

Forord

Jeg vil først takke min veileder Egil Matsen for gode råd og innspill. Videre vil jeg takke Gunnar Bårdsen og Kåre Johansen for hjelp med OxMetrics. Til hjelp med datainnsamling vil jeg takke Andreas Lindal i ABG Sundal Collier, stipendiater Hans Jørgen Tranvåg og Torgeir Kråkenes ved ISØ, samt Lars Henrik Knutsen og Truls Evensen fra Oslo Børs. Jeg vil også takke min samboer, Marius Øverland Foss, for støtte, råd og datainnsamling. Til slutt vil jeg takke mine foreldre for at de orket å lese korrektur, og venner for oppmuntrende ord underveis.

Oslo, mai 2012

Camilla Hegde Kluge

Innholdsfortegnelse

1	INNLEDNING	1
2	LITTERATUR	3
2.1	Historisk og implisitt volatilitet	3
2.2	Internasjonal diversifisering	3
2.3	Historisk utvikling	4
2.4	Oslo Børs som diversifiseringskandidat	5
2.5	Flight to liquidity og Flight to quality	6
3	DATA OG VARIABELDEFINERING	7
3.1	Eierstruktur	7
3.2	VIX	7
3.3	VXY	8
3.4	Historisk volatilitet	8
3.5	Kontrollvariabler	9
3.6	Forkortelser av variablene	10
3.7	Deskriptiv statistikk	10
4	METODIKK	13
4.1	Variablenes tidsserieegenskaper	13
4.1.1	Utvidet Dickey-Fuller test	15
4.2	Langsiktige sammenhenger: Feilkorrigeringsmodell	16
4.3	Nær multikollinearitet	17
4.4	Dynamisk modellering	19
4.4.1	Fremgangsmåte	19
4.4.2	Feilspesifikasjonstester	20

5	ANALYSE OG RESULTAT	23
5.1	Tidsserieegenskaper	23
5.2	Statisk modell	26
5.3	ADL modell	28
5.4	Feilkorrigeringsmodell	34
5.5	Parameterstabilitet	37
6	KONKLUSJON	41
7	REFERANSELISTE	43
A	APPENDIKS	45
A.1	Akaikes informasjonskriterie	45
A.2	Resultat ADF-tester	45
A.3	ADL modell estimert uten MS-V sd	47

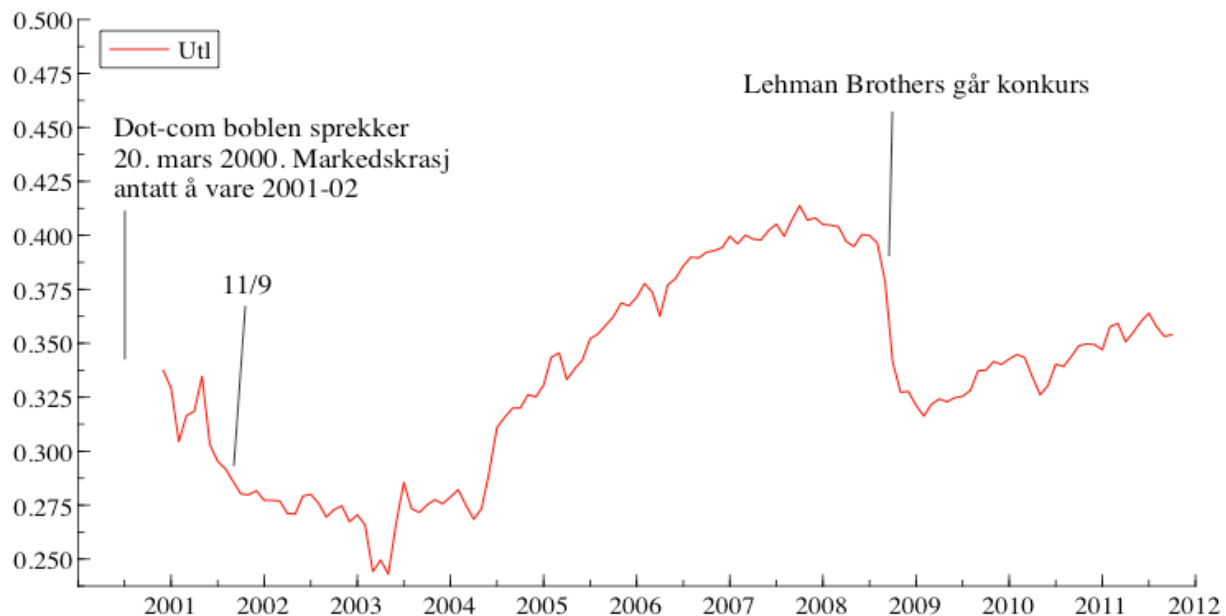
Figuroversikt

Figur F1.1: Utviklingen i utenlandsk eierandel i prosent av markedsverdien til Oslo Børs med viktige begivenheter	1
Figur F3.1: Tidsserier plottet fra des. 2000 tom nov 2011	11
Figur F4.1: Punktdiagram av variabelparene 'VIX og MS-V sd' og 'OBX sd og MS-N sd'	19
Figur F5.1: Separate plott av tidsseriene	23
Figur F5.2: ACF og PACF til variablene	24
Figur F5.3: Grafisk evaluering av ADL modell: (a) Faktisk utvikling i Utl og utvikling i Utl basert på modell. (b) Faktisk verdi på Utl plottet mot Utl-verdi basert på modell. (c) Residualene (skalert med standardavviket). (d) Acf og pacf til residualene.	33
Figur F5.4: Grafisk evaluering av ECM modell: (a) Faktisk utvikling i DUtl og utvikling i DUtl basert på modell. (b) Faktisk verdi på DUtl plottet mot DUtl-verdi basert på modell. (c) Residualene (skalert med standardavviket). (d) Acf og pacf til residualene.	37
Figur F5.5: Rekursive estimater med ± 2 estimerte standardavvik, ADL modell tabell T5.7.....	38
Figur F5.6: Rekursive estimater med ± 2 estimerte standardavvik, ECM modell tabell T5.8	39

Tabelloversikt

Tabell T3.1: Deskriptiv statistikk	10
Tabell T3.2: Korrelasjonsmatrise	12
Tabell T5.1: Resultat fra ADF tester	25
Tabell T5.2: Resultat av ADF tester på førstedifferenser.....	26
Tabell T5.3: Resultat statistisk modell EQ(1).....	27
Tabell T5.4: Resultat ADL modell EQ(2).....	28
Tabell T5.5: Langsiktig løsning for EQ(2).....	30
Tabell T5.6: Test av effekten av VXY, EQ(3)	31
Tabell T5.7: Resultat ADL modell EQ(4).....	32
Tabell T5.8: Resultat feilkorrigeringsmodell, EQ(5)	35
Tabell TA.1: Resultat ADF tester.....	45
Tabell TA.2: Resultat ADL modell EQ(6).....	48

1 Innledning



Figur F1.1: Utviklingen i utenlandsk eierandel i prosent av markedsverdien til Oslo Børs med viktige begivenheter

Andelen utenlandske eiere i prosent av den totale markedsverdien til Oslo Børs har gjennom tiden variert mye som vi kan se av figur F1.1. Figuren viser også at utenlandsandelen har en tendens til å falle kraftig i tider med global uro. De utenlandske investorene rømte landet både i starten av finanskrisen i 2008, og i kjølevannet av dot-com bølgen i 2001-2002. Det har allikevel blitt diskutert i mediebildet¹ om Oslo Børs kan betraktes som en ”trygg havn” siden annerledeslandet Norge både har lav arbeidsledighet, ”mye penger på bok”, oljeinntekter og et stabilt politisk miljø. Men tross dette har Norge gjentatte ganger vist seg å være like lite trygt som andre land. En stor andel av markedsverdien på Oslo Børs er eksponert mot globale forhold. Børslokomotivene Statoil, Yara, Hydro og Telenor selger alle varer og tjenester i et internasjonalt marked, og er derfor både utsatt for usikkerhet i disse markedene og risiko knyttet til valuta. I

¹ <http://e24.no/boers-og-finans/nervøese-investorer-soeker-trygg-havn-i-norge/20143029>,
<http://newsroom.nordea.com/no/blogpost/makrorisiko-og-aksjerisiko-case-norge/>,
<http://www.dn.no/forsiden/borsMarked/article250485.ece>

tillegg har Oslo Børs ofte hatt større svingninger enn internasjonale markeder og regnes som en lite likvid børs. Jeg ønsket derfor å undersøke nærmere om det faktisk finnes en negativ sammenheng mellom usikkerhet og utlendingers investeringer på Oslo Børs, noe en ved første øyekast kan få inntrykk av fra grafen i figur F1.1. Videre kan det være interessant å se nærmere på hvilke usikkerhetsmål som i så fall har en påvirkning.

Problemstillingen i denne oppgaven er dermed todelt:

- i) *Vil økt usikkerhet føre til lavere andel utenlandske eiere på Oslo Børs?*
- ii) *Har innenlandsk volatilitet en påvirkning på utenlandsk eierskap på Oslo Børs eller påvirkes dette bare av internasjonale volatilitetsmål?*

Jeg har undersøkt mine to problemstillinger ved hjelp av regresjonsanalyse der jeg har inkludert ulike mål på volatilitet som forklaringsvariabler, både internasjonale og nasjonale.

Oppgaven er bygd opp på følgende måte: Kapittel 2 gir en oversikt over relevant teori og historikk som kan være med å forklare utviklingen i utenlandsk eierandel. Kapittel 3 beskriver variablene som er brukt i oppgaven, samt deres deskriptive statistikk og korrelasjonsmatrise. Kapittel 4 gir en presentasjon av det metodiske grunnlaget til oppgaven, deriblant tidsserieegenskaper, nær multikollinearitet og dynamisk modellering. I kapittel 5 presenteres først resultater for stasjonaritetstester. Deretter presenteres estimeringsresultater og kommentarer for tre ulike regresjonsmodeller, samt stabilitetstester for to av modellenes estimerte koeffisienter. I kapittel 6 avsluttes oppgaven med en konklusjon og forslag til videreutvikling av oppgaven.

2 Litteratur

Før den videre diskusjonen vil jeg kort presentere teori og noe historikk som kan være med å forklare/underbygge noe av variasjonen i utenlandsk eierskap på Oslo Børs. Grunnleggende begreper om volatilitet og internasjonal diversifisering presenteres i avsnittene 2.1 og 2.2. I avsnittene 2.3-2.5 presenterer jeg relevant historikk og litteratur som kan knyttes til min problemstilling.

2.1 Historisk og implisitt volatilitet

I denne oppgaven har jeg lagt vekt på volatilitet som forklaringsvariabel og bruker både *historiske* og *implisitte* volatilitetsmål. Som Rakkestad (2002) forklarer er volatilitet generelt et mål som beskriver svingningene i en tidsserie, og kan dermed tenkes på som usikkerhet rundt dataene. Standardavviket til dataene som betraktes er det vanligste målet på historisk volatilitet og bygger på data fra primærmarkedene. Implisitt volatilitet baserer seg derimot på derivatpriser og representerer markedets forventninger til fremtidig usikkerhet. Prisstillerne i opsjonsmarkedet bruker ulike modeller der volatilitet er en av parameterne som bestemmes ved prising av opsjoner. Ved å observere opsjonsprisene i markedet kan vi dermed regne oss tilbake til den volatiliteten som gjenspeiles i dagens pris, den *implisitte volatiliteten*.

2.2 Internasjonal diversifisering

Randi Næs (2004) hevder i en rapport om eierskapsstruktur og likviditet i aksjemarkedet, at utenlandske investorer i hovedsak investerer for å fange opp en diversifiseringsgevinst, og har en disfavør i forhold til innenlandske investorer når det gjelder informasjon. Diversifisering betyr å fordele investeringene over flere aktiva for å minske eksponeringen av enkeltaktiva og dermed

redusere den totale porteføljerisikoen. En investor vil dermed kunne oppnå et bedre bytteforhold mellom risiko og avkastning. Klassisk teori sier at en kan oppnå null risiko ved å mikse to risikable aktiva som er perfekt negativt korrelert, og at den positive effekten av diversifisering blir mindre jo nærmere en kommer perfekt positiv korrelasjon. En slik diversifisering kan også betraktes på et internasjonalt nivå, da investorer kan mikse aktiva fra ulike land for å bedre sitt risiko/avkastning bytteforhold. Men å høste en diversifiseringsgevinst på et internasjonalt nivå kan være komplisert da det kan by på problemer som valutarisiko, restriksjoner på kapitalstrøm over landegrensener, politisk risiko, landsspesifikk risiko og asymmetrisk informasjon². Deler av valutarisikoen kan diversifiseres bort ved å holde en bred internasjonal portefølje, da korrelasjonen mellom ulike valutaer ofte ikke er for høy (Bodie, Kane, & Marcus, 2009). Ifølge Karolyi og Stulz (2003) har barrierene til internasjonal investering falt dramatisk i tidsperioden 1973-2003.

2.3 Historisk utvikling

Oslo børs har gjennom tiden gjort flere tiltak for at norske verdipapirer skal bli mer tilgjengelige for utenlandske investorer. Allerede i 1988 fikk børsen et elektronisk handelssystem. Økt internasjonalisering og kraftig vekst i børsandel over landegrensene rundt årtusenskiftet gjorde at behovet for en forbedring av distribusjonen av norske verdipapirer etter hvert økte. Ved å inngå samarbeid med andre børser om felles handelssystem ønsket Oslo Børs å forenkle muligheten til å handle norske verdipapirer. I 2002 inngikk Oslo Børs en allianse med de nordiske børsene (*NOREX*), der de fikk et felles handelssystem, *SAXESS*. Introduksjonen av dette gjorde det både enklere og billigere for utenlandske investorer å handle på Oslo Børs, noe som førte til at de kjøpte seg kraftig opp i norske børselskaper. I perioden fra 2002 til 2007 økte utenlandske investorer sin eierandel i det norske aksjemarkedet fra i overkant av 25% til rundt 40%. I 2009 gikk Oslo Børs inn i et strategisk samarbeid med London Stock Exchange Group for å bedre markedseffektiviteten og likviditeten. Som et resultat av dette ble handelssystemene *TradElect*, for aksjer og renter, og *SOLA*, for derivater, introdusert på Oslo Børs våren 2010 ("Børsens historie" 2012).

² Informasjonsskjevheter. Investorer har ulik tilgang på informasjon.

Oslo Børs mener selv følgende om utviklingen: ”Strategien med strategiske allianser har visst seg meget vellykket. En rekke meglerhus har blitt medlemmer på Oslo Børs etter at strategiske allianser med andre børser ble inngått, noe som har ført til økt kapitaltilgang for det norske verdipapirmarkedet. Handelen på Oslo Børs’ markedsplasser har vokst betydelig etter 2002” (“Børsens historie,” 2012).

I følge Næs (2004) er størrelsen på det norske aksjemarkedet gjennomsnittlig i europeisk målestokk og aksjemarkedet har blitt mer likvid i løpet av de siste tiårene. World Federation of Exchanges (WFE), foreningen for 54 regulerte aksjemarkeder verden over, publiserer årlig statistikk over blant annet aksjemarkedenes størrelse. Vi kan i deres statistikk finne at Oslo Børs ved årsslutt 2010 var blant de 30 største aksjemarkedene i verden, målt i verdien på markedskapitalen (WFE, 2010).

2.4 Oslo Børs som diversifiseringskandidat

I følge Solnik (1974) er gevinsten forbundet med internasjonal diversifisering stor og jeg vil se nærmere på om Oslo Børs er en god diversifiseringskandidat for utenlandske investorer. Oslo Børs er en oljetung børs, og vil dermed være interessant for investorer som ønsker en økt eksponering mot oljebransjen. Videre er det naturlig nok vanskeligere for en utenlandsk investor å skaffe informasjon om selskaper i andre land, men for Norges tilfelle er investeringsmiljøet mer transparent og åpent enn for mange andre land. PRS Group Inc. (Political Risk Services) publiserer månedlig en *International Country Risk Guide* (ICRG). I følge denne risikoguiden betraktes Norge som et trygt land med tanke på politisk, finansiell og økonomisk risiko, og forventes å være lite risikabelt de nærmeste 5 årene (PRS, 2011).

Kjell Jørgensens doktoravhandling om mikrostrukturen på Oslo Børs (2011) viser at utenlandske investorer finner det lønnsomt å bruke det norske aksjemarkedet til å spre risikoen etter at det ble billigere og enklere å handle aksjer på Oslo Børs fra 2002. Men hva med de skarpe fallene i utenlandsk eierskap i forbindelse med globale kriser? Jacquier og Marcus (2001) hevder at det er et vel dokumentert fenomen at korrelasjonen mellom ulike lands aksjemarkeder øker markant i

perioder med høy global volatilitet. Dette fenomenet kalles *correlation breakdown* og innebærer at gevinsten ved internasjonal diversifisering er lavest når det er mest ønskelig. Dette kan i vårt tilfelle bety at utenlandsk eierandel på Oslo Børs går ned i perioder med global uro.

2.5 Flight to liquidity og Flight to quality

En annen mulig motivasjonsgrunn for utenlandske investorers investering på Oslo Børs er at de ønsker å høste en likviditetspremie. Oslo Børs er kjent for å være en lite likvid børs i en internasjonal sammenheng, og for investorer som tåler å bære en ekstra likviditetsrisiko vil det være muligheter for en ekstra likviditetspremie ved å investere i Norge. Men hvis uroen blir stor nok kan det tenkes at også disse likviditets-investorene flykter fra Oslo Børs. Vayanos (2004) finner i en analyse av likvide/illikvide aktivapar at likviditetspremien varierer betydelig over tid og øker dramatisk under ekstreme markedsperioder. Termen som brukes til å karakterisere disse episodene er *Flight to liquidity*, noe som kommer av investorers plutselig sterke preferanse for å holde likvide aktiva. En viktig faktor som driver variasjonen i likviditetspremien virker ifølge Vayanos å være usikkerhet i markedet, og denne effekten kan vises å være konveks. Ved lite usikkerhet er likviditetspremien nesten ubetydelig, men når usikkerheten øker, øker likviditetspremien kraftig. Scholes (2000) hevder at likvide aktiva har en opsjon-type egenskap siden de gir eieren muligheten til å konvertere dem lett til kontanter om det trengs. Dermed er likvide aksjer mer verdifulle i usikre tider.

Videre skriver Vayanos (2004) at vi i tider med høy volatilitet kan observere at investorenes effektive risikoaversjon øker, et fenomen som kalles *Flight to quality*. Investorer krever høyere risikopremie for hver enhet av økt volatilitet, hvor også denne effekten er funnet å være konveks. *Flight to quality* kommer ofte av plutselige, uforutsette hendelser (finansielle kriser) og investorer endrer da sin investeringsadferd ved at de skifter til mindre risikable aktiva med lavere avkastning, som eksempelvis fra aksjer til statsobligasjoner. De to nevnte fenomenene opptrer ofte samtidig siden mer risikable aktiva ofte er mindre likvide. Disse to fenomenene kan tenkes å ha vært tilstedeværende ved Oslo Børs under finanskrisen 2008/2009 og etter dot-com boblen 2001-2002 da vi hadde stor internasjonal usikkerhet og andelen utenlandske investorer falt mye.

3 Data og variabeldefinering

I denne delen beskrives variablene som er blitt brukt i den empiriske analysen. For å avdekke en mulig sammenheng mellom endringen i utenlandsk eierandel på Oslo Børs og usikkerhet har jeg brukt ulike mål på volatilitet, både på nasjonalt og internasjonalt nivå. I tillegg er det inkludert to kontrollvariabler som er blitt valgt på bakgrunn av Limei Che sin doktoravhandling om investeradferd i det norske aksjemarkedet (Che, 2011).

3.1 Eierstruktur

Det er innhentet månedlig statistikk av eierstrukturen i børsnoterte selskap (aksjer og egenkapitalbevis notert på Oslo Børs) fra Verdipapirsentralen (VPS). Dataene er hentet fra slutten av hver måned og strekker seg over tidsperioden fra 31. desember 2000 til og med 31. oktober 2011. Investorgruppene er delt inn i seks: 1) Stat/kommune, 2) Private foretak, 3) Verdipapirfond, 4) Privatpersoner, 5) Utlendinger og 6) Andre. Det er innsamlet både prosentvis inndeling og i kroneverdi. Den prosentvise andelen av utenlandske investorer er brukt som avhengig variabel i regresjonen.

3.2 VIX

Chicago Board Option Exchange (CBOE) har siden 1993 rapportert en indeks som skal måle markedets oppfatning om forventet volatilitet: *CBOE Volatility Index (VIX)*. VIX måler den implisitte volatiliteten til opsjoner på S&P 500 indeksen (SPX) og er det forventede annualiserte standardavviket for denne indeksen de neste 30 kalenderdagene. VIX estimerer den forventede volatiliteten ved å ta et vektet snitt av volatiliteten på kjøps- og salgs opsjoner på SPX over en rekke ulike utøvelseskurser og løpetider (CBOE, 2009).

For å få månedlig frekvens har jeg beregnet gjennomsnittet av VIX-indeksen for hver måned, basert på daglige data fra Bloomberg.

$$VIX_i = \frac{\sum_{t=1}^T VIX_t}{T} \quad (3.1)$$

der T er antall handelsdager i måned i

3.3 VXY

J.P Morgan lanserte i 2006 en volatilitetsindeks, kalt VXY, som følger den aggregerte volatiliteten i valuta gjennom en omsetningsvektet indeks for G7-landene. Omsetningsvektene er basert på to spørreundersøkelser om utenlandsk valuta og derivatmarkedet fra 2001 og 2004 utført av BIS Triennial Central Bank (Farooqi, 2006). VXY beregnes på grunnlag av 3 måneders ATM (at-the-money) forward opsjoner (Bloomberg, 2012).

For min analyse har jeg bearbeidet VXY ved å først ta gjennomsnittet for bid og ask med daglig frekvens ved bruk av data hentet fra Datastream. Deretter beregnet jeg gjennomsnittet for hver måned.

3.4 Historisk volatilitet

Jeg har videre beregnet månedlig standardavvik (historisk volatilitet) for Morgan Stanleys Verdensindeks og Norgesindeks, samt for OBX, basert på daglige data innhentet fra Datastream. For OBX har jeg benyttet data fra desember 2000, mens for Morgen Stanleys indekser har jeg kun data fra januar 2001. Utgangspunktet for de tre tidsseriene er *Total Return* (altså antas dividende å reinvesteres). Før å få et månedlig annualisert mål på historisk volatilitet har jeg først beregnet daglig avkastning og deretter standardavvik for hver måned.

$$\text{Daglig avkastning}_t = r_t = \frac{TR_t}{TR_{t-1}} - 1 \quad (3.2)$$

$$\text{Standardavvik} = \sigma_i = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (r_t - \bar{r}_i)^2}{T - 1}} \quad (3.3)$$

der T = antall handelsdager i en måned i og \bar{r}_i er gjennomsnittlig daglig avkastning i måned i .

Det beregnede standardavviket er det daglige standardavviket for en måned. Dette annualiseres ved å bruke *normalskalering* (Rakkestad, 2002) som går ut på å gange med kvadratroten av tiden, her antall handelsdager for ett år, 252:

$$\sigma_i^{ann} = \sigma_i \times \sqrt{252} \quad (3.4)$$

3.5 Kontrollvariabler

Jeg bruker oljeprisen og et likviditetsmål som kontrollvariabler i min regresjonsanalyse. Oljeprisen er innsamlet fra Bloomberg og baseres på daglige data for såkalte *ICE Brent Crude futures kontrakter*. Dette er en leveringspliktig kontrakt basert på EFP³ levering med mulighet til kontantoppgjør. Kontraktsprisen er i USD og cents per fat (ICE, 2012). Jeg har beregnet gjennomsnittlig oljepris for hver måned.

Likviditet er et begrep som brukes både om markeder og enkeltaktiva, og sier noe om hvor lett det er å få solgt et aktivum uten at prisen påvirkes for mye. Vi kan si at et marked er likvid om det er lett for en kjøper å finne en selger, og omvendt. Det finnes flere ulike mål på likviditet: for eksempel *bid-ask spread*⁴, *Amihud illikviditetsmål*⁵ eller *handelsvolum* i en valuta eller antall aksjer over en bestemt tidsperiode (Næs, Skjeltorp, & Ødegaard, 2008). Likviditetsmålet som

³ Exchange of futures for physical

⁴ Forskjellen mellom beste kjøps og salgskurs

⁵ Mål på priselastisitet. Forholdet mellom daglig absolutt aksjeavkastning og aksjens handelsvolum (i valuta)

brukes i denne oppgaven er handelsvolum i kroneverdi og er innsamlet fra Ecwin. Handelsvolumet er den månedlige omsetningen på Oslo Børs i milliarder norske kroner.

3.6 Forkortelser av variablene

Utl: Andel utenlandske investorer

VIX: CBOE sin VIX-indeks

VXY: J.P. Morgans VXY indeks

MS-N sd: Historisk månedlig annualisert standard avvik for Morgen Stanleys Norgesindeks

MS-V sd: Historisk månedlig annualisert standardavvik for Morgan Stanleys Verdensindeks

OBX sd: Historisk månedlig annualisert standardavvik for OBX

Brent: Oljepris i USD/fat

LIQ: Likviditetsmål Oslo Børs: Månedlig omsetning i milliarder NOK

3.7 Deskriptiv statistikk

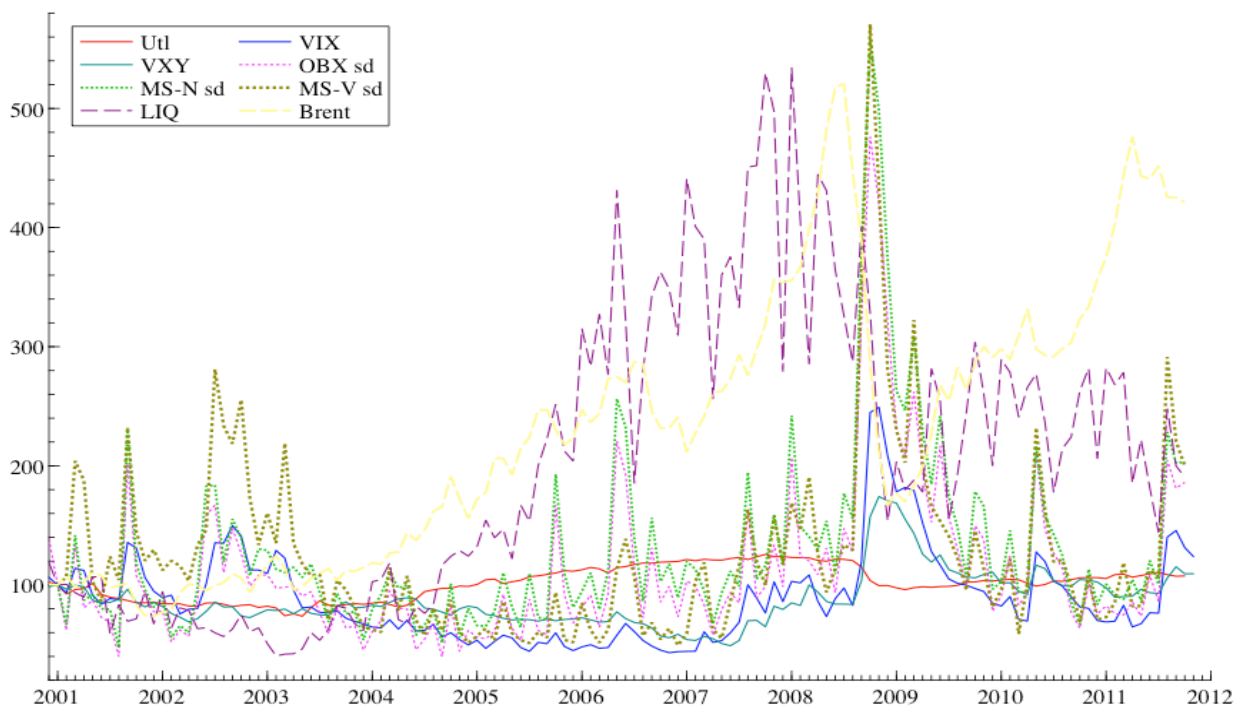
Tabell T3.1: Deskriptiv statistikk

	Gj.snitt	St.avvik	Skjevhet	Ekstra kurtose	Min	Max
Utl	0,3345	0,0460	-0,0653	-1,0769	0,2430	0,4138
VIX	0,2211	0,0954	1,6504	3,7829	0,1079	0,6225
VXY	0,1065	0,0279	1,5434	3,4263	0,0597	0,2121
OBX sd	0,2331	0,1401	2,5968	8,9365	0,0822	0,9851
MS-N sd	0,2301	0,1385	2,7253	9,7670	0,0832	0,9830
MS-V sd	0,1437	0,0887	2,5038	9,1681	0,0563	0,6530
Brent	59,4470	29,6660	0,5468	-0,5560	19,0620	134,5600
LIQ	109,4100	66,7290	0,6116	-0,4597	21,7950	288,0500

Tabell T3.1 rapporterer den deskriptive statistikken for variablene. Fra første rad kan vi se at utenlandsk eierandel har et gjennomsnitt på 33,45%, med standardavvik på hele 4,6%. Når det gjelder VIX og VXY har VIX både et høyere gjennomsnitt enn VXY, på henholdsvis 22,11% og 10,65%, og en større variasjon, på henholdsvis 9,54% og 2,79%. Videre ser vi at variablene

OBX sd og MS-N sd har nesten lik deskriptiv statistikk, og dermed er veldig like. Dette vil jeg diskutere nærmere i kapittel 4.3. MS-V sd har både lavere gjennomsnitt og mindre standardavvik enn sin norske motpart, MS-N sd. Prisen på Brentolje har i estimeringsperioden hatt ett gjennomsnitt på USD59,45 per fat og et standardavvik på USD29,67 per fat. Vi kan til slutt se at LIQ har et gjennomsnitt på 109,41 milliarder norske kroner og et svært høyt standardavvik på hele 66,73 milliarder norske kroner.

Når det gjelder skjevhet og ekstra kurtose utmerker OBX sd, MS-N sd og MS-V sd seg med de høyeste verdiene, alle på rundt 2,5 i skjevhet og rundt 9 i ekstra kurtose. Dette kommer av deres høye maksimumsverdier som vi kan se i siste kolonne. Om vi ser nærmere på dataene finner vi at disse høye verdiene observeres i oktober og november 2008, altså akkurat da finanskrisen startet, noe vi og kan se fra figur F3.1 under.



Figur F3.1: Tidsserier plottet fra des. 2000 tom. nov 2011

Tabell T3.2 rapporterer korrelasjonsmatrisen mellom variablene.

Tabell T3.2: Korrelasjonsmatrise

	Utl	VIX	VXY	OBX sd	MS-N sd	MS-V sd	Brent	LIQ
Utl	1,0000							
VIX	-0,2589	1,0000						
VXY	-0,1603	0,7945	1,0000					
OBX sd	0,1120	0,7897	0,6804	1,0000				
MS-N sd	0,1292	0,7687	0,6682	0,9968	1,0000			
MS-V sd	-0,1364	0,9041	0,6438	0,8697	0,8538	1,0000		
Brent	0,7594	-0,0617	0,1285	0,1876	0,1962	0,0132	1,0000	
LIQ	0,8862	-0,1196	-0,0713	0,2607	0,2750	0,0083	0,7061	1,0000

Fra andre kolonne i tabell T3.2 kan vi se at det er en negativ korrelasjon mellom utenlandsk eierandel og de internasjonale volatilitetsmålene, mens det er en positiv, men noe svakere, korrelasjon mellom de innenlandske volatilitetsmålene og utenlandsk eierandel. Videre ser vi at det er en ganske sterk positiv korrelasjon mellom oljeprisen og utenlandsk eierskap. Vi kan også se at det er en sterk positiv korrelasjon mellom utenlandsk eierandel og likviditeten på Oslo Børs, nederst i første kolonne. Vi ser av korrelasjonsmatrisen at det er høy korrelasjon mellom flere av forklaringsvariablene. Disse har jeg markert i grått i tabell T3.2. Implikasjonen av dette diskuteres nærmere i avsnitt 4.3.

4 Metodikk

I dette avsnittet vil jeg kort diskutere variablenes tidsserieegenskaper, mulige problemer med multikollinearitet mellom forklaringsvariablene, samt redegjøre for fremgangsmåten jeg har brukt ved valg av regresjonsmodell. Jeg forklarer kort testene for stasjonaritet og kointegrasjon, fordi disse vil bli benyttet senere i oppgaven og sier oss noe om variablenes tidsserieegenskaper.

4.1 Variablenes tidsserieegenskaper

Diskusjonen i denne seksjonen er i stor grad basert på Brooks (2008). Når en benytter tidsseriedata er det viktig å vite om variablene er stasjonære eller ikke. En stasjonær variabel vil ha et konstant gjennomsnitt, konstant varians og konstant autokorrelasjonsstruktur. En stasjonær tidsserie vil dermed fluktuere rundt en gjennomsnittsverdi. En ikke-stasjonær variabel vil derimot for eksempel ha en trend der den øker over tid. For en stasjonær variabel vil effekten av et sjokk derfor gradvis elimineres bort, mens for en ikke-stasjonær variabel vil effekten aldri dø ut. Dette har dermed konsekvenser for langtidseffekten av sjokk. Ved bruk av ikke-stasjonære tidsserievariabler i en regresjon kan en få såkalte *spuriøse regresjoner*⁶. Hvis vi for eksempel har to variabler med en lik trend over tid, kan det ved en regresjonsanalyse se ut som disse variablene har en sammenheng, uten at de nødvendigvis har det. For å se om en variabel er stasjonær kan en se på plottet av tidsserien, samt se på en graf av Autokorrelasjonsfunksjonene (acf). For en stasjonær prosess vil acf gradvis bli mindre, siden tidligere verdiers korrelasjon med dagens verdi blir mindre jo lengere tilbake i tid en ser på. Men selve acf-strukturen vil være konstant for en stasjonær variabel, som vil si at korrelasjonen mellom y_{t-1} og y_{t-2} er det samme som y_{t-10} og y_{t-11} . For en ikke-stasjonær prosess vil acf holde seg lik 1 hele tiden eller avta veldig sakte og dermed være høyt korrelert med tidligere verdier. Problemet ved å bestemme stasjonaritet grafisk

⁶ Kunstige sammenhenger i resultatet av regresjonen

er at en ikke-stasjonær prosess kan forveksles med en høy-persistent⁷, men stasjonær prosess. Det er dermed hensiktsmessig at jeg også formelt tester for såkalte *enhetsrøtter* (unitroot) for å avgjøre om variabelen er stasjonær ved bruk av en utvidet Dickey-Fuller test (ADF-tests). En prosess som i utgangspunktet er ikke-stasjonær, men som blir stasjonær ved å ta den førstedifferensierte, kalles en *random walk* prosess og kan betegnes slik: $y_t \sim I(1)$. y_t sies da å være integrert av første orden. $\Delta y_t \sim I(0)$ betyr dermed at førstedifferensen er stasjonær (integrert av orden 0).

La oss nå se på to ikke-stasjonære variabler, y_t og x_t , som er integrert av første orden. En lineær kombinasjon av to ikke-stasjonære variabler vil generelt være ikke-stasjonær, men om en kan finne en lineær kombinasjon som er stasjonær sies variablene å kointegrere. Dette kommer av at variablene påvirkes av samme form for informasjon og dermed er bundet sammen. Jeg velger å benytte Kemers, Ericsson og Dolado's test for kointegrasjon (1992) fremfor en Engle og Granger test da den førstnevnte kan generere kraftigere tester enn de som er basert på Dickey-Fuller statistikk. Dette kommer av at Dickey-Fuller statistikken ignorerer potensiell verdifull informasjon, spesielt i tilfeller hvor vi har sesongdummyer, ekstra variabler også videre med i regresjonsmodellen, noe jeg har i min modell. Ved bruk av denne testen formulerer jeg en såkalt feilkorrigeringsmodell⁸ og sjekker om den estimerte parameteren til feilkorrigeringsleddet er signifikant mindre enn null. Hvis dette er tilfelle kan vi si at vi har signifikant feilkorrigeringsmodell og at variablene kointegrerer. En feilkorrigeringsmodell kan være fordelaktig å benytte fordi den beskriver både kortsiktige og langsiktige effekter.

⁷ En prosess som vil ha sakte avtakende autokorrelasjonsfunksjon, verdiene i dag er svart avhengig av foregående verdier.

⁸ Presenteres i kapittel 4.2

4.1.1 Utvidet Dickey-Fuller test

Tar utgangspunkt i følgende AR(1)⁹ prosess:

$$y_t = \mu + \varphi y_{t-1} + u_t \quad (4.1)$$

der u_t er restleddet.

Hvis prosessen er en ikke-stasjonær prosess, en *random walk* prosess, vil $\varphi = 1$. Ved en stasjonær prosess vil derimot $\varphi < 1$. (4.1) kan skrives om ved å trekke fra y_{t-1} på begge sider:

$$\Delta y_t = \mu + (\varphi - 1)y_{t-1} + u_t = \mu + \psi y_{t-1} + u_t \quad (4.2)$$

Jeg ønsker å teste nullhypotesen, $\psi = 0$, at y er en *random walk* prosess, mot alternativhypotesen at y er en stasjonær prosess, $\psi < 0$. Ved å bruke en utvidet Dickey-Fuller test (ADF-test) kontrollerer jeg for om restleddet i ligning (4.2) er seriekorrelert ved å utvide ligningen med forsinkede førstedifferanser. Test-ligningen blir dermed;

$$\Delta y = \mu + \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-1} + u_t \quad (4.3)$$

og jeg tester om $\psi = 0$ ved bruk av en vanlig t-test. Ved bestemmelse av antall forsinkede førstedifferanser (betegnet "D-lag" i OxMetrics utskrift) som skal inkluderes burde vi i følge Doornik & Hendry (2009) velge det høyeste *D-laget* som er signifikant ("t-prob" fra OxMetrics utskrift) eller en kan se på informasjonskriteriet AIC¹⁰. Jeg har valgt å benytte Doornik og Hendry sin metode for å velge antall forsinkede førstedifferanser som skal inkluderes. Ved bruk av ADF brukes ikke vanlige kritiske verdier, og disse er avhengig av om vi har med en konstant og/eller en trend i ligningen (4.3). Jeg benytter meg av den innebygde *unitroot*-testen i OxMetrics og vil dermed få de korrekte kritiske verdiene rapportert sammen med testresultatene.

⁹ Autoregressiv prosess av første orden

¹⁰ Akaikes's informasjonskriterie. Se appendiks A.1 for formel

4.2 Langsiktige sammenhenger: Feilkorrigeringsmodell

Ved funn av I(1)-variabler er det vanlig å inkludere førstedifferenser i regresjonsmodellen slik at vi løser problemet med mulige spuriøse regresjoner. Problemet med en slik modell er at den ikke sier noe om den langsiktige sammenhengen mellom variablene, noe som kan være svært nyttig å vite (Brooks, 2008). Hvis de ikke-stasjonære variablene kointegrerer kan vi bruke en *feilkorrigeringsmodell (ECM)*. En slik modell bruker både førstedifferenser og forsinkede verdier av nivåvariabler, og gjør at vi dermed kan undersøke langtidssammenhengen. Feilkorrigeringsmodeller forklarer også korrigeringer ved avvik fra langtidslivekten, i tillegg til langsiktige og kortsiktige effekter. Jeg ønsker å definere en ECM i denne oppgaven for å se om jeg har mulige langtidssammenhenger mellom mine variabler. Jeg viser nå ved et enkelt eksempel hvordan en feilkorrigeringsmodell kan se ut og tolkes. Antar at vi tar utgangspunkt i en enkel *Autoregressive Distributed Lag Model (ADL modell)*¹¹:

$$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \beta_1 x_t + \beta_2 x_{t-1} + u_t \quad (4.4)$$

Denne modellen kan vi omgjøre til en feilkorrigeringsmodell med følgende grep:

Trekker fra y_{t-1} på begge sider. Deretter plusser vi på og trekker fra $\beta_1 x_{t-1}$ på høyre side av ligningen:

$$\Delta y_t = \mu + (\alpha - 1)y_{t-1} + \beta_1 \Delta x_t + (\beta_1 + \beta_2)x_{t-1} + u_t \quad (4.5)$$

Vi får dermed følgende feilkorrigeringsmodell:

$$\Delta y_t = \mu + (\alpha - 1) \left[y - \frac{(\beta_1 + \beta_2)}{(1 - \alpha)} x \right]_{t-1} + \beta_1 \Delta x_t + u_t \quad (4.6)$$

¹¹ Inkluderer forsinkede verdier både av den avhengige variabelen og forklaringsvariabelen (e) på høyre side av ligningen.

For å finne den langsiktige løsningen¹² holder vi vekstratene, altså førstedifferensene, konstante, siden det ikke vil være noe vekst på lang sikt. I tillegg ser vi bort fra tidsfotskriften, siden tiden ikke vil ha noe påvirkning på lang sikt. Jeg løser så (4.6) med hensyn på y og samler alle konstantleddene på høyre side av ligningen.

$$y(1 - \alpha) = (\beta_1 + \beta_2)x + \text{konstant} \quad (4.7)$$

$$y = \frac{(\beta_1 + \beta_2)}{(1 - \alpha)}x + \text{konstant} \quad (4.8)$$

$\frac{(\beta_1 + \beta_2)}{(1 - \alpha)}$ blir dermed den langsiktige effekten av x på y . Om vi ser nærmere på feilkorrigeringsmodellen som jeg definerte i ligning (4.6) ser vi nå at uttrykket inne i hakeparentesene er avviket fra den langsiktige løsningen i periode $t-1$. Parameteren $(\alpha - 1)$ er tilpasningshastigheten. Dette betyr at et avvik fra langtidsløsningen i periode $t-1$ vil korrigeres med $(\alpha - 1)$ i løpet av perioden fra $t-1$ til t . $\beta_1 \Delta x_t$ kan vi se på som den kortsiktige effekten av x på y . Ved funn av kointegrasjon og $I(1)$ variabler vil alle forklaringsvariablene i ligning (4.6) være stasjonære og (4.6) kan sies å være en *balansert* ligning. Dette er fordelaktig ved at vi slipper problemer som spuriøse regresjoner. Andre fordeler med feilkorrigeringsmodeller er at de er enkle å tolke, i tillegg til at de kan løse eventuelle problemer med nær multikollinearitet, som jeg vil diskutere nærmere i neste delkapittel.

4.3 Nær multikollinearitet

I følge Brooks (2008) er det en implisitt antagelse ved bruk av OLS at forklaringsvariablene er ukorrelerte. De sies da å være ortogonale. Ved ortogonale variabler vil tilføyelse eller fjerning av variabler ikke ha noen påvirkning på de gjenværende parameterne i regresjonen. I praksis vil en som oftest ha noe korrelasjon mellom de inkluderte forklaringsvariablene, noe som kan skape problemer hvis korrelasjonen er høy. Ved en perfekt korrelasjon mellom to forklaringsvariabler

¹² Og kalt *steady state*

har vi tilfellet med multikollinearitet. Ignorerer *nær multikollinearitet*¹³ kan følgende problemer forekomme: For det første vil R^2 være høy, men de individuelle koeffisientene vil ha høyt standardavvik. Dette gjør at regresjonen ser bra ut som en helhet, mens individuelle variabler kan bli insignifikante. Dette kommer av at det er vanskeligere å observere det individuelle bidraget til den samlede effekten i regresjonen. For det andre vil regresjonen være veldig sensitiv for små endringer i spesifikasjonen. Ved å legge til eller ta bort en forklaringsvariabel, kan det bli store endringer i koeffisientens verdi eller signifikansen til de andre variablene. Nær multikollinearitet fører og til vide konfidensintervaller, slik at signifikanstester kan gi feil konklusjoner. Det skal nevnes at nær multikollinearitet ikke påvirker BLUE egenskapene¹⁴ til OLS-estimatorene. Dette vil si at estimatorene fortsatt vil være konsistente, forventningsrette og effisiente, men det vil være vanskeligere å oppnå lave standardavvik, noe som da kan føre til at variabler feilaktig tolkes som insignifikante.

Det finnes ulike måter å løse problemet med nær multikollinearitet på, som blant annet:

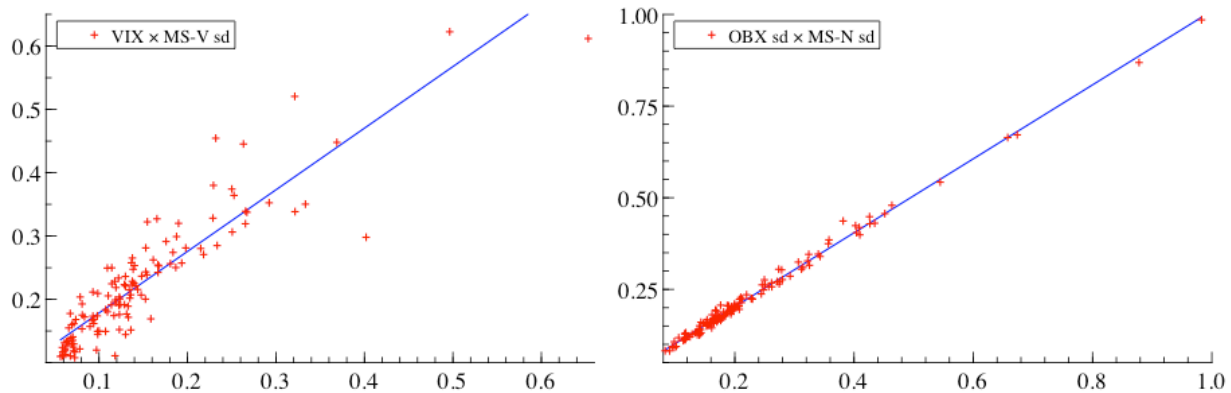
Såkalt Principal components analysis (PCA), som går ut på å transformere korrelerte variabler om til ukorrelerte lineære variabler, som kalles *principal components*. Mange forskere bruker ikke PCA på grunn av dets kompleksitet og fordi dets egenskapene er mindre forstått enn OLS. Et annet alternativ er å utelate en av de korrelerte variablene, men en bør være oppmerksom på at dette kan føre til utelatt variabel problemer. Eventuelt kan utvalgsstørrelsen økes da dette gir lavere standardavvik. Dette er ikke mulig i min analyse, da det ikke var mulig å få tak i en lengere tidsserie av utenlandsk eierskap. Et siste alternativ er å inkludere både nivåledd og førstedifferenser i modellen (en feilkorrigeringsmodell). Det vil ofte være slik at førstedifferensene er mindre korrelert enn utransformerte nivåvariabler, og førstedifferensleddene vil i seg selv ofte være lavt korrelert med nivåleddene.

Som jeg har nevnt tidligere er det høy korrelasjon mellom flere av variablene i denne oppgaven. I tabell T3.2 så vi at parene '*VIX* og *MS-V sd*' og '*MS-N sd* og *OBX sd*' utmerket seg. Vi kan også se dette fra figur F4.1 under, der de to parenes verdier er plottet mot hverandre. Plottene for '*MS-N sd* og *OBX sd*' i høyre graf kan vi se ligger svært nære en rett linje og er dermed høyt

¹³ Nær multikollinearitet: svært høy korrelasjon mellom to forklaringsvariabler, men ikke perfekt.

¹⁴ "Best Linear Unbiased Estimators"

korrelert. Korrelasjonen er estimert til 0,9968 og i tilfeller med så høy korrelasjon bør vi ekskludere en av variablene (*STATS 208 - Data Analysis Course Book, 2010*). I analysen jeg utfører i neste kapittel vil jeg derfor ekskludere variabelen MS-N sd. Vi kan videre se fra grafen til venstre i F4.1 at det også er en høy korrelasjon mellom 'VIX og MS-V sd' da plottene ligger nær en rett linje, men spredningen rundt linjen er større enn ved 'OBX sd og MS-N sd'. Korrelasjonen mellom VIX og MS-V sd har jeg estimert til 0,9041. Jeg vil i analysen ha med både VIX og MS-V sd. I appendiks A.3 vil jeg ekskludere MS-V sd for å se om jeg får andre resultater. Jeg vil til slutt benytte en feilkorrigeringsmodell, da jeg forhåpentligvis vil unngå problemer med nær multikollinearitet.



Figur F4.1: Punktdiagram av variabelparene 'VIX og MS-V sd' og 'OBX sd og MS-N sd'

4.4 Dynamisk modellering

4.4.1 Fremgangsmåte

Jeg estimerer først en statisk modell, som vil si en modell som kun inkluderer nåværende verdier av variablene og ingen forsinkede verdier. Jeg undersøker deretter de rapporterte feilspesifiseringstestene for å se om disse impliserer at en mer dynamisk modell burde brukes¹⁵. Resultatene fra den statiske regresjonsmodellen presenteres i kapittel 5.2. Deretter bruker jeg en såkalt *Gets*-fremgangsmåte, altså generell-til-spesifikk, basert på teori fra Hendry og Nielsen

¹⁵ Vil typisk vises ved at vi finner seriekorrelasjon i restleddet. Feilspesifiseringstestene presenteres i neste delkapittel 4.4.2.

(2007) og Doornik og Hendry (2009). Ved bruk av denne fremgangsmåten formulerer jeg først en svært generell ADL modell, der alle trolige relevante variabler inkluderes. Denne modellen kalles en GUM (General unrestricted model) og består av nok forsinkede verdier, både av den avhengige variabelen og forklaringsvariablene på høyre side i regresjonen, til at det ikke vil forkomme seriekorrelasjon i restleddet. Jeg benytter funksjonen *Autometrics* i PcGive i OxMetrics for å gjøre Gets-prosessen mer effektiv. *Autometrics* er en automatisk funksjon som skal finne den beste modellen ut fra en svært generell modell, GUM. Programmet vil kjøre en algoritme der irrelevante variabler blir ekskludert og den ender med den ”beste” modellen, gitt utgangspunktet. Det er viktig å tenke på at en slik prosess kan velge feil, ved å utelate relevante variabler eller inkludere irrelevante variabler. Spesielt ved nær multikollinearitet mellom forklaringsvariablene kan dette skje, og valg av GUM er dermed viktig for å ha et godt utgangspunkt. Etter at jeg har kommet frem til en velspesifisert ADL modell vil jeg omformulere denne til en feilkorrigeringsmodell for å kunne undersøke dynamikken i modellen ytterligere.

4.4.2 Feilspesifikasjonstester

For å undersøke om en modell er velspesifisert ser jeg på feilspesifikasjonstestene som rapporteres av OxMetrics etter at en modell er estimert. Restleddet i en velspesifisert modell bør være *hvit støy*, altså ikke ha noen systematiske variasjoner, og jeg legger dermed hovedvekt på tester av restleddegenskapene. P-verdiene som rapporteres i OxMetrics er sannsynligheten for at det *ikke* er noen feilspesifisering i modellen, og vi ønsker dermed høye p-verdier. Følgende testbatteri rapporteres:

- i) *AR-test*: Tester for om det er seriekorrelasjon i restleddet.
- ii) *ARCH-test*: Tester for om det er seriekorrelasjon i restleddvariansen.
- iii) *Normality-test*: Tester restleddet for skjevhet (ikke symmetrisk fordeling rundt 0) og kurtose (fete haler).
- iv) *Hetero og Hetero-X test*: To varianter av Whites test for heteroskedastisitet, som tester for om restleddet har konstant varians.
- v) *RESET-test*: Tester for om korrekt funksjonsform er brukt.

I tillegg tester jeg for om parameterne er stabile over tid eller om vi har såkalte strukturelle brudd¹⁶. Dette fordi jeg ønsker at modellen(e) jeg kommer frem til også skal kunne brukes utenfor mitt utvalg. For å teste for parameterstabilitet estimerer jeg modellen rekursivt¹⁷ og plotter de estimerte parameterne for å se om de holder seg stabile etter hvert som mer og mer av utvalget inkluderes.

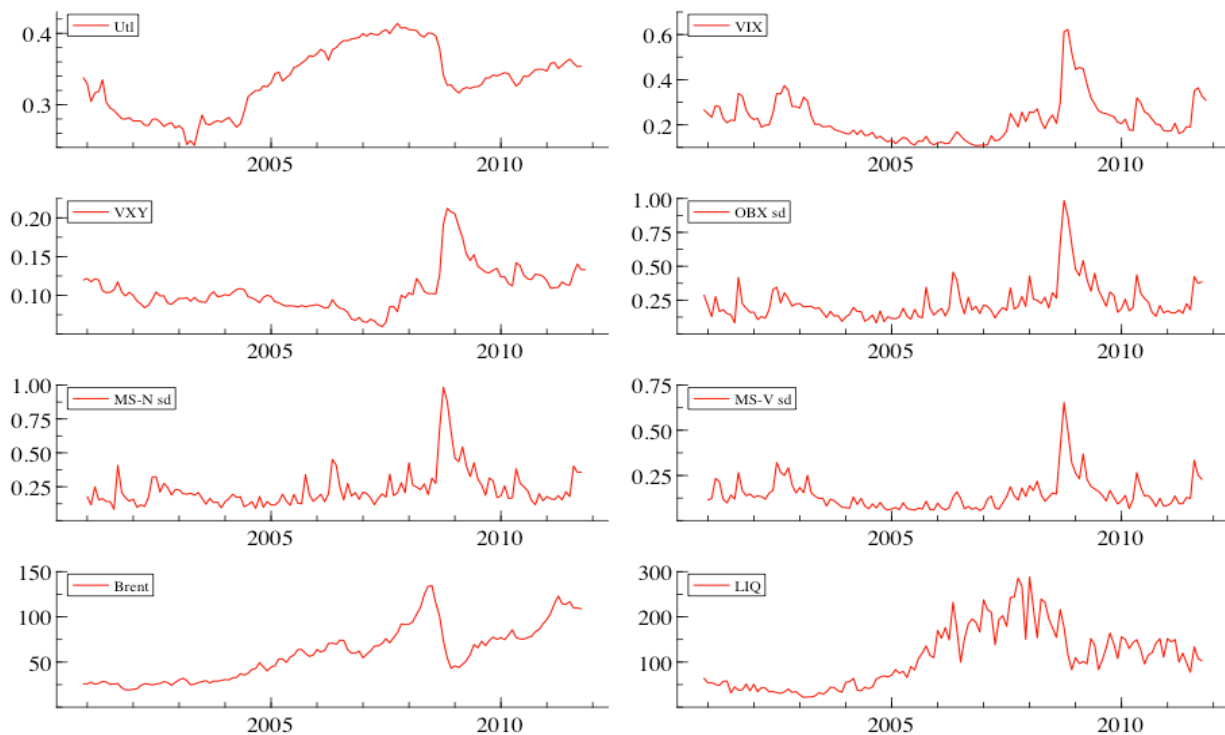
¹⁶ Betydelig endring i parameterens verdi som er vedvarende.

¹⁷ Parameterne estimeres gjentatte ganger med mer og mer av datagrunnlaget.

5 Analyse og resultat

Som forklart i kapittel 4.1 er det viktig å kartlegge om variablene er stasjonære eller ikke, og jeg vil derfor starte analysen med å teste for dette ved bruk av både grafisk analyse og ADF-tester¹⁸. Resultatene fra dette presenterer jeg i kapittel 5.1. Videre estimerer jeg en statisk modell i kapittel 5.2 som jeg utvider til en ADL modell i kapittel 5.3. I kapittel 5.4 omformulerer jeg ADL modellen til en feilkorrigeringsmodell. Avslutningsvis undersøker jeg parameterstabiliteten i de to modellene jeg har kommet frem til i kapittel 5.5.

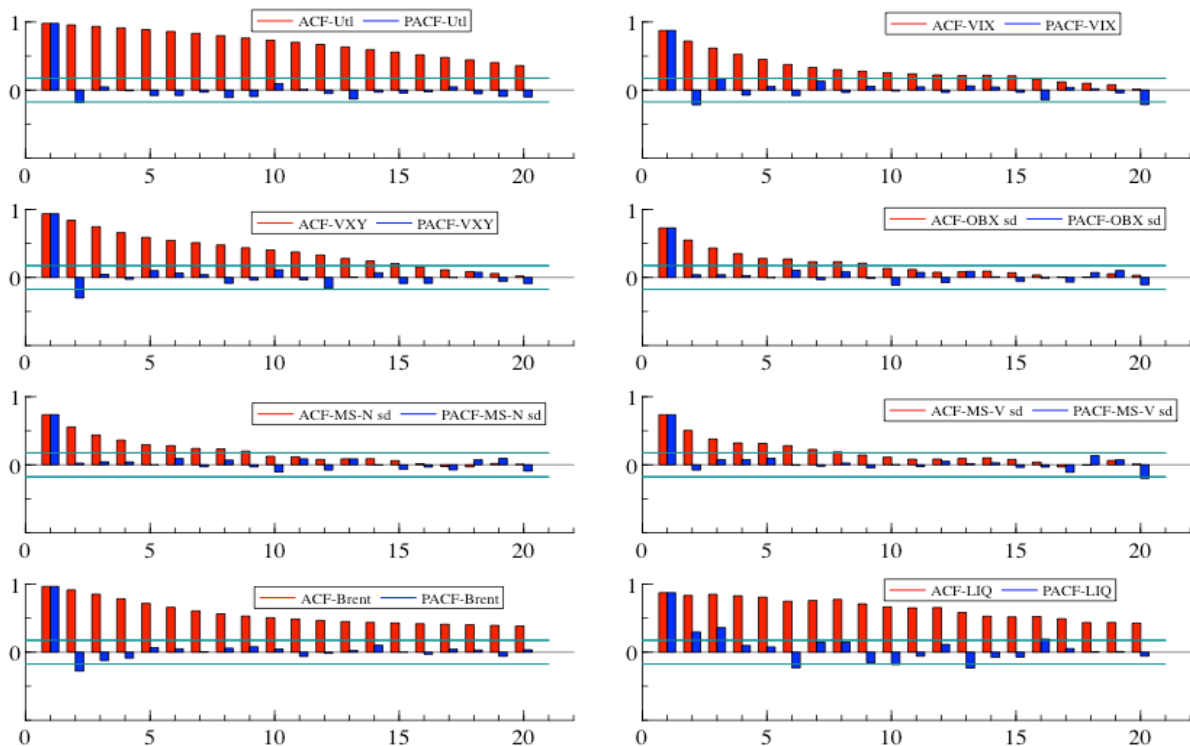
5.1 Tidsserieegenskaper



Figur F5.1: Separate plott av tidsseriene

¹⁸ For beskrivelse av disse testene, se kapittel 4.1 og 4.1.1

Figur F5.1 viser oss hvordan de ulike variablene har utviklet seg over utvalgsperioden ved at verdien til variablene er plottet mot tiden. Ved inspeksjon av plottene ser alle variablene, med unntak av LIQ og Brent¹⁹, ut til å være stasjonære, da det kan se ut som de fluktuerer rundt et gjennomsnitt. Det ser ut som verdien av Brent og variansen til LIQ øker med tiden. Det er verdt å merke seg bruddet i alle grafene på grunn av finanskrisen i 2008/2009. Et slikt brudd i en tidsserie kan føre til at en $I(0)$ -variabel feilaktig fremstår som en $I(1)$ -variabel ved en ADF-test (Doornik & Hendry, 2009). Da det kan være vanskelig å bestemme om variabler er stasjonære eller ikke, kun ut ifra slike grafer, vil jeg se nærmere på grafene av autokorrelasjonsfunksjonene (acf).



Figur F5.2: ACF og PACF til variablene

Som forklart i kapittel 4.1 vil en stasjonær prosess kjennetegnes ved at autokorrelasjonsfunksjonene vil falle over tid. Vi kan i figur F5.2 se at dette er tilfelle for alle variablene, da acf-

¹⁹ Brent er her i nominelle verdi

stolpene (røde) minsker når tiden øker. Men som vi kan se virker både *Utl*, *Brent* og *LIQ* å være mer persistente prosesser, siden deres acf faller saktere. Dette kan bety at disse variablene er ikke-stasjonære, og jeg vil derfor til slutt se på resultatene av de utvidede Dickey-Fuller testene.

Hovedresultatene fra ADF testene vises i tabell T5.1, mens fullstendig resultatet ligger vedlagt i appendiks A.2.

Tabell T5.1: Resultat fra ADF tester

ADF tester (T=126, Konstant; 5% = -2,88, 1% = -3,48)								
Variabel	D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
Utl	1	-1,2090	0,9812	0,0081	2,4610	0,0152	-9,6190	0,8319
VIX	2	-2,5750	0,8845	0,0443	-2,0820	0,0394	-6,2000	0,4117
VXY	1	-2,6510	0,9209	0,0092	3,7860	0,0002	-9,3480	0,5674
Brent	1	-1,6290	0,9742	5,1570	5,8070	0,0000	3,3040	0,2765
OBX sd	0	-4,2500**	0,7420	0,0959			-4,6740	0,9384
MS-N sd	0	-4,2240**	0,7464	0,0938			-4,7170	0,9244
MS-V sd	0	-4,2650**	0,7431	0,0602			-5,6050	0,5986
LIQ	2	-1,5010	0,9392	29,0800	-4,4760	0,0000	6,7720	0,1937

D-lag står for antall forsinkede førstedifferenser av variabelen som er inkludert i testen²⁰. Vi kan se av resultatet, rapportert i tredje kolonne markert ”t-adf”, at vi kun kan forkaste nullhypotesen om *random walk* for variablene *OBX sd*, *MS-N sd* og *MS-V sd*, siden testobservatoren (t-adf) for disse er høyere i absoluttverdi enn den kritiske verdien (markert i grått). Kritisk verdi er rapportert øverst i tabellen og er på et 95% signifikansnivå -2,88 og på et 99% nivå -3,48. Nullhypotesen kan dermed forkastes på et 99% signifikansnivå for *OBX sd*, *MS-N sd* og *MS-V sd*. Vi kan videre se fra tredje kolonne at testobservatorene for *VIX* og *VXY*, på hhv. -2,58 og -2.65, er svært nære 95%-grensen og disse kan dermed tenkes å være stasjonære prosesser.

Jeg tester så førstedifferensen av variablene som i første omgang ikke kunne forkastes som *random walk* prosesser. Resultatet av disse testene rapporteres i tabell T5.2 under. Som vi kan se av resultatene i tredje kolonne, markert i grått, kan nullhypotesen om *random walk* forkastes for alle på et 99% signifikansnivå.

²⁰ Altså 'p' i ligning (4.3) fra avsnitt 4.1.1: $\Delta y = \mu + \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-1} + u_t$

Tabell T5.2: Resultat av ADF tester på førstedifferenser

ADF tester (T=126, Konstant; 5% = -2,88, 1% = -3,48)								
Variabel	D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
Dutl	0	-9,0260**	0,2072	0,0081			-9,6230	0,6652
DVIX	1	-9,4200**	-0,0727	0,0454	2,9530	0,0038	-6,1630	0,7404
DVXY	0	-8,3110**	0,2824	0,0094			-9,3080	0,2187
DBrent	0	-6,8570**	0,4498	5,1910			3,3100	0,2598
DLIQ	1	-13,8200**	-0,8853	29,2300	4,7790	0,0000	6,7740	0,1790

Basert på ADF-testene konkluderer jeg med at disse variablene er integrert av første orden, det vil si at nivåvariablene er ikke-stasjonære mens de differensierte variablene er stasjonære.

De grafiske og statistiske testene har noe motstridene resultat for enkelte av variablene. Oppsummert kan jeg konkludere med at *OBX sd*, *MS-N sd* og *MS-V sd* er stasjonære ettersom alle testene tyder på dette. *VIX* og *VXY* virker stasjonære i de grafiske analysene og er i grenseland i ADF-testene, så det er en mulighet for at disse er stasjonære variabler. Når det gjelder *Utl* er resultatene noe mer usikre, da de grafiske og den statistiske testen er noe motstridene. *Brent* og *LIQ* virker på sin siden å være ikke-stasjonære. Feilspesifikasjonstestene til en estimert modell vil gi meg en indikasjon på om jeg har problemer med variablene som er inkludert i regresjonen, slik at jeg kan håndtere et mulig problem med ikke-stasjonære variabler. I tillegg vil jeg teste for kointegrasjon i feilkorrigeringsmodellen jeg estimerer i kapittel 5.4.

5.2 Statisk modell

Som nevnt i kapittel 4.4.1 om fremgangsmåten ønsker jeg først å teste en statisk modell. Jeg har på bakgrunn av diskusjonen i kapittel 4.3 om multikollinearitet valgt å utelate variabelen *MS-N sd* siden denne er sterkt korrelert med *OBX sd*, hele 0,9968. Jeg estimerer dermed følgende modell ved bruk av OLS:

$$Utl_t = \beta_0 + \beta_1 VIX_t + \beta_2 VXY_t + \beta_3 OBX\ sd_t + \beta_4 MS - V\ sd_t + \beta_5 Brent_t + \beta_6 LIQ_t + u_t \quad (5.1)$$

Tabell T5.3: Resultat statistisk modell EQ(1)

EQ(1) Modelling Utl by OLS			
The estimation sample is: 2001(1) - 2011(10)			
	Coefficient	t-prob	
Constant	0,2854	0,0000	Adj.R ² 0,8432
VIX	-0,0274	0,6274	no. of observations 130
VXY	-0,1882	0,1197	RSS 0,0407
Brent	0,0005	0,0000	log-likelihood 339,9550
OBX sd	0,0450	0,1469	
MS-V sd	-0,0725	0,2391	
LIQ	0,0004	0,0000	
Feilspesifikasjonstester:			
AR 1-7 test:	F(7,116)	= 13,098 [0,0000]**	
ARCH 1-7 test:	F(7,116)	= 1,4217 [0,2031]	
Normality test:	Chi ² (2)	= 3,0765 [0,2148]	
Hetero test:	F(12,117)	= 0,63899 [0,8051]	
Hetero-X test:	F(27,102)	= 1,5079 [0,0740]	
RESET23 test:	F(2,121)	= 11,531 [0,0000]**	

Tabell T5.3 rapporterer estimeringsresultatene av regresjonen, definert ved ligning (5.1). Vi kan se fra resultatet i tredje kolonne merket ”t-prob”, som er p-verdien til de estimerte parameterne, at flere av variablene er insignifikante (markert i grått). Vi kan videre se at modellen ikke består to av feilspesifikasjonstestene. Resultatet viser oss at det finnes seriekorrelasjon i restleddet (AR 1-7 test), samt at det er en indikasjon på feil funksjonsform eller utelatt relevant variabel ved RESET-testen. Begge disse testresultatene er markert i grått. Om vi ved estimeringen finner seriekorrelasjon i restleddet, indikerer dette at modellen er for lite dynamisk (Brooks, 2008). Neste naturlige steg er dermed å utvide til en mer generell dynamisk modell (ADL) for å håndtere problemet med seriekorrelerte restledd.

5.3 ADL modell

Jeg velger å inkludere to lag av hver variabel i min generelle modell. Grunnen til dette er at det er begrenset hvor langt tilbake en mulig effekt av forklaringsvariablene vil ha på den avhengige variabelen, Utl. Hvis det finnes en effekt av usikkerhet på utenlandsk eierandel, vil nok denne komme ganske raskt. Jeg inkluderer sesongdummyer for å korrigere for eventuelle sesongeffekter. Denne generelle ADL modellen blir utgangspunktet for GUM, og estimeres med OLS:

$$\begin{aligned}
 Utl_t = & \beta_0 + \sum_{s=1}^2 \beta_s Utl_{t-s} + \sum_{s=0}^2 \beta_{3+s} VIX_{t-s} + \sum_{s=0}^2 \beta_{6+s} VXY_{t-s} + \\
 & \sum_{s=0}^2 \beta_{9+s} OBX_{t-s} + \sum_{s=0}^2 \beta_{12+s} MS - V_{t-s} + \sum_{s=0}^2 \beta_{15+s} Brent_{t-s} + \\
 & \sum_{s=0}^2 \beta_{18+s} LIQ_{t-s} + \text{sesongdummyer} + u_t
 \end{aligned} \tag{5.2}$$

Tabell T5.4: Resultat ADL modell EQ(2)

EQ(2) Modelling Utl by OLS
The estimation sample is: 2001(3) - 2011(10)

	Coefficient	t-prob		
Utl_1	0,9790	0,0000	Adj.R^2	0,9869
Constant	0,0120	0,0055	no. of observations	128
VIX	-0,0303	0,0006	RSS	0,0033
VXY	-0,2862	0,0000	log-likelihood	495,105
VXY_1	0,3099	0,0000		
CSeasonal_3	-0,0070	0,0001		
CSeasonal_5	0,0065	0,0004		
CSeasonal_6	0,0044	0,0100		
l:2001(3)	0,0137	0,0112		
l:2001(6)	-0,0396	0,0000		
l:2003(3)	-0,0202	0,0003		

Feilspesifikasjonstester:

AR 1-7 test:	F(7,110)	= 1,7126 [0,1133]
ARCH 1-7 test:	F(7,114)	= 1,7062 [0,1144]
Normality test:	Chi^2(2)	= 3,4918 [0,1745]
Hetero test:	F(11,113)	= 0,8785 [0,5634]
Hetero-X test:	F(29,95)	= 1,4445 [0,0948]
RESET23 test:	F(2,115)	= 1,0573 [0,3508]

Vi kan se av resultatet i tabell T5.4 at det kun er VIX og VXY som har en signifikant effekt på utenlandsk eierandel. OBX sd, MS-V sd, LIQ og Brent er blitt ekskludert på grunn av for liten signifikans. Det er verdt å merke seg at det kun er internasjonale og ikke innenlandske volatilitetsmål som har en signifikant effekt på utenlandsk eierandel. Vi ser videre at vi har en signifikant negativ effekt av VIX på utenlandsk eierskap, mens det for VXY sannsynligvis kun er en korttidseffekt som påvirker Utl. Dette kan vi se ved at VXY er inkludert med både dagens verdi og med en forsinkelse som har nesten lik størrelse, men med motsatt fortegn (markert i grått). Ved å finne langtidsløsningen kan vi se om dette er tilfellet, og resultatet for dette rapporterer jeg i tabell T5.5 under. Jeg finner tre signifikante sesongdummyer, noe som impliserer at vi har en viss sesongeffekt, men disse er som vi ser små.

Ved bruk av Autometrics vil programmet inkludere dummyer hvis det finner store residualer. Jeg finner dummyer som inkluderes for mars 2001, juni 2001 og mars 2003. *Outlieren* jeg finner i juni 2001 kommer av at Statoil ble børsnotert 18. Juni 2001, der Olje og Energidepartementet er største eier. På grunn av Statoils størrelse økte Oslo Børs markant i markedsverdi, samt at statens eierandel økte betydelig. Siden jeg ser på utenlandsk eierandel i *prosent* av den totale verdien på Oslo Børs, hadde dermed dette en påvirkning på Utl ved at det ser ut som andelen Utl går ned, selv om Utl faktisk øker sin andel i kroneverdi. Vi kan til slutt se fra feilspesifiseringstestene som er rapportert nederst i tabell T5.4 at jeg har kommet frem til en velspesifisert modell, og at modellen har en svært høy forklaringskraft med en R^2 på hele 0,9869. Jeg vil nå se nærmere på den langsiktige løsningen som jeg finner direkte ved bruk av OxMetrics²¹:

²¹ Langtidsløsningen finnes manuelt ved å fjerne tidsfotskrift, samle felles ledd og løse ut for Utl.

Tabell T5.5: Langsiktig løsning for EQ(2)

Solved static long-run equation for Utl

	Coefficient	t-prob
Constant	0,5705	0,0001
VIX	-1,4469	0,0629
VXY	1,1312	0,4283
CSeasonal_3	-0,3346	0,0782
CSeasonal_5	0,3091	0,0913
CSeasonal_6	0,2120	0,1185
I:2001(3)	0,6557	0,1309
I:2001(6)	-1,8904	0,0618
I:2003(3)	-0,9656	0,0711

Vi kan se fra tabell T5.5 at den langsiktige effekten av VXY er insignifikant (markert i grått), og VXY kan dermed antas å kun ha en kortsiktig effekt på utenlandsk eierandel. Dette vil jeg demonstrere nærmere i tabell T5.6 og T5.7 under. Videre ser vi fra andre rad at VIX har en signifikant langsiktig effekt på -1,45. Dette betyr at en varig økning i VIX på 10%-poeng fører til en nedgang i utenlandsk eierandel på 14,5%-poeng. Denne effekten har, som vi kan se fra tabell T5.5, en p-verdi på 6,29% og ligger på grensen til insignifikant.

For å se nærmere på effekten av VXY vil jeg nå ta utgangspunkt i modellen funnet i tabell T5.4 og inkludere en forsinket førstedifferens av VXY, samt ekskludere den forsinkede verdien av VXY, betegnet VXY_1.

Tabell T5.6: Test av effekten av VXY, EQ(3)

EQ(3) Modelling Utl by OLS
The estimation sample is: 2001(3) - 2011(10)

	Coefficient	t-prob		
Utl_1	0,9790	0,0000	Adj.R^2	0,9869
Constant	0,0120	0,0055	no. of observations	128
VIX	-0,0303	0,0006	RSS	0,0033
VXY	0,0237	0,3999	log-likelihood	495,105
CSeasonal_3	-0,0070	0,0001		
CSeasonal_5	0,0065	0,0004		
CSeasonal_6	0,0044	0,0100		
I:2001(3)	0,0137	0,0112		
I:2001(6)	-0,0396	0,0000		
I:2003(3)	-0,0202	0,0003		
DVXY	-0,3099	0,0000		

Feilspesifikasjonstester:

AR 1-7 test:	F(7,110)	= 1,7126 [0,1133]
ARCH 1-7 test:	F(7,114)	= 1,7062 [0,1144]
Normality test:	Chi^2(2)	= 3,4918 [0,1745]
Hetero test:	F(11,113)	= 1,1402 [0,3373]
Hetero-X test:	F(29,95)	= 1,4445 [0,0948]
RESET23 test:	F(2,115)	= 1,0573 [0,3508]

Vi kan se av tabell T5.6 at VXY nå er svært insignifikant (markert i grått), mens førstedifferensen til VXY, kalt DVXY, er signifikant. Dette tyder på, som vi så i langtidsløsningen, at det kun er en kortsiktig signifikant effekt av VXY på Utl. Jeg tar så bort den insignifikante variabelen VXY og estimerer EQ(3) på nytt.

Tabell T5.7: Resultat ADL modell EQ(4)

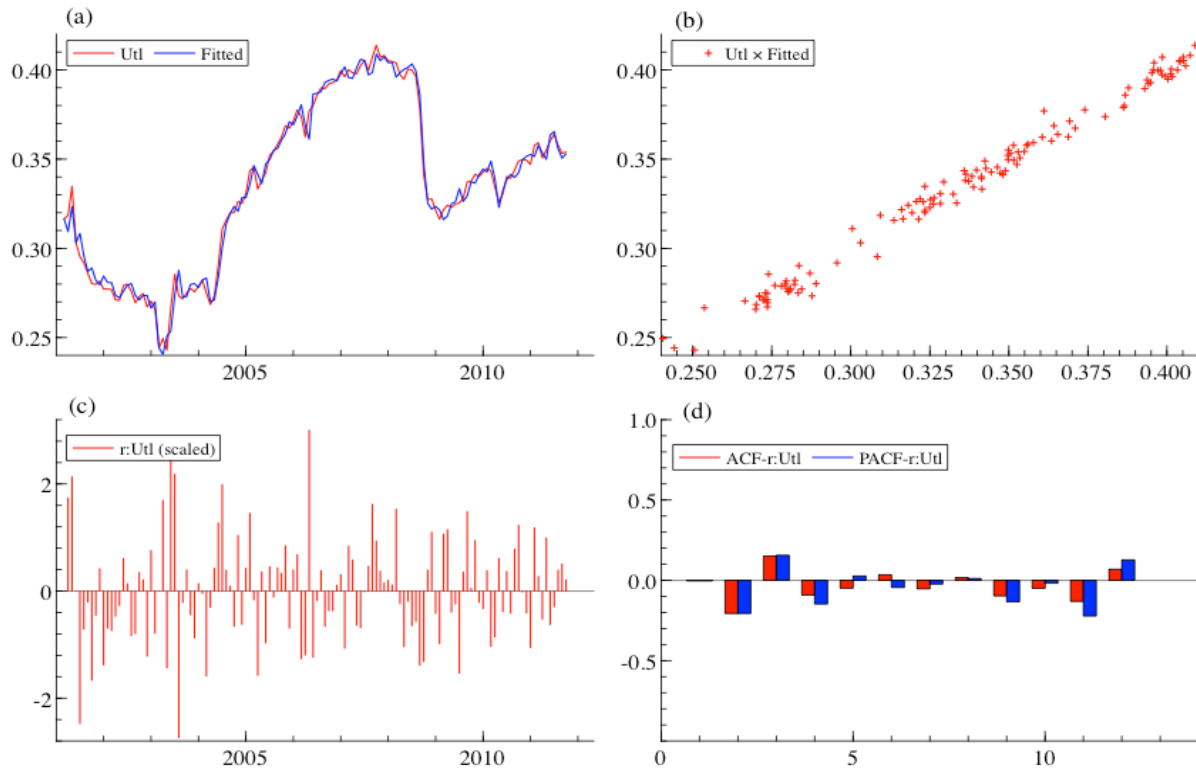
EQ(4) Modelling Utl by OLS
The estimation sample is: 2001(3) - 2011(10)

	Coefficient	t-prob		
Utl_1	0,9796	0,0000	Adj.R^2	0,9869
Constant	0,0130	0,0016	no. of observations	128
VIX	-0,0246	0,0000	RSS	0,0033
CSeasonal_3	-0,0070	0,0001	log-likelihood	494,716
CSeasonal_5	0,0065	0,0004		
CSeasonal_6	0,0044	0,0112		
I:2001(3)	0,0138	0,0110		
I:2001(6)	-0,0397	0,0000		
I:2003(3)	-0,0209	0,0002		
DVXY	-0,3144	0,0000		

Feilspesifikasjonstester:

AR 1-7 test:	F(7,111)	=	1,6733 [0,1228]
ARCH 1-7 test:	F(7,114)	=	1,5086 [0,1713]
Normality test:	Chi^2(2)	=	3,4491 [0,1783]
Hetero test:	F(9,115)	=	1,2996 [0,2447]
Hetero-X test:	F(21,103)	=	1,5809 [0,0684]
RESET23 test:	F(2,116)	=	1,0772 [0,3439]

Som vi ser fra tabell T5.7 har vi nå kun signifikante variabler, og modellen er velspesifisert. Presenterer til slutt en grafisk evaluering av modellen jeg nå har kommet frem til i figur F5.3:



Figur F5.3: Grafisk evaluering av ADL modell: (a) Faktisk utvikling i Utl og utvikling i Utl basert på modell. (b) Faktisk verdi på Utl plottet mot Utl-verdi basert på modell. (c) Residualene (skalert med standardavviket). (d) Acf og pacf til residualene.

Fra graf (a) og (b) i figur F5.3 ser vi at modellen jeg har kommet frem til beskriver endringer i utenlandsk eierandel bra. Grafen for faktisk utvikling i Utl (rød) og utviklingen i Utl basert på modellen (blå), i graf (a), følger hverandre tett gjennom hele estimeringsperioden. I graf (b) er de samme verdiene plottet mot hverandre i et kryssplott. Vi kan her se at plottene ligger nære en rett linje. Grafene presentert ved (c) og (d) viser resultater for restleddet, og gir en indikasjon på at jeg har funnet en velspesifisert modell. Fra (c) ser vi at residualene er typisk *hvit støy* og ikke har noen systematisk struktur. Residualer utenfor ± 2 tilsier at vi har en outlier, noe Autometrics tar hensyn til ved bruk av dummyer. Fra (d) ser vi at vi ikke har noe seriekorrelasjon i restleddet.

Modellen jeg kom frem til presentert ved tabell T5.7, samt langtidsløsningen funnet i tabell T5.5, vil jeg benytte når jeg i kapittel 5.4 definerer en feilkorrigeringsmodell. Siden MS-V sd og VIX er så høyt korrelert (0,9041) har jeg kjørt Autometrics på samme GUM, ligning (5.2), men uten MS-V sd, for å se om jeg får en annen sluttmodell. Resultatet på denne estimeringen presenteres i appendiks A.3 og viser at jeg ender med akkurat den samme modellen som i tabell T5.4. Jeg kan

dermed konkludere med at de to høyt korrelerte variablene ikke har skapt noen problemer for sluttmodellen jeg kom frem til i kapittel 5.3.

5.4 Feilkorrigeringsmodell

En ADL modell kan, som forklart i kapittel 4.2, omgjøres til en feilkorrigeringsmodell. Jeg tar utgangspunkt i ADL modellen jeg kom frem til i kapittel 5.3:

$$Utl_t = \beta_0 + \beta_1 Utl_{t-1} + \beta_2 VIX_t + \beta_3 \Delta VXY_t + \text{dummyer} + u_t \quad (5.3)$$

Trekker fra Utl_{t-1} på begge sider:

$$\Delta Utl_t = \beta_0 + (\beta_1 - 1) Utl_{t-1} + \beta_2 VIX_t + \beta_3 \Delta VXY_t + \text{dummyer} + u_t$$

Legger til og trekker fra $\beta_2 VIX_{t-1}$ på høyre side:

$$\Delta Utl_t = \beta_0 + (\beta_1 - 1) Utl_{t-1} + \beta_2 \Delta VIX_t + \beta_2 VIX_{t-1} + \beta_3 \Delta VXY_t + \text{dummyer} + u_t$$

Slår nå sammen slik at vi får et feilkorrigeringsledd:

$$\Delta Utl_t = \beta_0 + (\beta_1 - 1) \left[Utl - \frac{\beta_2}{(1 - \beta_1)} VIX \right]_{t-1} + \beta_2 \Delta VIX_t + \beta_3 \Delta VXY_t + \text{dummyer} + u_t$$

Ender dermed med følgende feilkorrigeringsmodell:

$$\Delta Utl_t = \beta_0 + \alpha_1 ecm_{t-1} + \beta_2 \Delta VIX_t + \beta_3 \Delta VXY_t + \text{dummyer} + u_t \quad (5.4)$$

der $ecm_{t-1} = \left[Utl - \frac{\beta_2}{(1 - \beta_1)} VIX \right]_{t-1}$ og $\alpha_1 = (\beta_1 - 1)$

Feilkorrigeringsleddet finner jeg direkte fra langtidsløsningen funnet i kapittel 5.3 i tabell T5.5, siden dette er avviket fra langtidsløsningen. Jeg har valgt å sette dummyvariablene og konstanten utenfor feilkorrigeringsleddet.

$$ecm = U_{t1} - 1,4469 * VIX \quad (5.5)$$

(0,0629)

der tallet under i parentes er p-verdien til den langsiktige parameteren til VIX.

Deretter estimerer jeg modellen gitt ved ligning (5.4) ved bruk av OLS og Autometrics og får følgende resultat:

Tabell T5.8: Resultat feilkorrigeringsmodell, EQ(5)

EQ(5) Modelling DUtl by OLS
The estimation sample is: 2001(3) - 2011(10)

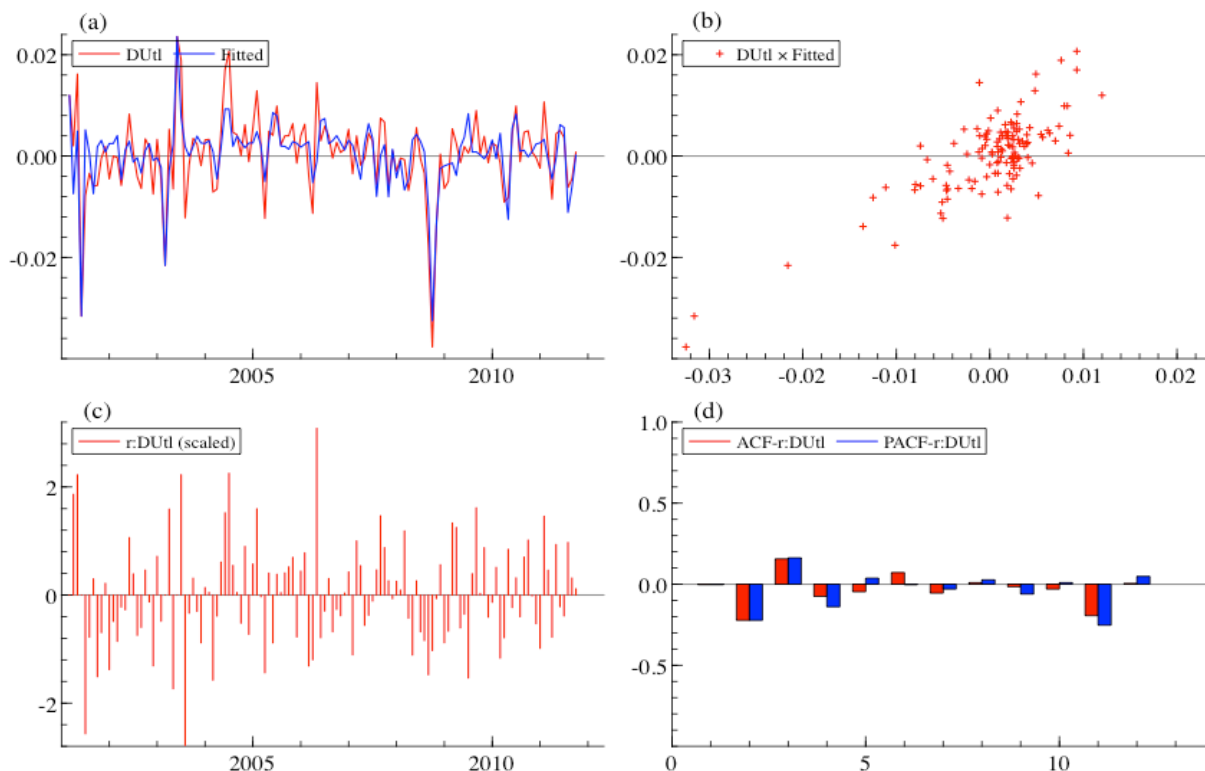
	Coefficient	t-prob	t-value		
Constant	0,0111	0,0000			
DVIX	-0,0533	0,0007			
DVXY	-0,2082	0,0045			
ecm_1	-0,0160	0,0000	-4,59		
CSeasonal_3	-0,0072	0,0000			
CSeasonal_5	0,0054	0,0031		Adj.R^2	0,6206
CSeasonal_6	0,0048	0,0041		no. of observations	128
l:2001(3)	0,0150	0,0042		RSS	0,0030
l:2001(6)	-0,0388	0,0000		log-likelihood	500,745
l:2003(3)	-0,0213	0,0001			
l:2003(6)	0,0150	0,0058			

Feilspesifikasjonstester:

AR 1-7 test:	F(7,110)	=	1,7781 [0,0988]
ARCH 1-7 test:	F(7,114)	=	0,5742 [0,7756]
Normality test:	Chi^2(2)	=	4,2668 [0,1184]
Hetero test:	F(9,114)	=	0,8980 [0,5296]
Hetero-X test:	F(21,102)	=	0,8761 [0,6210]
RESET23 test:	F(2,115)	=	1,9003 [0,1542]

Vi kan se fra resultatet, rapportert i tabell T5.8, at vi har en signifikant korttidseffekt av både VIX og VXY. En økning på 10%-poeng i endringen i VIX vil føre til en umiddelbar nedgang på 5,33%-poeng i endringen i utenlandsk eierandel. Langtidseffekten av VIX er som nevnt i forrige kapittel at en økning på 10%-poeng i VIX vil gi en reduksjon på 14,47%-poeng i utenlandsk eierandel. For VXY har vi kun en signifikant korttidseffekt som impliserer at en økning på 10%-poeng i endringen i VXY vil gi en umiddelbar nedgang på 20,82%-poeng i endringen utenlandsk eierandel. Vi har samme sesongdummyvariabler som ble inkludert i ADL modellen, bortsett fra at disse nå representerer effekten på *endring* i Utl. Samme dummyer er inkludert på grunn av store residualer som ved ADL modellen, men Autometrics har i tillegg inkludert en dummy for juni 2003. Vi kan videre se at parameteren til feilkorrigeringsleddet, *ecm*, har en signifikant estimert verdi på 0,0160, også ved bruk av Dickey Fuller kritiske verdier²² (t-verdi på -4,59). Dette betyr at vi har en korrekt feilkorrigeringsledd, samt at Utl og VIX kointegrerer. Den estimerte parameteren til feilkorrigeringsleddet er ganske lav. En verdi på 0,0160 indikerer at kun 1,60% av et initielt avvik fra langtidsløsningen vil bli eliminerte i løpet av neste måned. Den estimerte modellen har en R^2 på 62,06%, noe som betyr at forklaringsvariablene forklarer endringer i utenlandsk eierandel godt. Til slutt ser vi at vi har en velspesifisert modell, da ingen av feilspesifikasjonstestene gir indikasjon på noe annet, samt at vi også har en stasjonær modell ettersom alle inkluderte ledd er stasjonære (kun førstedifferenser og kointegrerte variabler). Presenterer til slutt en grafisk evaluering av modellen jeg nå har kommet frem til i figur F5.4:

²² Kritisk verdi 95% nivå: -3,37, 99% nivå: -4,07. Hentet fra Brooks appendiks tabell A2.8



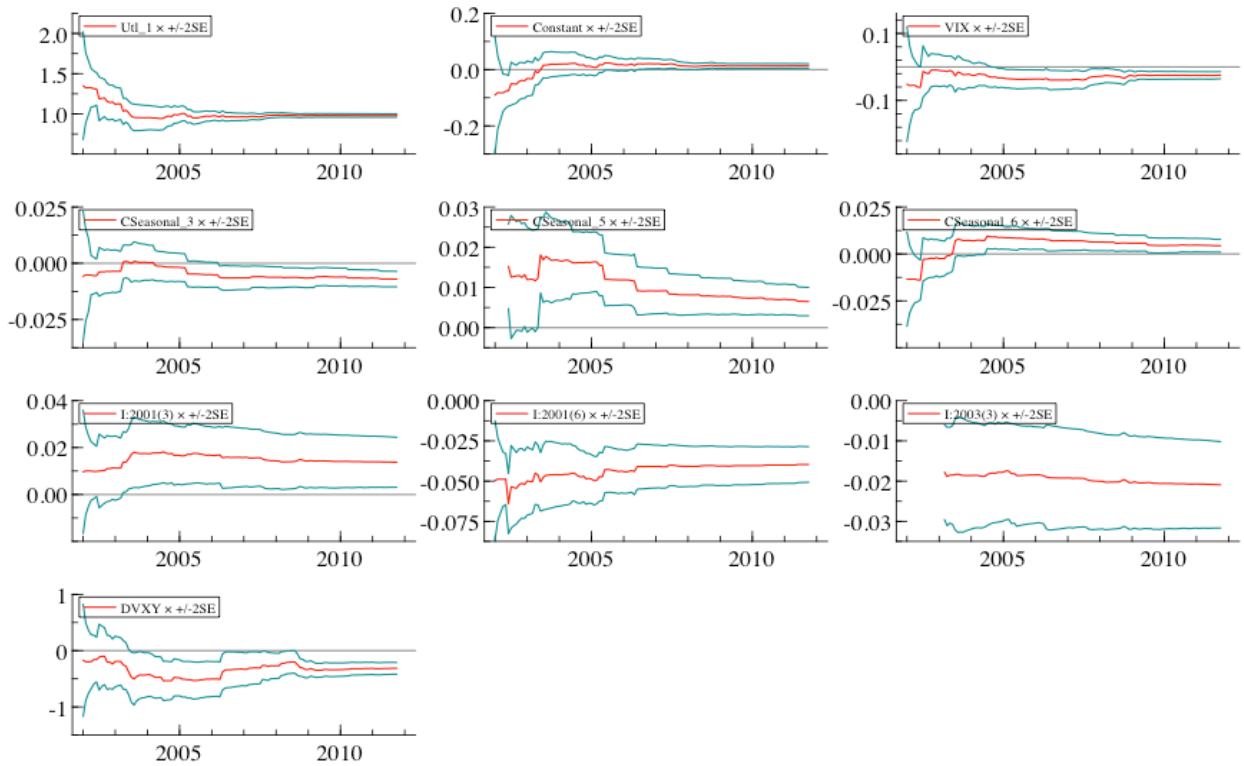
Figur F5.4: Grafisk evaluering av ECM modell: (a) Faktisk utvikling i DUtl og utvikling i DUtl basert på modell. (b) Faktisk verdi på DUtl plottet mot DUtl-verdi basert på modell. (c) Residualene (skalert med standardavviket). (d) Acf og pacf til residualene.

Fra graf (a) og (b) i figur F5.4 ser vi at modellen jeg har kommet frem til beskriver endringer i DUtl bra. Grafene presentert ved (c) og (d) viser resultater for restleddet, og gir en indikasjon på at jeg har funnet en velspesifisert modell.

5.5 Parameterstabilitet

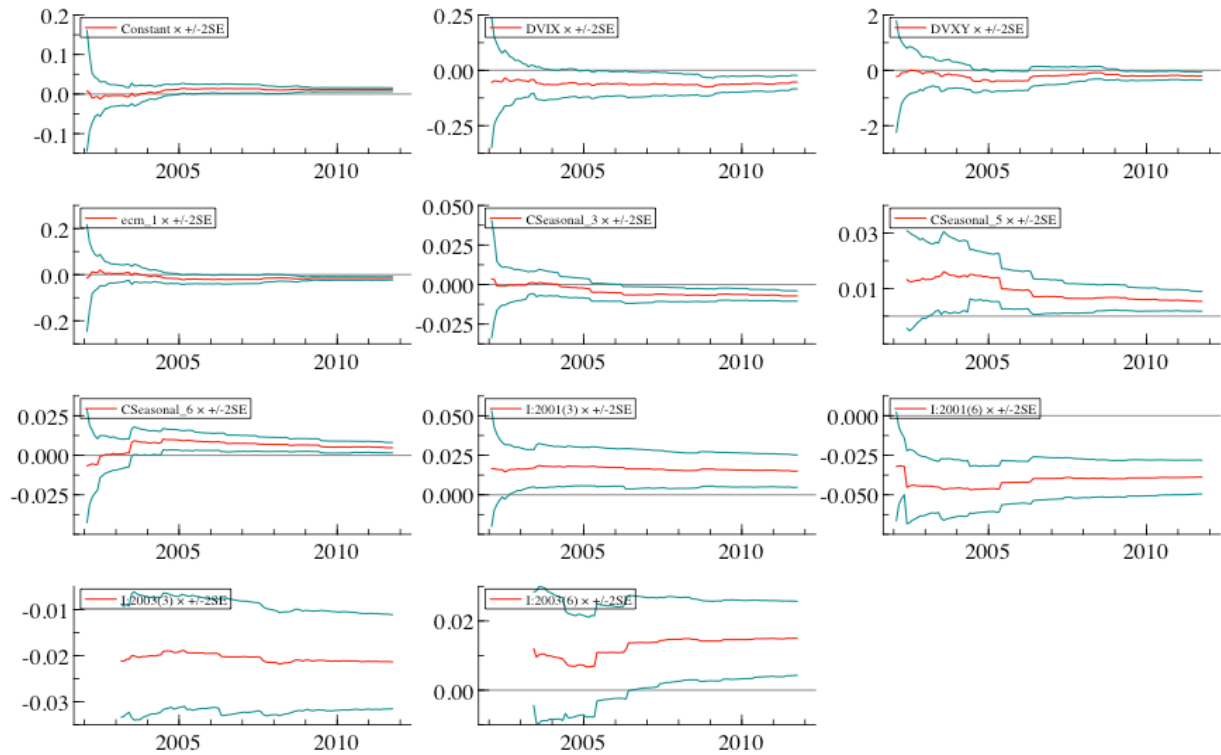
Jeg vil til slutt se på om variablene i mine to modeller, ADL modellen i tabell T5.7 og feilkorrigeringsmodellen i tabell T5.8, har stabile parametere. Dette gjøres som forklart i kapittel 4.4.2 ved at parameterne estimeres rekursivt. Vi kan ved en slik grafisk analyse se etter strukturelle brudd. Grunnen til at jeg ønsker å teste for parameterstabilitet er fordi dette sier noe om modellen er generaliserbar, det vil si om den kan brukes utenom det utvalget jeg jobber med. De rekursive estimatene (rød graf) presenteres sammen med ± 2 standardavvik ganget med det

rekursive estimatet (grønn graf). Avstanden mellom de to grønne kurvene angir det tilnærmede 95%-konfidensintervallet.



Figur F5.5: Rekursive estimater med ± 2 estimerte standardavvik, ADL modell tabell T5.7

Figur F5.5 viser de rekursive estimatene basert på ADL modellen. Vi ser av figuren at de fleste av variablene etter en innkjøringsperiode fremkommer som stabile over tid. CSesonal_5 virker derimot noe ustabil siden den faller en del. Vi kan også legge merke til at DVXY virker noe ustabil før finanskrisen på høsten 2008, men disse endringene er ikke signifikante siden parameterestimaterne alltid holder seg innenfor konfidensintervallet. Jeg kan ikke se tegn til noen strukturelle brudd.



Figur F5.6: Rekursive estimater med ± 2 estimerte standardavvik, ECM modell tabell T5.8

Figur F5.6 viser de rekursive estimatene for feilkorrigeringsmodellen. Alle parameterne virker også her, med unntak av Sesonal_5, å være stabile etter en innkjøringsperiode siden parameterestimaterne alltid er innenfor konfidensintervallene. Ser heller ingen tegn til strukturelle brudd. Jeg kan dermed konkludere med at parameterne i mine to modeller er stabile over tid og modellene er generaliserbare.

6 Konklusjon

I denne oppgaven har jeg sett på sammenhengen mellom ulike mål på volatilitet og utenlandsk eierandel på Oslo Børs i tidsperioden desember 2000 til oktober 2011. Analysen tyder på at internasjonal usikkerhet, representert ved VIX indeksen, har en negativ påvirkning på utenlandsk eierandel på Oslo Børs. På den annen side ser det ikke ut til at innenlandske mål på usikkerhet har noen effekt på utenlandsk eierandel. I tider med høy global uro, som under finanskrisen i 2008/2009 og i kjølevannet av dot-com boblen i 2001-2002, har jeg i denne oppgaven sett at utenlandsk eierandel faller betydelig, og jeg har drøftet ulike potensielle forklaringer på hvorfor dette skjer. Tidligere studier²³ har vist at utenlandske investorer ser på Oslo Børs som en god diversifiseringskandidat, både på grunn av børsens historiske utvikling og fordi Norge regnes som et stabilt og trygt land. Dette kan være med å forklare den generelt høye andelen utenlandske investorer på Oslo Børs, mens ved finansielle kriser kan fenomenet *correlation breakdown*, som forklart i kapittel 2.4, redusere diversifiseringsgevinsten slik at investorene flykter børsen. Videre kan fenomenene *Flight to quality* og *Flight to liquidity*, som er presentert i kapittel 2.5, være med på å forklare de kraftige fallene i utenlandsk eierandel i krisetider. *Flight to quality* innebærer at det i tider med høy volatilitet observeres at investorenes effektive risikoaversjon øker. Dette kan føre til at utenlandske investorer rebalanserer sine porteføljer bort fra Oslo Børs til sikrere og mer likvide aktiva som obligasjoner eller større og mer likvide selskaper. Når det gjelder *Flight to liquidity* vil investorer flykte fra Oslo Børs ettersom de norske markedene er kjent for å være små, både når det gjelder valuta, obligasjoner og aksjer, og er dermed beregnet som lite likvide. Selv om det for enkelte investorer er en egen motivasjonsfaktor å investere på Oslo Børs for å høste en ekstra likviditetspremie, er det heller ikke mulig for disse å unngå en viss risiko for at alle vil selge samtidig i ekstreme perioder. Som forklart i kapittel 2.5 er effekten av *Flight to liquidity* funnet å være konveks, noe som gjør at likviditetspremien øker markant i kriseperioder og dermed impliserer at investorer vil flykte fra Oslo Børs i slike perioder.

²³ Se kapittel 2.4

En svakhet ved min oppgave er at utvalgsstørrelsen med fordel kunne vært større. For små eller moderate utvalg vil en høy mengde forklaringsvariabler gjøre at antall frihetsgrader blir lav og modellen mer sensitiv for endringer. Fordelen med mitt utvalg er til gjengjeld at det inneholder både opp- og nedgangsperioder, deriblant to større økonomiske kriser.

Denne oppgaven kunne vært videreført på flere måter. Det kunne blant annet vært interessant å undersøke om det finnes andre faktorer som påvirker den utenlandske eierandelen. Her er det nærliggende å tenke på den relative likviditeten på Oslo Børs i forhold til utenlandsk likviditet. Dette for å undersøke fenomenet *Flight to liquidity* nærmere. Videre hadde det vært spennende om en kunne fått tak i en lengre tidsserie for utenlandsk eierandel, eller eventuelt gjort denne undersøkelsen på nytt om noen år for å se hvordan andelen utenlandske investorer utvikler seg i kjølevannet av krisen vi nå har vært igjennom.

7 Referanseliste

- Bloomberg. (2012). "JPMVXYG7 snapshot" Hentet 16. april, 2012.
<http://www.bloomberg.com/quote/JPMVXYG7:IND>
- Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. (2009). *Investments* (8 ed.). Singapore: McGraw-Hill.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance* (2 ed.). New York: Cambridge University Press.
- Børsens historie. (2012) Hentet 27. april, 2012. <http://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Om-oss/Boersens-historie>
- CBOE. (2009)." The CBOE volatility index - VIX".
<http://www.cboe.com/micro/vix/vixwhite.pdf>: Chicago Board Options Exchange.
- Che, L. (2011). "Investors' performance and trading behavior on the Norwegian stock market" *Series of Dissertations 5/2011*. Oslo: BI Norwegian Business School.
- Doornik, J. A., & Hendry, D. F. (2009). *Empirical Econometric Modelling PcGive 13* (Vol. 1). London: Timberlake Consultants Ltd.
- Farooqi, S. (2006). "JP Morgan launches implied volatility indexes". *Risk Magazine* Hentet <http://www.risk.net/risk-magazine/news/1504217/jp-morgan-launches-implied-volatility-indexes>
- Hendry, D. F., & Nielsen, B. (2007). *Econometric Modeling - A likelihood approach*. New Jersey: Princeton University Press.
- ICE. (2012). ICE Brent Crude Futures - Description Hentet 7 mars, 2012.
<https://http://www.theice.com/productguide/ProductDetails.shtml?specId=219>
- Jacquier, E., & Marcus, A. J. (2001). "Asset Allocation Models and Market Volatility". *Financial Analysts Journal*, 57(No.2 (Mar.-Apr.)), 16-30.
- Jørgensen, K. (2011). "Three Articles on Market Microstructure at the Oslo Stock Exchange (OSE)". *Series of Dissertation 2011:12 - BI*

- Karolyi, G. A., & Stulz, R. M. (2003). "Are financial assets priced locally or globally? ". In G. M. Constantinides, M. Harris & R. M. Stulz (Eds.), *Handbook of the Economics of Finance* (Vol. 1B): Elsevier.
- Kremers, J. J. M., Ericsson, N. R., & Dolado, J. J. (1992). "The Power of Cointegration Tests", . *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 325 - 348.
- Næs, R. (2004). "Ownership Structure and Stock Market Liquidity" *Working Paper*. Oslo: Norges Bank - Research Department.
- Næs, R., Skjeltorp, J. A., & Ødegaard, B. A. (2008). "Liquidity at the Oslo Stock Exchange" *Working Paper*. Oslo: Norges Bank - Research Department.
- PRS. (2011). International Country Risk Guide (ICGR). http://www.prsgroup.com/ICRG_TableDef.aspx: The PRS Group.
- Rakkestad, K. J. (2002). "Estimering av indikatorer for volatilitet" *Working paper*. Oslo: Norges Bank - Avdeling for verdipapirer og internasjonal finans.
- Scholes, M. (2000). "Crisis and Risk Management". *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 90, 17-21.
- Solnik, B. H. (1974). "Why Not Diversify Internationally Rather Than Domestically?". *Financial Analysts Journal*, 30(No. 4 (Jul. - Aug.)), 48-52 + 54.
- STATS 208 - Data Analysis Course Book*. (2010). Department of Statistics - Auckland University.
- Vayanos, D. (2004). "Flight to Quality, Flight to Liquidity, and the Pricing of Risk": LSE Research Online - Working paper.
- WFE. (2010). "Time Series - Market Capitalization". <http://www.world-exchanges.org/statistics/time-series>: World Federation of Exchanges.

A Appendiks

A.1 Akaikes informasjonskriterie

$$AIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T} \quad (A.1)$$

der $\hat{\sigma}^2$ er restleddvariansen, T er antall observasjoner og k er antall parametere estimert. Ved bruk av informasjonskriteriet ønsker en lavest mulig verdi på AIC (Brooks, 2008, p. 233).

A.2 Resultat ADF-tester

I tabell TA.1 rapporteres de fullstendige resultatene for ADF testene. (*) betyr at nullhypotesen om at variabelen er en ikke-stasjonær prosess kan forkastet på et 95% signifikansnivå, mens (**) betyr at den kan forkastes på et 99% signifikansnivå.

Tabell TA.1: Resultat ADF tester

Utl: ADF tester (T=126, Konstant; 5% = -2,881% = -3,48)							
D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
3	-1,1110	0,9824	0,0081	-0,1120	0,9110	-9,5910	
2	-1,1350	0,9822	0,0081	-0,5992	0,5502	-9,6060	0,9110
1	-1,2090	0,9812	0,0081	2,4610	0,0152	-9,6190	0,8319
0	-0,9755	0,9846	0,0082			-9,5870	0,1019

VIX: ADF tester (T=126, Konstant; 5% = -2,881% = -3,48)							
D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
3	-2,6910	0,8759	0,0444	0,8238	0,4117	-6,1900	
2	-2,5750	0,8845	0,0443	-2,0820	0,0394	-6,2000	0,4117
1	-3,3340*	0,8558	0,0449	2,5130	0,0133	-6,1810	0,0863
0	-2,7200	0,8840	0,0459			-6,1470	0,0117

VXY: ADF tester (T=126, Konstant; 5% = -2,881% = -3,48)							
D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
3	-2,4260	0,9235	0,0093	0,5984	0,5507	-9,3250	
2	-2,3590	0,9275	0,0092	-0,8859	0,3774	-9,3380	0,5507
1	-2,6510	0,9209	0,0092	3,7860	0,0002	-9,3480	0,5674
0	-1,8780	0,9421	0,0097			-9,2530	0,0023

Brent: ADF tester (T=126, Konstant; 5% = -2,881% = -3,48)							
D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
3	-1,6670	0,9725	5,1450	-0,7175	0,4745	3,3150	
2	-1,8790	0,9698	5,1340	1,4460	0,1506	3,3030	0,4745
1	-1,6290	0,9742	5,1570	5,8070	0,0000	3,3040	0,2765
0	-0,7791	0,9862	5,7980			3,5310	0,0000

OBX sd: ADF tester (T=126, Konstant; 5% = -2,881% = -3,48)							
D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
3	-3,1690*	0,7669	0,0969	-0,2107	0,8334	-4,6290	
2	-3,3990*	0,7623	0,0965	-0,4924	0,6233	-4,6450	0,8334
1	-3,8070**	0,7505	0,0962	-0,3533	0,7244	-4,6590	0,8673
0	-4,2500**	0,7420	0,0959			-4,6740	0,9384

MS-N sd: ADF tester (T=126, Konstant; 5% = -2,881% = -3,48)							
D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
3	-3,1500*	0,7718	0,0948	-0,3478	0,7286	-4,6740	
2	-3,4180*	0,7643	0,0944	-0,5596	0,5768	-4,6880	0,7286
1	-3,8450**	0,7512	0,0942	-0,2056	0,8375	-4,7020	0,8061
0	-4,2240**	0,7464	0,0938			-4,7170	0,9244

MS-V sd: ADF tester (T=126, Konstant; 5% = -2,881% = -3,48)							
D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
3	-3,1730*	0,7650	0,0605	-0,5961	0,5522	-5,5730	
2	-3,5430**	0,7513	0,0603	-0,9698	0,3340	-5,5860	0,5522
1	-4,2490**	0,7250	0,0603	0,7713	0,4420	-5,5940	0,5262
0	-4,2650**	0,7431	0,0602			-5,6050	0,5986

LIQ: ADF tester (T=126, Konstant; 5% = -2,881% = -3,48)							
D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
3	-1,357	0,9449	29,0000	-1,3070	0,1937	6,7730	
2	-1,5010	0,9392	29,0800	-4,4760	0,0000	6,7720	0,1937
1	-2,1410	0,9082	31,2500	-3,5590	0,0005	6,9080	0,0000
0	-2,9680*	0,8709	32,6900			6,9900	0,0000

DUtl: ADF tester (T=126, Konstant; 5% = -2,881% = -3,48)							
D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
3	-5,0160**	0,2150	0,0081	-1,0010	0,3187	-9,5890	
2	-6,3220**	0,1381	0,0081	0,2379	0,8123	-9,5960	0,3187
1	-7,4780**	0,1561	0,0081	0,7233	0,4709	-9,6120	0,5902
0	-9,0260**	0,2072	0,0081			-9,6230	0,6652

DVIX: ADF tester (T=126, Konstant; 5% = -2,881% = -3,48)							
D-lag	t-adf	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
3	-6,2070**	-0,1242	0,0456	0,7467	0,4567	-6,1360	
2	-6,9040**	-0,0513	0,0455	-0,2129	0,8318	-6,1480	0,4567
1	-9,4200**	-0,0727	0,0454	2,9530	0,0038	-6,1630	0,7404
0	-9,5870**	0,1463	0,0467			-6,1110	0,0303

DVXY: ADF tester (T=126, Konstant; 5% = -2,881% = -3,48)							
D-lag	t-ADF	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
3	-6,1430**	0,0840	0,0094	1,5240	0,1300	-9,2970	
2	-6,1540**	0,1951	0,0094	-0,0935	0,9257	-9,2940	0,1300
1	-7,5680**	0,1882	0,0094	1,4670	0,1448	-9,3100	0,3150
0	-8,3110**	0,2824	0,0094			-9,3080	0,2187

DBrent: ADF tester (T=126, Konstant; 5% = -2,881% = -3,48)							
D-lag	t-ADF	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
3	-5,2810**	0,3912	5,1690	1,2660	0,2079	3,3240	
2	-5,2320**	0,4538	5,1820	1,1120	0,2685	3,3220	0,2079
1	-5,2660**	0,5042	5,1870	-1,1010	0,2729	3,3160	0,2452
0	-6,8570**	0,4498	5,1910			3,3100	0,2598

DLIQ: ADF tester (T=126, Konstant; 5% = -2,881% = -3,48)							
D-lag	t-ADF	beta Y_1	sigma	t-DY_lag	t-prob	AIC	F-prob
3	-8,1260**	-1,3572	29,0600	1,1680	0,2450	6,7770	
2	-9,8150**	-1,1322	29,1000	1,4560	0,1480	6,7730	0,2450
1	-13,8200**	-0,8853	29,2300	4,7790	0,0000	6,7740	0,1790
0	-16,0300**	-0,3492	31,7000			6,9290	0,0000

A.3 ADL modell estimert uten MS-V sd

Tar utgangspunkt i samme GUM som jeg brukte i kapittel 5.3, bortsett fra at jeg nå har ekskludert MS-V sd siden denne er høyt korrelert med VIX (0,9041). Jeg ønsker å undersøke om jeg ved bruk av Autometrics i OxMetrics nå ender med samme sluttmodell som når MS-V sd var inkludert, rapportert i tabell T5.4. Som jeg har diskutert i kapittel 4.3 kan tilfelle med nær multikollinearitet føre til at variabler blant annet blir feilaktig insignifikante på grunn av høyt standardavvik, eller at fjerning av variabler kan føre til store endringer i koeffisientenes verdi for de inkluderte variablene. Benytter Autometrics på følgende GUM:

$$\begin{aligned}
 Utl_t = & \beta_0 + \sum_{s=1}^2 \beta_s Utl_{t-s} + \sum_{s=0}^2 \beta_{3+s} VIX_{t-s} + \sum_{s=0}^2 \beta_{6+s} VXY_{t-s} + \\
 & \sum_{s=0}^2 \beta_{9+s} OBX_{t-s} + \sum_{s=0}^2 \beta_{12+s} Brent_{t-s} + \sum_{s=0}^2 \beta_{15+s} LIQ_{t-s} \\
 & + \text{sesongdummyer} + u_t
 \end{aligned} \tag{A.2}$$

Jeg får da følgende resultat, rapportert i tabell TA.2, som vi kan se er helt likt som modellen jeg fikk i tabell T5.4. Jeg kan dermed konkludere med at de to høyt korrelerte variablene ikke har skapt noen problemer for sluttmodellen jeg kom frem til i kapittel 5.3.

Tabell TA.2: Resultat ADL modell EQ(6)

EQ(6) Modelling Utl by OLS
The estimation sample is: 2001(3) - 2011(10)

	Coefficient	t-prob		
Utl_1	0,9790	0,0000	Adj.R^2	0,9869
Constant	0,0120	0,0055	no. of observations	128
VIX	-0,0303	0,0006	RSS	0,0033
VXY	-0,2862	0,0000	log-likelihood	495,105
VXY_1	0,3099	0,0000		
CSeasonal_3	-0,0070	0,0001		
CSeasonal_5	0,0065	0,0004		
CSeasonal_6	0,0044	0,0100		
l:2001(3)	0,0137	0,0112		
l:2001(6)	-0,0396	0,0000		
l:2003(3)	-0,0202	0,0003		

Feilspesifikasjonstester:

AR 1-7 test:	F(7,110)	=	1,7126 [0,1133]
ARCH 1-7 test:	F(7,114)	=	1,7062 [0,1144]
Normality test:	Chi^2(2)	=	3,4918 [0,1745]
Hetero test:	F(11,113)	=	0,8785 [0,5634]
Hetero-X test:	F(29,95)	=	1,4445 [0,0948]
RESET23 test:	F(2,115)	=	1,0573 [0,3508]
