordrestrøm

LEURO_USD	Coefficient	Std.Error	HACSE	t-value	t-prob
Constant	-6,39145	0,3748	1,143	-5,5918	0,0000
OF	1,30E-06	1,23E-07	2,80E-07	4,6286	0,0000
cumnetoption_eur	5,14E-08	1,25E-08	3,35E-08	1,5350	0,1254
rentediff	0,016949	0,002633	0,007315	2,3170	0,0209
LNYSEcomp	1,43382	0,06379	0,2233	6,4210	0,0000
LDAX	-0,776846	0,02996	0,1109	-7,0049	0,0000
	sigma	0,06302	RSS	1,99368	
	$R^2$	0,86394	F(5,502)	637,5	[0,000]*
	log-likelihood	686,466	DW	0,148	
	#observations	508	#parameters	6	
AR 1-2 test	F(2,500) =	1439,7	[0,0000]*		
ARCH 1-1 test	F(1,500) =	1582,6	[0,0000]*		
Normality test	$\chi^2_2 =$	36,506	[0,0000]*		
Hetero test	F(10,491) =	34,267	[0,0000]*		
Hetero-X test	F(20,481) =	51,219	[0,0000]*		
RESET test	F(1,501) =	195,34	[0,0000]*		

(a) Ordrestrøm(*OF*).

DLEURO_USD	Coefficient	Std.Error	HACSE	t-value	t-prob
Constant	0,000986717	0,00064	0,0006364	1,5505	0,1217
DOF	2,37E-07	6,00E-08	6,62E-08	3,5861	0,0004
netoption_eur	2,56E-07	1,14E-07	1,17E-07	2,1938	0,0287
Drentediff	0,00355001	0,006027	0,007165	0,4955	0,6205
DLNYSEcomp	0,190908	0,04087	0,05124	3,7258	0,0002
DLDAX	-0,159378	0,02688	0,03243	-4,9145	0,0000
res_OF_1	-0,0369025	0,009856	0,009611	-3,8396	0,0001
	sigma	0,01286	RSS	0,08266	
	$R^2$	0,10289	F(6,500)	9,557	[0,000]*
	log-likelihood	1491,51	DW	2,02	
	#observations	507	#parameters	7	
AR 1-2 test	F(2,498) =	0,072504	[0,9301]		
ARCH 1-1 test	F(1,498) =	3,6496	[0,0567]		
Normality test	$\chi^2_2 =$	0,76596	[0,6818]		
Hetero test	F(12,487) =	2,6445	[0,0019]*		
Hetero-X test	F(27,472) =	2,217	[0,0005]*		
RESET test	F(1,499) =	0,87202	[0,3508]		

(b) EQCM, endring i ordrestrøm(*DOF*).

**Tabell 28:** Modeller med ordrestrøm(*OF*) som forklaringsvariabel.

<b>LEURO_USD</b>	Coefficient	Std.Error	HACSE	t-value	t-prob
Constant	-9,44285	0,2952	0,926	-10,1975	0,0000
cumOF_dumdir	-5,04E-04	0,000170	3,21E-04	-1,5723	0,1165
cumnetoption_eur	1,91E-07	3,554E-08	6,55E-08	2,9158	0,0037
rentediff	0,0358941	0,00494	0,01045	3,4348	0,0006
LNNYSEcomp	1,79407	0,05854	0,2111	8,4987	0,0000
LDAX	-0,785685	0,03527	0,129	-6,0906	0,0000
	sigma	0,06907	RSS	2,39487	
	$R^2$	0,83656	F(5,502)	513,9	[0,000]*
	log-likelihood	639,896	DW	0,158	
	#observations	508	#parameters	6	
AR 1-2 test	F(2,500) =	1375,9	[0,0000]*		
ARCH 1-1 test	F(1,500) =	1101,2	[0,0000]*		
Normality test	$\chi_2^2 =$	47,112	[0,0000]*		
Hetero test	F(10,491) =	40,703	[0,0000]*		
Hetero-X test	F(20,481) =	36,319	[0,0000]*		
RESET test	F(1,501) =	288,91	[0,0000]*		

(a) Kumulativ retning på ordrestrom(*cumOF\_dumdir*) som forklaringsvariabel.

<b>DLEURO_USD</b>	Coefficient	Std.Error	HACSE	t-value	t-prob
Constant	0,00108945	0,000657	0,0006374	1,7092	0,0880
DcumOF_dumdir	7,38E-04	6,49E-04	6,19E-04	1,1917	0,2339
netoption_eur	1,87E-07	1,18E-07	1,16E-07	1,6105	0,1079
Drentediff	0,00356422	0,006169	0,007628	0,4673	0,6405
DLNYSEcomp	0,188528	0,04147	0,055	3,4278	0,0007
DLDAX	-0,153833	0,02714	0,03397	-4,5285	0,0000
res_cumOF_dumdir_1	-0,0330503	0,008983	0,009162	-3,6073	0,0003
	sigma	0,01301	RSS	0,08461	
	$R^2$	0,08176	F(6,500)	7,42	[0,000]*
	log-likelihood	1485,61	DW	2,03	
	#observations	507	#parameters	7	
AR 1-2 test	F(2,498) =	0,18018	[0,8352]		
ARCH 1-1 test	F(1,498) =	4,6824	[0,0309]**		
Normality test	$\chi_2^2 =$	1,3046	[0,5208]		
Hetero test	F(11,488) =	4,0386	[0,0000]*		
Hetero-X test	F(26,473) =	2,836	[0,0000]*		
RESET test	F(1,499) =	0,60297	[0,4378]		

(b) EQCM, endring i kumulativ retning på ordrestrom(*DcumOF\_dumdir*).

**Tabell 29:** Modell med den kumulative retningen av ordrestrom(*cumOF\_dumdir*) som forklaringsvariabel.

## E Uventet ordrestrøm og retning på uventet ordrestrøm

LEURO_USD	Coefficient	Std.Error	HASCE	t-value	t-prob
Constant	-8,22709	0,3796	0,8934	-9,20874	0,0000
cumunexpOF	4,41E-07	1,18E-07	2,03E-07	2,179901	0,0297
cumnetoption_eur	1,35E-08	2,37E-08	3,94E-08	0,342788	0,7319
rentediff	0,0116787	0,0042	0,007584	1,539913	0,1242
LNNYSEcomp	1,72575	0,06062	0,2084	8,28095	0,0000
LDAX	-0,871564	0,03528	0,1329	-6,55804	0,0000
	sigma	0,068462	RSS	2,343553	
	$R^2$	0,840032	F(5,500)	525,1	[0,000]*
	log-likelihood	641,859	DW	0,141	
	#observations	506	#parameters	6	
AR 1-2 test	F(2,498) =	1548,5	[0,0000]*		
ARCH 1-1 test	F(1,498) =	1460,7	[0,0000]*		
Normality test	$\chi_2^2 =$	55,817	[0,0000]*		
Hetero test	F(10,489) =	38,515	[0,0000]*		
Hetero-X test	F(20,479) =	51,282	[0,0000]*		
RESET test	F(1,499) =	347,30	[0,0000]*		

(a) Modell med den kumulative uventede ordrestrømmen (*cumunexpOF*) som forklaringsvariabel.

DLEURO_USD	Coefficient	Std.Error	HACSE	t-value	t-prob
Constant	0,00107298	0,000641	0,0006175	1,7376	0,0829
DcumunexpOF	2,26E-07	6,06E-08	6,73E-08	3,3618	0,0008
netoption_eur	2,55E-07	1,15E-07	1,14E-07	2,2457	0,0252
Drentediff	0,00275531	0,006033	0,007321	0,3764	0,7068
DLNYSEcomp	0,195865	0,04101	0,05197	3,7688	0,0002
DLDAX	-0,16188	0,02706	0,03286	-4,9264	0,0000
res_cumunexpOF_1	-0,035683	0,009099	0,009394	-3,7985	0,0002
	sigma	0,01285	RSS	0,08227	
	$R^2$	0,10519	F(6,498)	9,758	[0,000]*
	log-likelihood	1485,82	DW	2,03	
	#observations	505	#parameters	7	
AR 1-2 test	F(2,496) =	0,070304	[0,9321]		
ARCH 1-1 test	F(1,496) =	3,6822	[0,0556]		
Normality test	$\chi_2^2 =$	0,9967	[0,6075]		
Hetero test	F(12,485) =	2,9374	[0,0006]*		
Hetero-X test	F(27,470) =	2,3787	[0,0002]*		
RESET test	F(1,497) =	0,38753	[0,5339]		

(b) EQCM, endring i den kumulative uventede ordrestrømmen (*DcumunexpOF*) som forklaringsvariabel.

**Tabell 30:** Modell med kumulativ uventet ordrestrøm som forklaringsvariabel (*cumunexpOF*).



<b>LEURO_USD</b>	Coefficient	Std.Error	HASCE	t-value	t-prob
Constant	-9,25021	0,3667	0,9246	-10,0046	0,0000
cumunexpOF_dumdir	-0,000352398	0,000935	0,001525	-0,23108	0,8173
cumnetoption_eur	9,44E-08	2,20E-08	3,74E-08	2,525934	0,0118
rentediff	0,0244539	0,003815	0,008832	2,768784	0,0058
LNNYSEcomp	1,79485	0,06178	0,2064	8,695979	0,0000
LDAX	-0,815071	0,03404	0,1284	-6,3479	0,0000
	sigma	0,069406	RSS	2,408589	
	$R^2$	0,835593	F(5,500)	508,2	[0,000]*
	log-likelihood	634,933	DW	0,154	
	#observations	506	#parameters	6	

AR 1-2 test	F(2,498) =	1407,1	[0,0000]*
ARCH 1-1 test	F(1,498) =	1177,0	[0,0000]*
Normality test	$\chi_2^2 =$	52,039	[0,0000]*
Hetero test	F(10,489) =	33,288	[0,0000]*
Hetero-X test	F(20,479) =	44,650	[0,0000]*
RESET test	F(1,499) =	305,08	[0,0000]*

(a) Modell med den kumulative retningen av den uventede ordrestrømmen (*cumunexpOF\_dumdir*) som forklaringsvariabel.

<b>DLEURO_USD</b>	Coefficient	Std.Error	HACSE	t-value	t-prob
Constant	0,00107466	0,00064	0,0006198	1,7339	0,0836
DcumunexpOF_dumdir	2,09E-03	0,000574	0,0005672	3,6829	0,0003
netoption_eur	2,47E-07	1,13E-07	1,11E-07	2,2349	0,0259
Drentediff	0,00411882	0,006027	0,007857	0,5242	0,6004
DLNYSEcomp	0,196038	0,04105	0,05302	3,6974	0,0002
DLDAX	-0,159315	0,02702	0,03344	-4,7642	0,0000
res_cumunexpOF_dumdir_1	-0,0340645	0,008875	0,009181	-3,7103	0,0002
	sigma	0,01286	RSS	0,08233	
	$R^2$	0,10457	F(6,498)	9,693	[0,000]*
	log-likelihood	1485,65	DW	2,04	
	#observations	505	#parameters	7	

AR 1-2 test	F(2,496) =	0,16905	[0,8445]
ARCH 1-1 test	F(1,496) =	5,9664	[0,0149]**
Normality test	$\chi_2^2 =$	1,6230	[0,4442]
Hetero test	F(11,486) =	4,0231	[0,0000]*
Hetero-X test	F(26,471) =	2,9322	[0,0000]*
RESET test	F(1,497) =	0,026484	[0,8708]

(b) EQCM, endring i den kumulative retningen av den uventede ordrestrømmen (*DcumunexpOF\_dumdir*) som forklaringsvariabel.

**Tabell 31:** Modell med kumulativ retning på uventet ordrestrøm som forklaringsvariabel (*cumunexpOF\_dumdir*).