

Et makroøkonomisk perspektiv på aksjemarkedet i Norge og USA

*En empirisk analyse av kort- og langsiktige forhold i perioden
1988-2010*

Merethe Kruge og Hege Yndestad Tysnes

Veileder: Jan Tore Klovland

Masterutredning i Finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Denne utredningen er gjennomført som et ledd i siviløkonomutdanningen ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at høyskolen innestår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

Denne masterutredningen tar for seg forholdet mellom aksjemarkedet og makroøkonomiske variabler for det norske og det amerikanske markedet i tidsperioden 1988-2010. Det ble ansett som hensiktsmessig å analysere begge disse markedene da vi antar at det eksisterer ulikheter mellom disse, og det var ønskelig å drøfte dette. Vi benytter Vector Error Correction Model (VECM) i estimeringen av modellene, og observerer at på lang sikt er det norske aksjemarkedet positivt påvirket av oljepris og dollarkurs, samt negativt påvirket av kortsiktige renter. Tilsvarende påvises det ved en Granger kausalitetsanalyse at oljepris, dollarkurs og kortsiktige renter påvirker det norske aksjemarkedet signifikant på kort sikt, samt at aksjemarkedet påvirker oljepris og kortsiktige renter. Det blir også gitt indikasjon for at dollarkursen kan virke som en ledende indikator på det norske aksjemarkedet og de andre makroøkonomiske indikatorene.

Tilsvarende påvises det ved en VECM estimering at det amerikanske aksjemarkedet blir påvirket signifikant positivt av inflasjon og negativt av oljepris på lang sikt. Den kortsiktige Granger kausalitetsanalysen viser at aksjemarkedet blir påvirket av oljepris, og påvirker samtidig kortsiktige renter, inflasjon og oljepris. Det påvises derfor at det amerikanske aksjemarkedet trolig kan virke som ledende indikator for kortsiktig rente og inflasjon, samt plausibelt for oljepris på kort sikt.

Avslutningsvis konkluderes det med at den største og mest vesentlige forskjellen mellom det norske- og det amerikanske aksjemarkedet er oljeprisens signifikante påvirkning, som henholdsvis er positiv og negativ for Norge og USA. Trolig grunner til dette er Norges betydelige oljeeksport sammenlignet med USA sin tilsvarende betydelige oljeimport. Videre anses det amerikanske aksjemarkedet å påvirke det norske aksjemarkedet.

Forord

Denne studien er utført som en avsluttende del av masterstudiet i økonomi og administrasjon, med fordypning i finans, ved Norges Handelshøyskole.

Med fordypning i anvendt makroøkonomi på Bachelorstudiet, og hovedprofil i finans på masterstudiet, var det naturlig å velge et tema som vinkler forskningen i et makroøkonomisk perspektiv. Vi fant at tidligere studier av det norske aksjemarkedet med en makroøkonomisk vinkling var lite oppdatert, og det ville være interessant å sammenligne resultatene med det amerikanske markedet.

Utførelsen av studiet har vært utfordrende, og vi ønsker derfor rette en stor takk til Frode Steen, Øyvind Anti Nilsen og Gunnhild Eide for viktige innspill. Vi vil også takke vår veileder Jan Tore Klovland som kommet med viktige kritiske innspill til evaluering av modellen vår.

Avslutningsvis ønsker vi å takke Norges Handelshøyskole for 2 fine år på masterstudiet.

Bergen 15.juni 2011

Merethe Jin Kruge og Hege Yndestad Tysnes

Innholdsfortegnelse

| | |
|--|-----------|
| 1. INNLEDNING | 7 |
| 1.1 AVKASTNINGSMODELLER I AKSJEMARKEDET | 8 |
| 1.2 TIDLIGERE FORSKNING..... | 10 |
| 1.3 MOTIVASJON | 16 |
| 2. PROBLEMSTILLING | 17 |
| 3. METODE..... | 18 |
| 4. DATA | 24 |
| 4.1 DET NORSKE MARKEDET | 24 |
| 4.1.1 <i>OBX-indeks</i> | 24 |
| 4.1.2 <i>1- og 3 måneders NIBOR rente</i> | 25 |
| 4.1.3 <i>Valutakursen USD/NOK</i> | 25 |
| 4.1.4 <i>Konsumprisindeks, totalindeks</i> | 26 |
| 4.1.5 <i>Detaljhandel</i> | 26 |
| 4.2 DET NORSKE OG AMERIKANSKE MARKEDET | 27 |
| 4.2.1 <i>Brent Crude</i> | 27 |
| 4.3 DET AMERIKANSKE MARKEDET | 27 |
| 4.3.1 <i>Standard & Poor's 500 indeks, S&P 500</i> | 27 |
| 4.3.2 <i>Consumer Price Index</i> | 28 |
| 4.3.3 <i>1 month- og 3 months Treasury bill</i> | 28 |
| 4.4 BEHANDLING AV VARIABLENE | 28 |
| 4.5 UTFORDRINGER | 29 |
| 4.6 RELIABILITET/VALIDITET | 29 |

| | | |
|-----------|--|-----------|
| 5. | ANALYSE..... | 31 |
| 5.1 | ANALYSE AV DET NORSKE AKSJEMARKEDET | 33 |
| 5.1.1 | <i>Forventning om variabelenes fortegn</i> | <i>36</i> |
| 5.1.2 | <i>Utvelgelse av modell</i> | <i>39</i> |
| 5.1.3 | <i>Drofting av valgt modell.....</i> | <i>41</i> |
| 5.1.4 | <i>Kausalitetsanalyse</i> | <i>42</i> |
| 5.1.5 | <i>Impulse Respons Analysis (IRF)</i> | <i>46</i> |
| 5.1.6 | <i>Forcast Error Variance (FEV)</i> | <i>50</i> |
| 5.1.7 | <i>Påvirkninger på det norske aksjemarkedet av utviklingen i internasjonale markeder</i> | <i>53</i> |
| 5.2 | ANALYSE AV DET AMERIKANSKE AKSJEMARKEDET | 54 |
| 5.2.1 | <i>Forventning om variabelenes fortegn</i> | <i>57</i> |
| 5.2.2 | <i>Utvelgelse av modell</i> | <i>57</i> |
| 5.2.3 | <i>Drofting av valgt modell.....</i> | <i>60</i> |
| 5.2.4 | <i>Kausalitetsanalyse</i> | <i>61</i> |
| 5.2.5 | <i>IRF analyse.....</i> | <i>63</i> |
| 5.2.6 | <i>Forcast Error Variance (FEV)</i> | <i>68</i> |
| 6. | DISKUSJON AV DE TO MARKEDENE | 71 |
| 6.1 | FEILKORREKSJONSMODELLEN(ECM) | 73 |
| 6.2 | OPPSUMMERING AV DISKUSJON | 75 |
| 6.3 | MODELLENES UTFORDRINGER | 76 |
| 7. | KONKLUSJON | 77 |
| 8. | VEDLEGG..... | 80 |
| 8.1 | VEDLEGG 1: STASJONÆRITET OG PLOTT AV VARIABLER | 80 |

| | | |
|-----------|--|------------|
| 8.2 | VEDLEGG 2: KRITERIER FOR UTVELGELSE AV MODELLER | 97 |
| 8.3 | VEDLEGG 3: RESIDUALTEST FOR UTVALGTE MODELLER | 137 |
| 8.4 | VEDLEGG 4: UTVIDET MODELL FOR NORGE | 149 |
| 9. | KILDER..... | 163 |
| | Tabell 1: Oppsummering av tidligere forskning | 14 |
| | Tabell 2: Stasjonærhetstest av variabler | 32 |
| | Tabell 3: Kointegrasjon Norge..... | 34 |
| | Tabell 4: Kausalitetstest Norge | 45 |
| | Tabell 5: Impuls responsanalyse Norge..... | 49 |
| | Tabell 6: Dekomponering av feilleddets varians(FEV) for Norge..... | 52 |
| | Tabell 7: Kointegrasjon USA..... | 55 |
| | Tabell 8: Kausalitetstest USA | 61 |
| | Tabell 9: Impuls respons for USA..... | 67 |
| | Tabell 10: Dekomponering av feilleddets varians for USA | 70 |
| | Tabell 11: Oversikt over justeringsparametre | 74 |
| | Figur 1: Aksjemarkedsindekser for Norge og USA 1988-2010 | 8 |
| | Figur 2: Impuls respons graf for det norske markedet | 48 |
| | Figur 3: Dekomponeringsgraf av varians for Norge | 51 |
| | Figur 4: Impuls responsgraf for USA | 66 |
| | Figur 5: Dekomponering av feilleddets varians for USA..... | 69 |

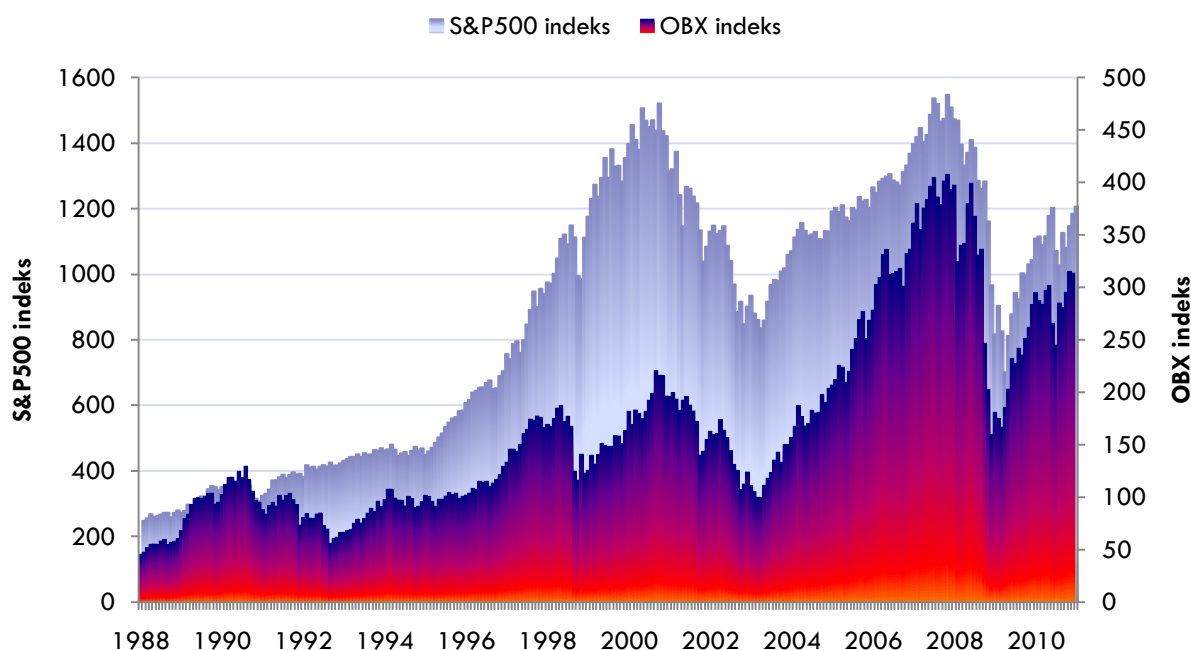
1. Innledning

Som følge av at aksjemarkedet blir ansett som en ledende indikator for økonomisk vekst, har det vært stor interesse rundt hva som påvirker aksjemarkedet og andre makroøkonomiske variabler. Flere studier er tidligere utført på dette feltet, men kun et fåtall har tatt for seg små åpne økonomier som den norske. I tillegg skiller den norske økonomien seg ut i den vestlige verden, ettersom den er preget av stor andel råvareeksport og drar fordeler av landets naturressurser. Næringen er preget av store sektorer innenfor blant annet olje- og gass, maritime næringer, fiske og energi. Spesielt stor er petroleumssektoren, og denne stod for hele 22 % av landets totale verdiskapning i 2009. Videre ble Norge rangert som verdens sjette største oljeeksportør og den trettende største oljeprodusenten dette året. Landets gasseksport utgjorde den nest største i verden i 2009, og gassproduksjon ble rangert som den femte største samme året (Olje- og Energidepartementet, 2009).

Vi forstår med dette at det norske aksjemarkedet derfor skiller seg ut, og kan derfor ikke direkte sammenlignes med tidligere forskning utført på andre aksjemarkeder i verden. Med dette som primær motivasjon ønsker vi derfor i denne oppgaven å undersøke hvilke makroøkonomiske variabler som påvirker det norske aksjemarkedet ettersom den norske økonomien kan anses som unik sammenlignet med andre vestlige økonomier.

Ettersom vi i oppgaven ønsker å studere aksjemarkedene i Norge og USA, illustreres aksjemarkedenes utvikling gjennom estimeringsperioden.

Figur 1: Aksjemarkedsindekser for Norge og USA 1988-2010



1.1 Avkastningsmodeller i aksjemarkedet

En viktig forutsetning for oppgaven er forståelse av aksjemarkedet, og hvordan denne kan påvirkes av andre makroøkonomiske ledende indikatorer. Aksjemarkedet selv, kan anses som en ledende indikator for økonomiens utvikling ettersom aksjeprisene settes med utgangspunkt i investorers betalingsvillighet. Denne betalingsvilligheten oppstår med forventning om en avkastning som er høyere enn plassering i risikofrie aktiva. Aksjeverdien defineres som nåverdien av forventet framtidige kontantstrømmer diskontert med et avkastningskrav. Avkastningskravet er utledet fra et risikofritt aktivum hvor en risikopremie blir lagt til. Dermed kan aksjeverdians analyse deles opp i hva som driver veksten i inntjeningene, og hva som endrer avkastningskravet.

Kontantstrømmene er basert på forventet vekst i framtidige inntjeninger som dermed gjør at det ikke finnes noen definert ”riktig” verdi. Den forventede veksten er kun en antakelse basert på forventet utvikling i markedet. Følgelig er viktige faktorer som driver aksjekursen opp eller ned avhengig av hva investorene tror om framtidig utvikling i viktige makroøkonomiske ledende indikatorer, og hvilken betydning disse har for selskapet. Utover dette er det også kjent at dersom aksjeprisen antas å være underpriset vil investorene kjøpe aksjen og drive opp kursen, og vice versa. På bakgrunn av dette, ønsker vi å modellere hva som driver forventningene til den framtidige utviklingen. Her kan det nevnes eksempelvis vekst i BNP, inflasjonsutvikling, råvarepriser, sysselsetting og finansieringskostnad som alle er inkludert i utvalget av variabler som vi vil forsøke å modellere aksjemarkedet med. En fullstendig oversikt over alle variablene som vurderes i analysen vil bli gitt i kapittelet som omhandler datainnsamling.

De mest anerkjente modellene som forklarer avkastningen i aksjemarkedet er kapitalverdimodellen CAPM (CAPM), Fama & French sin tre faktor modell (Fama & French, 1992) som er en utvidelse av CAPM og arbitrasjeprisingsmodellen (Ross, 1980) som inkluderer makrofaktorer. CAPM tar høyde for risiko og alternativkostnaden til kapital. Alternativkostnaden kan presenteres gjennom en langsiktig statsobligasjon som ansees å være tilnærmet risikofri. Risikoen man tar ved plassering i aksjer estimeres ut ifra markedsporteføljen som inkluderer hele aksjemarkedet. Denne risikofaktoren estimeres ved å sammenligne avkastningen til aksjen med markedspremien. Som tidligere nevnt utvider Fama & French CAPM modellen med to faktorer; størrelseeffekten (HML) og verdieffekten (SMB). Denne modellen har vist seg å ha en betydelig bedre forklaringskraft for aksjeavkastningen enn CAPM. Arbitrasjeprisingsmodellen (APT) følger av forventet avkastning og systematiske faktorer som justerer for makroøkonomiske indikatorer eller teoretiske markedsindikatorer.

De overnevnte modellene benyttes i dag til modellering av avkastning. Utfordringen med disse modellene er imidlertid at samtlige er lineære regresjonsmodeller som forutsetter at aksjemarkedsavkastningen er venstreside variabel.

Vi forstår på bakgrunn av disse modellene at det er hensiktsmessig å estimere modeller som ivaretar sammenhengen mellom aksjemarkedet og makroøkonomiske variabler, samt imøtekommer problemet med at variablene ikke nødvendigvis er strengt eksogene.

1.2 Tidligere forskning

Oppgaven tar for seg perioden 1988-2010 for analyse av det norske og det amerikanske aksjemarkedet, og perioden har gitt en årlig gjennomsnittlig aritmetisk avkastning i OBX og S&P 500 på henholdsvis 11.63 % og 8.13 %. Andre nøkkeltall i denne sammenheng er årlig vekst i oljepris og dollarkurs (USD/NOK) på henholdsvis 14.48 % og 0.55 %, og vi forstår med dette at analyseperioden er preget av høy prisvekst på olje. Dette vil trolig få effekter både i analysen av det norske og det amerikanske aksjemarkedet, noe vi ønsker å se nærmere på.

Studier av makroøkonomiske variablers påvirkning på aksjemarkedene er foretatt av en rekke andre forskere, og med varierte konklusjoner rundt dette temaet. Blant annet fant (Pilinkus & Boguslauskas, 2008) i deres analyse som omhandler om aksjepriser kan tjene som ledende indikator i en liten åpen økonomi, at konsumpriser og pengemengde målt ved M2 viser seg å påvirke aksjeprisene. Analysen er basert på Granger kausalitetstest, og tyder ikke på at aksjemarkedet kan fungere som en ledende indikator på de andre makroøkonomiske indikatorene i en liten åpen økonomi, hvor Litauen er benyttet. Dette blir konkludert av Pilinkus & Boguslauskas ettersom alle valgte makroøkonomiske indikatorer ikke er påvirket av aksjemarkedet i Litauen. De presiserer imidlertid at pengemengde og inflasjon hadde en signifikant påvirkning på aksjeprisene, og kan dermed til en viss grad predikere aksjeprisene. Aksjeprisene kan derimot ikke predikere inflasjon og pengemengde ettersom motsatt sammenheng ikke er påvist i studien.

I en analyse foretatt av (Sadorsky, 2003) hvor det er testet hvilke makroøkonomiske variabler som kan påvirke teknologiaksjer, ble det konkludert med at volatiliteten til oljeprisen og konsumprisindeksen begge hadde en signifikant effekt på teknologiaksjer i USA. Videre blir disse konklusjonene forsterket av forskning utført av (Gjerde & Sættem, 1999), som analyserer det norske aksjemarkedet. Studien undersøker i likhet med overnevnte analyser, hvilke makroøkonomiske indikatorer som ser til å påvirke aksjemarkedet. Analysen er basert på Oslo Børs markedsverdivektet indeks, og makroøkonomiske variabler som inkluderes i studien er følgende; oljepris, USD/NOK, konsumprisindeks, tre måneders NIBOR rente, industriproduksjon, konsum og internasjonal industriproduksjon. Videre er resultatene fra denne studien basert på data fra 1974-1994. Gjerde og Sættem 1999 benytter VAR metode, Vector

Autoregression, for å estimere modellen, og forfatterne finner at det norske aksjemarkedet responderer spontant negativt til renter og positivt til oljeprisendringer, samt at inflasjon ser til å ha en negativ effekt på aksjeavkastningen. Dette samsvarer med analysen utført av Sadorsky 2003 og Pilinkus & Boguslauskas 2008 som begge konkluderer med at olje- og konsumpriser har signifikant påvirkning på aksjemarkedet. Imidlertid gis det eksplisitt rede for at oljepris har en positiv effekt på det norske aksjemarkedet, mens både renter og konsumpriser har en negativ effekt i Gjerde og Sættem sin analyse. Videre blir det i sistnevntes studie funnet bevis for at en økning i realrente fører til en reduksjon i inflasjon, og at konsumendringer har en positiv effekt på fremtidig inflasjon. Norsk industriproduksjon responderer positivt til endringer i internasjonal real aktivitet, og inflasjon reagerer negativt til realrenteendringer med en liten forsinkelse.

(Bordo, Dueker, & Wheelock, 2008) understøtter (Gjerde & Sættem, 1999) sine konklusjoner om henholdsvis inflasjon og kortsiktige renter. Også denne studien er utført ved bruk av VAR metode, men baserer seg imidlertid på amerikanske data fra 1952-2005. I likhet med den norske studien, har forfatterne benyttet industriproduksjon, inflasjon, renter og aksjeindeks som variabler i deres analyse, og har sammenlignbare konklusjoner. Det blir også i denne studien bevist at et inflasjons- og rentesjokk har en negativ effekt både på reelle aksjepriser og på markedsforhold på lang sikt.

(Kim, 2003) har utført en tilsvarende studie som Gjerde & Sættem 1999 og Bordo, Dueker & Wheelock 2008, men benytter seg av kointegrasjonsanalyse for å undersøke eksistensen av et langsiktig likevektsforhold blant aksjepriser, industriproduksjon, renter, real valutakurs og inflasjon i USA. Forskningsarbeidet tar sikte på å undersøke hva, og i hvilken retning, disse variablene påvirker S&P 500 aksjepriser. Variablene som brukes i denne studien tilsvarer variabler benyttet av andre forskere på dette feltet, og disse er valgt ettersom man ønsker å se på nøkkelvariabler som påvirker fremtidig inntjening og diskonteringsrente. Det estimerte likevektsforholdet mellom aksjepriser og industriproduksjon, dollarkurs, rente og inflasjon i studien gir bevis for at industriproduksjon har en positiv effekt på aksjepriser, mens valutakursen på dollar, rente og inflasjon har en negativ effekt. Effekten av rente og inflasjon på aksjemarkedet er i tråd med overnevnte forskningsarbeid.

Liknende studier som er utført for det amerikanske- og det norske aksjemarked, er også utført for ASEAN landene bestående av Indonesia, Malaysia, Filippinene, Singapore og Thailand. Denne

studien er utført av (Wongbangpo & Sharma, 2002). Studien tar for seg både makroøkonomiske variabelers påvirkninger på landenes aksjemarkeder på kort- og lang sikt, analysert ved hjelp av kointegrasjonsanalyse og Granger kausalitet. Kointegrasjonsanalysen for samtlige ASEAN land påviste en langsiktig positiv effekt av brutto nasjonal produkt og en langsiktig negativ effekt av konsumprisene på aksjemarkedene. Videre gav pengemengde en positiv effekt på aksjemarkedene i Malaysia, Singapore og Thailand, mens den samme variabelen påviste en negativ effekt på aksjemarkedene i Indonesia og Filippinene. Rente påvirker aksjemarkedene positivt i landene Indonesia og Malaysia, mens den påvirker negativt i Filippinene, Singapore og Thailand. Valutakursen til hvert av landene målt opp mot amerikanske dollar er inkludert i modellene som en indikasjon på landenes eksterne konkurransevne, og variabelen gir en positiv effekt på aksjemarkedene i Indonesia, Malaysia og Filippinene, mens den imidlertid gir en negativ effekt for aksjemarkedene i henholdsvis Singapore og Thailand. Analyse av det kortsiktige forholdet mellom aksjemarkedet og makroøkonomiske variabler er utført ved en Granger kausalitetsanalyse i studien. Dets resultater påviser at samtlige aksjemarkeder i ASEAN landene blir påvirket av variablene; brutto nasjonalprodukt, konsumpris, pengemengde, renter og valutakurs. Videre påvirker samtidig aksjemarkedet alle de samme variablene med unntak av valutakurs i Indonesia, Malaysia og Thailand. Dette indikerer at variablene som er inkludert i studien fungerer som ledende indikatorer, hvor mange av disse variablene påvirker hverandre gjensidig.

(Ratner, 1993) har analysert valutakursers påvirkning på det amerikanske aksjemarkedet. Dette er interessant ettersom man forventer at valutakursen vil påvirke aksjemarkedet gjennom forbedret/forverret konkurransevne som fører til økt/reduert inntekt på selskapenes hånd, og dette vil trolig øke/reducere deres forventning om fremtidig kontantstrømmer. Studien baserer seg på kointegrasjonsanalyse, og konkluderer med at det kun er Frankrike som har en signifikant koeffisient for sammenhengen mellom amerikanske aksjepriser og dollarkursen, og denne er negativ for perioden 1973-1979. Imidlertid er ikke denne sammenhengen stabil på tvers av tidshorizontene. Det kan dermed ikke konkluderes med at aksjeavkastning og dollarkurs er sterkt relatert. Også etter å ha segmentert periodene finner man ingen bevis for kointegrasjon, noe som er konsistent med den rasjonelle forventningsteorien som ikke gir støtte for et sterkt forhold mellom valutakurser og aksjepriser. Videre er denne sammenhengen også testet i studiet ved å estimere en regresjonsmodell med ulike valutakurser mot dollar som forklaringsvariabler, men

også denne gir ingen bevis for kointegrasjon mellom aksjepriser og dollarkurs. Den manglende evnen til å finne en signifikant sammenheng mellom dollarkurs og amerikanske aksjepriser støtter imidlertid markedseffisiens. I motsetning fant Kim 2003 i sin analyse at valutakursen på dollar hadde en signifikant negativ effekt på amerikanske aksjepriser målt ved S&P 500 indeksen. Denne studien bygger på samme metode som analysen av Ratner 1993, og analysen baserer seg på tallmateriale fra perioden 1974-1998.

Et lands aksjemarkedet kan imidlertid også bli påvirket av utvikling i andre lands aksjemarkeder. Blant annet er det en konsensus om at dette er tilfelle for det norske aksjemarkedet ettersom Norge er en liten åpen økonomi, og dermed trolig blir påvirket av andre større aksjemarked som for eksempel det amerikanske. Denne påvirkningseffekten kan komme gjennom blant annet overraskende makroøkonomiske nyheter i USA, endringer i forventninger om fremtidige kontantstrømmer i amerikanske selskaper og fall/økning i etterspørsel etter olje, som alle også påvirker det amerikanske aksjemarkedet. Ettersom det amerikanske markedet er konsumdrevet, vil slike annonseringer kunne påvirke det norske aksjemarkedet som i stor grad er vektet av råvareeksport for videre ferdigvareproduksjon, og konsum. Slike påvirkninger mellom ulike lands aksjemarkeder kommer som følge av en økende grad av integrerte markeder internasjonalt, og dette er undersøkt i en studie av (Mathur & Subrahmanyam, 1990), som tar for seg de Nordiske landene og USA i deres analyse. Forskningsartikkelen bruker Granger kausalitet for å teste om de Nordiske landene påvirker hverandres aksjepriser, og det benyttes også amerikanske aksjekurser til sammenligning, hvor kausaliteten mellom amerikanske aksjepriser og nordiske aksjepriser blir undersøkt. Tidsperioden analysen bygger på er fra 1974 til 1985, og det blir påvist at endringer i det amerikanske og svenske aksjemarkedet ikke blir påvirket av utviklingen i de øvrige landenes aksjepriser. Videre blir det påvist at endringer i amerikanske priser er påvirket av deres egen endring med en periodes lag. Det mest overraskende med denne studien er imidlertid at det ikke ble funnet noen påvirkning på det norske aksjemarkedet av bevegelser i amerikanske aksjepriser, noe som bryter med antakelsen om at det norske aksjemarkedet blir påvirket av utviklingen i det amerikanske aksjemarkedet.

(Laopodis, 2010) har gjennom sin studie på aksjepriser og makroøkonomiske indikatorer funnet varierende resultater for pre- og post-perioden til Euro. Det viser seg at aksjeprisene har blitt

mindre sensitive til endringer i industriproduksjon og renter i perioden etter Euro (1999-2009). Utover dette kommer det fram at detaljhandel og oljepris har mindre effekt på aksjemarkedet etter Euro perioden, med unntak av USA som ser ut til å være mer utsatt for sjokk i oljeprisen enn Frankrike, Tyskland, Italia og UK. Avslutningsvis framkommer det at forbrukerne er mer bekymret for den generelle økonomien og personlige finansielle situasjon enn inflatoriske prosesser, med unntak av Tyskland som har opplevd ekstrem inflasjon i perioden 1914-1923. Laopodis 2010 konkluderer med at innenlandske faktorer ikke har hatt en betydelig rolle i aksjemarkedets utvikling, men at større faktorer som oljepris og andre store aksjemarkedsbevegelser har vært en sterkere påvirkningskraft. En oppsummert kortfattet oversikt over tidligere forskning er representert i Tabell 1.

Tabell 1: Oppsummering av tidligere forskning

| | Pilinkus & Boguslauskas (2008) | Sadorsky (2003) | Ratner (1993) | Bordo, Dueker & Wheelock (2008) |
|------------------|--|---|---|---------------------------------------|
| Metode | Granger kausalitet | VAR analyse | Kointegrasjonsanalyse | VAR analyse |
| Påviste faktorer | Konsumpris Pengemengde | Oljepris Konsumpris | Ingen forhold mellom aksjemarkedet og dollarkurs | Inflasjonssjokk (-) Rentesjokk (-) |
| | Kim (2003) | Gjerde & Sættem (1999) | Mathur & Subrahmanyam (1990) | |
| Metode | Kointegrasjonsanalyse | VAR analyse | Granger kausalitet | |
| Påviste faktorer | Industriproduksjon (+) Dollarkurs (-) Rente (-) Inflasjon (-) | Renter (-) Oljepris (+) Inflasjon (-) | Ingen påvirkning på det norske aksjemarkedet av endringer i det Amerikanske aksjemarkedet | |

Fortsettelse tabell 1: oppsummering av tidligere forskning

| | Wongbangpo & Sharma (2002) | Laopodis (2010) | |
|------------------|----------------------------|---|--------------------------|
| Metode | VECM analyse | IRF og FEV analyse | |
| Påviste faktorer | LANG SIKT: | Pre-Euro | Post-Euro |
| | Filippinene | Frankrike(IRF) - repsons i aksjemarkedet | |
| | BNP (+) | Industriproduksjon (+) | (+)/(-) |
| | Konsumpris (-) | Renter (-) | (+)/(-) |
| | Pengemengde (-) | Detaljhandel (+) | Tilnærmet null |
| | Renter (-) | Oljepris (-)/(+) | (-)/(+) |
| | Dollarkurs (+) | Tyskland(IRF) - respons i aksjemarkedet | |
| | Singapore | Industriproduksjon (+) | (-)/(+)/(0) |
| | BNP (+) | Renter (-) | (+)/(-) |
| | Konsumpris (-) | Detaljhandel NA | (-) |
| | Pengemengde (+) | Oljepris NA | (+) |
| | Renter (-) | Italia(IRF) - respons i aksjemarkedet | |
| | Dollarkurs (+) | Industriproduksjon (+) | (-) |
| | Thailand | Renter (+)/(-) | Tilnærmet null |
| | BNP (+) | Detaljhandel (-) | (-)/(+) |
| | Konsumpris (-) | Oljepris (-) | Tilnærmet null |
| | Pengemengde (+) | Storbritannia(IRF) - respons i aksjemarkedet | |
| | Renter (-) | Industriproduksjon (+) | (+)/(-) |
| | Indonesia | Renter (-) | (-) |
| | BNP (+) | Detaljhandel NA | (+)/(-)/(0) |
| | Konsumpris (-) | Oljepris NA | (+)/(-)/(0) |
| | Pengemengde (-) | USA(IRF) - respons i aksjemarkedet | |
| | Renter (+) | Industriproduksjon (-)/(+) | (+) |
| | Dollarkurs (+) | Renter (-) | (+) |
| | Malaysia | Detaljhandel NA | (+) |
| | BNP (+) | Oljepris NA | (+) i 2 perioder, (-) |
| | Konsumpris (-) | | |
| | Pengemengde (+) | | |
| | Renter (+) | | |
| | Dollarkurs (+) | | |

1.3 Motivasjon

Ettersom vi ønsker å studere både det norske- og det amerikanske aksjemarkedet, vil det bli utført to ulike analyser hvor variablene som blir inkludert i hver modell kan variere, da disse vil avhenge av forklaringskraft i de respektive modellene. Det vil derfor ikke bli en direkte sammenligning mellom den estimerte norske- og amerikanske modellen, men en bredere diskusjon og samlet vurdering av de to markedene rundt ulikheter og eventuelle grunner til dette. Videre ønsker vi å analysere både langsiktig- og kortsiktig forhold av makroøkonomiske variablers påvirkning på aksjemarkedene ved henholdsvis kointegrasjonsanalyse og Granger kausalitetsanalyse. Tallserier som er inkludert i analysene er blant annet for OBX indeks, S&P 500 indeks, 1- og 3 måneders NIBOR renter, 1- og 3 måneders T-bill renter, 10-års stats- og Treasury obligasjoner, konsumprisindekser for den norske og den amerikanske økonomien, USD/NOK, norsk industriproduksjon, Purchasing Managers Index og oljepris.

Motivasjon for oppgaven er blant annet at sterke indikasjoner på langsiktige sammenhenger mellom aksjemarkedet og makroøkonomiske variabler kan påvirke investorers og pengepolitiske beslutninger, og disse er viktig å forstå for å unngå ulønnsomme investeringer og overoppheting i økonomien. Tilsvarende kan kortsiktige sammenhenger avdekke fundamentale funksjoner ved aksjemarkedet gjennom gjenkjennelse av endringer i økonomiske utsikter, eller gjennom signalisering av fremtidig utvikling i makroøkonomiske variabler.

2. Problemstilling

Som nevnt innledningsvis, ønsker vi ved denne oppgaven å gjøre rede for makroøkonomiske variabelers påvirkning på aksjemarkedet i Norge og i USA. Samtidig ønsker vi å analysere dette forholdet på både kort og lang sikt, i hvilken retning, hvis noen, det er påvirkning mellom dette forholdet, samt de makroøkonomiske variabelenes påvirkning av sjokk i aksjemarkedet på kort og lengre sikt.

Med dette som målsetning for oppgaven, er følgende problemstilling formelert;

”Hvilke makroøkonomiske variabler kan sies å ha en kort- og langsiktig sammenheng med aksjemarkedet i USA og i Norge, og hvilke makroøkonomiske indikatorer påvirkes?”

Videre er oppgaven strukturert på følgende måte; Kapittel 3 og 4 tar for seg metoden som er benyttet i oppgaven samt en oversikt over variabler som er inkludert i analysen, Kapittel 5 inkluderer selve analysen og drøfting rundt beste modell for det norske aksjemarkedet og det amerikanske aksjemarkedet, sammenligning av markedene diskuteres i Kapittel 6 og kapittel 7 konkluderer.

3. Metode

Ved analyse av sammenhenger i makroøkonomiske og finansielle variabler er det en særlig sterk forutsetning å si at det kun er én venstresidevariabel i en regresjonsmodell. Det er et kjent at det forekommer interaksjoner mellom de ulike kreftene i markedet. Et eksempel på dette er hvordan BNP og KPI påvirker hverandre; det er vanskelig å bevise hvilken som er venstresidevariabel. På bakgrunn av dette problemet har vi valgt å benytte en metode hvor vi forutsetter at alle variablene er endogene.

En viktig egenskap ved tidsserier er stasjonæritet. Vi undersøker egenskapene til hver variabel ved å bruke Generalized Least Squares Dickey Fuller (GLS DF). Nullhypotesen i testen er at variabelen ikke er stasjonær, mot alternativhypotesen som er at variabelen er stasjonær. Videre må man definere om variabelen inneholder "trend" eller "ingen trend" i testen, noe som avgjøres ved å plote hver tidsserie over tid og vurderer dens egenskaper. For alle variabler som fremstod som uklare rundt dens egenskaper, testet vi stasjonæritet for både med og uten trend. Vi kunne imidlertid konkludere med det samme på samtlige av variablene som var uklare på trendegenskaper. Alle variabler ble også testet på både level- og log-form for hvilket integrasjonsnivå de var integrert. Det anses som sjeldent at finansielle og makroøkonomiske tidsserier er stasjonære, og dette var også tilfellet for de fleste variablene vi testet for. For å løse dette problemet må variablene differensieres for å oppnå stasjonæritet. I GLS DF testene har vi benyttet maksimum lags på 20 for å være sikker på at de kan vurderes som stasjonære, og 5 % signifikansnivå er benyttet for å vurdere tidsseriene.

Vector Autoregression (VAR) modell er den mest anvendte og er en svært vellykket modell som benyttes for å analysere multivariate tidsserier. Flere studier har vist at VAR modellen er en særdeles god framgangsmåte for å modellere og predikere de dynamiske bevegelsene i økonomiske og finansielle tidsserier. Modell anses som svært fleksibel for prediksjon av fremtiden, da det er mulig å utføre modelleringen ved sjokk i spesifikke variabler. Utover dette kan VAR modellen også benyttes til å se på strukturell inferens. Ved strukturell analyse blir det brukt forutsetninger om kausalitetsstruktur på variablene, og analysert hvilken effekt uventede sjokk i spesifikke variabler har for modellen. Slike sjokk kan eksempelvis være en økning i

pengemarkedsrenten eller en økning i oljeprisen som følge av uventede reguleringer i pengepolitikken eller produksjonsmengde. For å analysere slike kausale effekter er det naturlig og fordelmessig å benytte impuls respons funksjon (IRF) og dekomponering av varians (FEV).

Impuls respons funksjonen estimerer variabelenes respons til sjokk i en av variablene som antas å være eksogen. I analysen vår defineres et sjokk i den eksogene variabelen til ett standardavvik. Dekomponeringen av variansen illustrerer hvor mange prosent hver av variablene bidrar til å forklare det eksogene sjokket i en av variablene, over en sekvens som velges.

Videre kan det eksistere kointegrasjon mellom to eller flere ikke-stasjonære variabler. Kointegrasjon kan defineres som følgende; ”En vektor av $I(1)$ variabler y_t kan sies å være kointegrert dersom det eksisterer en vektor β_i slik at $\beta_i'y_t$ er trend stasjonær. Dersom det eksisterer r slike lineære uavhengige vektorer $\beta_i, i=1, \dots, r$, sier man at y_t er kointegrert av rank r . Matrixen $\beta=(\beta_1, \dots, \beta_r)$ kalles kointegrasjons matrixen” (Sørensen, 2011). Dersom tidsseriene er ikke-stasjonære men er kointegrerte, har de en langsiktig sammenheng som kan defineres.

I en analyse mister man informasjon når man differensierer variablene, og av den grunn tester vi først om variablene er kointegrert. Dersom det eksisterer kointegrasjonsforhold, krever dette en utvidelse av VAR modellen. Man undersøker om det eksisterer kointegrasjon mellom to eller flere variabler ved å teste om en lineær kombinasjon av variablenes feilledd er stasjonære. Et viktig poeng i utvelgelse av variabler i denne sammenheng er at alle variablene man inkluderer i modellen må være integrert av samme orden. Ettersom de fleste variablene er $I(1)$ har vi brukt disse ved estimering av modeller for det norske- og amerikanske markedet.

For å undersøke om det eksisterer kointegrasjon mellom variabler har vi benyttet følgende fremgangsmåte;

Gitt at y_t og x_t i (3.1) er ikke-stasjonære serier vil den lineære kombinasjonen i (3.2) testes for nullhypotesen om stasjonærhet. Når man ikke kan forkaste nullhypotesen om stasjonærhet i den lineære kombinasjonen, kan man konkludere med at det eksisterer et kointegrasjonsforhold mellom x og y ettersom de følger en underliggende stasjonær residual.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t \text{ hvor } \varepsilon_t \sim I(0) \quad (3.1)$$

$$\varepsilon_t = y_t - \beta_1 x_t - \beta_0 \quad (3.2)$$

På generell form kan Vector Error Correction Model(VECM) skrives som

$$\Delta x_{1,t} = \alpha_1 + \gamma_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^q \delta_{1i} \Delta x_{1,t-i} + \dots + \sum_{i=1}^q \rho_{1i} \Delta x_{N,t-i} + u_t^{x_1} \quad (3.3)$$

hvor EC_{t-1} er feilkorreksjonsleddet som utledes fra kointegrasjonsvektoren og γ , δ og ρ er parametre som skal estimeres. N er antall variabler, q er lag lengden, i er lagget og $u_t^{x_1}$ er stasjonære tilfeldige prosesser med 0 i gjennomsnitt og konstant varians.

γ_1 sier noe om hvor raskt x_1 går mot likevekt igjen. Hver enkelt variabel justeres for feilkorreksjonsleddet, men de justeres til forskjellige hastigheter som da er gitt ved γ_1 .

Hovedegenskapene til en VECM er dens evne til å korrigere for ulikevekt som kan sende sjokk i systemet fra tid til annen. Feilkorreksjonsleddet fanger opp slike ulikevekter og fører variablene i systemet tilbake til likevekt.

Feilkorreksjonsmodellen beskriver hvordan Y_t og X_t oppfører seg kortsiktig som er konsistent med det langsiktige kointegrasjonsforholdet, og blir formulert matematisk slik;

$$\Delta Y_t = \delta + \phi_1 \Delta X_{t-1} - \gamma(Y_{t-1} - \beta X_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (\text{Verbeek, 2008})$$

I utredningen ovenfor er $Y_{t-1} - \beta X_{t-1}$ likevektsfeilen i forrige periode, hvor denne kan være lik eller ulik 0. Likevektsfeilen vil være av $I(0)$ forutsatt at Y_t og X_t er kointegrert med kointegrasjonsparameteren β , som viser det langsiktige likevektsforholdet. Videre beskriver koeffisienten ϕ_1 et kortsiktig forhold mellom forandringer i X og forandringer i Y . Koeffisienten γ er "speed of adjustment" parameteren og måler hvor raskt likevektsfeilen korrigeres, og angir hvor stor andel av avviket som korrigeres per periode.

VECM for det amerikanske markedet kan eksempelvis skrives som;

$$\begin{aligned} \Delta S\&P500_t = \\ &\alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^K \delta_{1i} \Delta S\&P500_{t-i} + \sum_{i=1}^K \gamma_{1i} \Delta Tbill3_{t-i} + \sum_{i=1}^K \omega_{1i} \Delta BrentCrude_{t-i} + \\ &\sum_{i=1}^K \vartheta_{1i} \Delta CPI_{t-i} + \varepsilon_t^{S\&P500} \end{aligned} \quad (3.4)$$

(Granger & Engle, 1987) foreslo en test for kointegrasjon som vist i (3.1) og (3.2). En svakhet ved denne testen er at den ikke tar hensyn antall kointegrasjonsvektorer, antall lags og de kort- og langsiktige sammenhengene som ofte eksisterer i økonomiske modeller. En sterkere test i denne sammenheng er da Johansens kointegrasjonstest. Ved Johansens kointegrasjonstest defineres antall optimale lags i modellen og videre benyttes en maximum likelihood test for å estimere antall ranks. Antall lags blir testet ved hjelp av Akaike Information kriteriet (AIC). (Ivanov & Kilian, 2005) fant i sine studier at for VAR modeller med månedlige observasjoner, var AIC det beste kriterium for å velge antall lags. De nevner også hvilket kriterie som er optimalt for kvartalsvise VECM (SIC), men tilsvarende studie av beste kriterium for månedlige observasjoner blir imidlertid ikke konstatert. Vi har derfor valgt å benytte AIC som kritisk verdi ved valg av optimalt antall lags i modellen.

(Braun & Mitnik, 1993) viste viktigheten ved å velge riktig lag lengde i deres studie, hvor det ble demonstrert at modellen blir inkonsistent ved å velge noe annet enn optimalt antall lags. Videre viste de også at impuls respons funksjonen og dekomponeringen av varians blir inkonsistent. (Lütkepohl, 1993) fant i sin studie at man overestimerer modellen og forårsaker en økning i prognostiseringen av gjennomsnittlig kvadratavvik ved å velge et høyere antall lags enn hva det benyttede utvalgskriteriet anbefaler. Når man velger færre antall lags enn den hva utvalgskriteriet anbefaler, forårsaker dette autokorrelerte feilledd. En svakhet ved VECM er at den krever lange tidsserier for å oppnå gode resultater da man mister noe data ved å estimere kointegrasjonsregresjoner.

Johansens kointegrasjonstest beregner to kritiske verdier; trace statistic og maximum eigenvalue, hvor nullhypotesen defineres til eksistens av kointegrasjon i modellen. Dersom man forkaster

nullhypotesen må man benytte en VAR modell med differensierte variabler i stedet for en VECM, forutsatt at variablene er I(1).

Ved estimering av modellen spesifiserer vi antall ranks og lags som fremkommer ved de ulike testene som tidligere er beskrevet, og undersøker deretter om modellen er pålitelig ved hjelp av residual tester. Dette gjøres å undersøke om det eksisterer autokorrelasjon i residualene, om de er stabile samt om de kan vurderes som normalfordelt.

Durbin Watson (DW) og Augmented Dickey Fuller (ADF) tester er de mest brukte testene for autokorrelasjon i tidsserier. Når distribusjonen til feilleddet ikke er normalfordelt, eller man inkluderer en lagget avhengig variabel kan man imidlertid ikke bruke DW og ADF testene. Vi har dermed benyttet en Lagrange Multiplier (LM) test som ikke har disse begrensningene.

LM statistikk for testing er gitt ved;

$$LM = (n - q)R_u^2$$

hvor, R_u^2 er R^2 fra regresjonen \hat{u}_t mot $x_{t1}, x_{t2}, \dots, x_{tN}, \hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-q}$, for alle $t = (q + 1), \dots, n$. LM statistikken er asymptotisk distribuert χ^2 med N^2 frihetsgrader. Nullhypotesen er at det ikke eksisterer autokorrelasjon. Dersom det er autokorrelasjon i modellen kan dette føre til at parametrene bli inkonsistente.

Jarque-Bera (JB) testen er en test som måler hvor normalfordelt residualene er, basert på kurtose og skjevhet. Dette målet angir hvor godt modellen passer. JB statistikken er gitt ved

$$JB = \frac{n}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4} K^2 \right)$$

hvor n er antall observasjoner, S er skjevhet og K er kurtose. JB statistikken har en asymptotisk χ^2 distribusjon med to frihetsgrader og kan brukes til å teste nullhypotesen om at variablene er fra en normaldistribusjon. Denne hypotesen er en samlet hypotese om at skjevheten er lik null og at overflødig kurtose er null.

Stabilitetstesten for VECM kan utledes på samme måte som for en VAR prosess. Gitt at en VAR prosess er definert ved:

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t, \quad t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots,$$

Hvor $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})'$ er en $(K \times 1)$ tilfeldig vektor, A_i er fast $(K \times K)$ koeffisient matriser, $v = (v_1, \dots, v_k)'$ er en fast $(K \times 1)$ vektor av skjæringspunkt som tillater muligheten for et gjennomsnitt $E(y_t)$ som ikke er null. $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{kt})'$ er en K -dimensjonal hvit støy.

For en VAR(1) prosess har vi

$$\begin{aligned} y_t &= v + A_1 y_{t-1} + u_t \\ &= (I_K + A_1 + \dots + A_1^j) v + A_1^{j+1} y_{t-j-1} + \sum_{i=0}^j A_1^i u_{t-i} \end{aligned}$$

Dersom alle eigenverdier for A_1 har modul verdi mindre enn 1 kalles VAR(1) prosessen stabil. (Lütkepohl, 1993)

Gjennom de overnevnte testene kom vi frem til ulike modeller vi kunne bruke i vår analyse. Et større antall forskjellige modeller har blitt estimert og de tre modellene som fremstod som de beste for å kunne forklare forholdet mellom aksjemarkedet og makroøkonomiske variabler innenfor hvert marked, er presentert i analysen. Videre bør det presiseres at det har forkommet noen problemer med stabilitet i modellene for både Norge og USA, og at dette var gjennomgående for alle modellene som ble estimert. En utvidet drøftelse av dette problemet vil bli redegjort i analysen av modellene.

4. Data

Ettersom vårt primære mål med oppgaven er å estimere det norske- og det amerikanske aksjemarkedets utvikling ved hjelp av ledende makroøkonomiske variabler, var det naturlig å starte denne prosessen med innsamling av makroøkonomiske variabler som kunne anses som passende for dette formålet. Alt datamateriale ble samlet inn for tidsperioden 1. januar 1988 - 1. desember 2010, hvor observasjoner for hele denne perioden var en forutsetning.

Prosesen startet med innsamling av følgende makroøkonomiske variabler for tidsperioden; OBX-indeks, 1 måned NIBOR rente, 3 måneder NIBOR rente, 10-års statsobligasjon, USD/NOK, konsumprisindeks totalindeks, industriproduksjon, detaljhandel, Brent Crude, arbeidsledighetsrate, S&P 500-indeks, unemployment rate, PMI index, consumer price index, 1 måneds T-bill, 3 måneders T-bill og 10-års Government Bond.

De tre best estimerte modellene for hvert marked vil senere bli presentert, hvor noen av de overnevnte variablene vil ikke være inkludert blant disse. Dette kommer av at vi under utformingen av beste modell estimerte et stort antall ulike modeller basert på ulike kombinasjoner av variablene. I beskrivelsen av variablene, vil vi derfor kun ta for oss variablene som er benyttet i de utvalgte modellene.

Disse makroøkonomiske variablene ble hentet fra ulike kilder, og noen av disse tallseriene hadde behov for justeringer, herunder blant annet sesongjustering og noe justering av tallmateriale som følge av indeksering. Det vil derfor bli gitt en kort introduksjon av hver av disse variablene samt utredning av eventuelle justeringer som var nødvendig for videre analyse av disse tallseriene.

4.1 Det norske markedet

4.1.1 OBX-indeks

OBX-indeksen blir definert og forklart på Oslo Børs sine hjemmesider på følgende måte; "Oslo Børs er en indeks bestående av de 25 mest likvide aksjene på Oslo Børs, og er rangert etter seks måneders omsetning. Videre er aksjene justert for utbytte og indeksen revideres og cappes på

halvårlig basis. Endringer implementeres tredje fredag i juni og desember. Capping skjer på følgende måte; den største aksjen begrenses til maksimalt 30 %, øvrige til maksimalt 15 %, og samlet sum av ikke EØS-aksjer begrenses til maksimalt 10 %. I perioden mellom revideringsperiodene holdes antall aksjer for hvert indeksmedlem fast” (Oslo Børs, 2011). I analyseperioden har denne indeksen vært tungt vektet av olje-, offshore-, og råvareindustri.

OBX-indeksen for perioden ble hentet fra databasen Datastream.

4.1.2 1- og 3 måneders NIBOR rente

NIBOR renter (Norwegian Interbank Offered Rate) benyttes som referanserente for pengemarkedsrenter mellom banker. NIBOR renter er valutaswaprenter og fungerer derfor også som en referanserente i valutabyttemarkedet. NIBOR rentene blir satt i markedet basert på foliorenten og et lite rentepåslag som reflekterer risiko og likviditetsforhold, og er derfor aktuell i finansielle beregninger. Ettersom rentene reflekterer likviditeten i markedet, benyttes 1- og 3 måneder NIBOR rente som en indikasjon på kortsiktige renter i vår analyse. Disse ble hentet fra databasen Datastream hvor notering av rentene per 1. i hver måned ble innsamlet for perioden.

4.1.3 Valutakursen USD/NOK

Valutakursen USD/NOK er inkludert som en variabel i vår analyse av aksjemarkedet, ettersom denne kan gi en indikasjon på påvirkninger av konkurranseforhold. Valutakursen er målt ved hvor mange enheter innenlands valuta som skal til for å kunne kjøpe en enhet utenlandsk valuta. Det inverse av dette vil være kronkursen. Ved en økning i valutakursen vil det dermed bli mer kostbart å kjøpe en enhet utenlandsk valuta, mens det ved en reduksjon av valutakursen vil bli mindre kostbart. Sagt på en annen måte vil en økning i valutakursen for dollar, utgjøre en tilsvarende kronedepresiering av kronkursen.

USD/NOK for tidsperioden er hentet fra databasen Datastream, og valutakursene som er inkludert i tallmaterialet er kursen som er notert per 1. i hver måned.

4.1.4 Konsumprisindeks, totalindeks

Totalindeksen for konsumprisindeksen er benyttet som et mål på inflasjon gjennom perioden. Videre er denne indeksen benyttet over konsumprisindeksen justert for avgifter og energivarer ettersom KPI-JAE startet sine observasjoner først i 1991 og man ved bruk av denne ville fått store problemer med manglende verdier. Konsumprisindeksen (KPI) viser prisutviklingen på varer og tjenester som brukes av private husholdninger, og benyttes som et mål på kostnadsnivå/inflasjon i økonomien (Statistisk sentralbyrå, 2011).

Tallserien for konsumprisindeksen er hentet fra Statistisk Sentralbyrå sin statistikkbank, og er sesongjustert.

4.1.5 Detaljhandel

Tallserie for detaljhandel er inkludert i vår modell estimering som indikasjon på konsumets påvirkning på det norske aksjemarkedet. Denne tallserien er indeksert, sesongjustert og hentet fra Statistisk Sentralbyrå sin statistikkbank. Tilsvarende tallserieproblem som for industriproduksjonen forekom her ved at vi dessverre ikke kunne innhente tall for dette basert på én og samme indeks, men måtte benytte oss av to ulike indekser ettersom den ene indeksen ble avsluttet før slutten av vår analyseperiode. De to ulike detaljhandelsindeksene er imidlertid særdeles like med unntak av noen definisjoner av hva indeksene inneholder. Den avsluttede detaljhandelsindeksen er definert som; detaljhandel i alt, eksklusive motorkjøretøyer og bensin, og ble avsluttet i 2008 hvor året 2000 har blitt gitt indeksverdi 100. Dagens detaljhandelsindeks ble påstartet i år 2000 og er definert som; detaljhandel, unntatt salg av motorvogner og salg på bensinstasjoner, og er gitt indeksverdi=100 i 2005. Begge indeksene er imidlertid begge volumindekser og er sesongjusterte. Tilsvarende som for industriproduksjonen ovenfor, måtte tallserien justeres for å få en fullstendig tallserie over hele analyseperioden. For detaljhandel forlenget vi den avsluttede indeksen med de to siste årene fra den nye detaljhandel indeksen ved å justere for indeksens vekst i den nyeste detaljhandelsindeksen. Denne justeringen ble foretatt eksempelvis:

$$\text{Justert detaljhandel}_{2009M01} = \text{Detaljhandel}_{2008M12} * (1 + \text{Vekst i NY detaljhandelsindeks}_{2008M12 \text{ TIL } 2009M0})$$

Justeringen vil kunne representere en svakhet ved tallmaterialet, men ettersom perioden som måtte forlenges er kort sammenlignet med analyseperiodens lengde, anser vi dette som et marginalt problem, men likevel verdt å gjøres oppmerksom på.

4.2 Det norske og amerikanske markedet

4.2.1 Brent Crude

Variabel for oljepris gitt ved prisen på Brent Crude i amerikanske dollar per barrel, som tilsvarer 158.987295 liter. Ettersom det empirisk har sett ut til at oljeprisen påvirker det norske aksjemarkedet positivt, og det amerikanske markedet negativt, fant vi det hensiktsmessig å inkludere denne som en variabel i modellestimeringen for begge markeder. Brent Crude ble benyttet i denne sammenheng ettersom dette er den største av de flere klassifiseringene av crude olje, samt at denne stammer fra Nordsjøen. Denne brukes også for å prise to tredjedeler av verdens internasjonale handlede olje. Tallserien for denne variabelen ble hentet fra databasen Datastream og består av priser i amerikanske dollar per barrel notert ved hver 1. i måneden gjennom perioden.

4.3 Det amerikanske markedet

4.3.1 Standard & Poor's 500 indeks, S&P 500

Den amerikanske aksjemarkedsindeksen, S&P 500 indeksen er ansett som trolig den beste indeksen for de 500 største amerikanske selskapene som opererer innen ledende industrier innenfor den amerikanske økonomien. Videre dekker indeksen 75 % av alle amerikanske aksjer, og alle aksjer er klassifisert etter følgende sektorer; Consumer Discretionary, Consumer Staples, Energy, Financials, Health Care, Industrials, Materials, Technology, Telecommunication Services og Utilities (Standard & Poor's, 2011) Indeksen blir rebalansert kvartalsvis ved hver tredje fredag i mars, juni, september og desember, og indeksen er markedsvektet (Standard & Poor's, 2011). Imidlertid ble hvert selskap fra 2005 vektet i henhold til float-justering, som vil si at det kun er aksjer tilgjengelige gjennom fri handel som inkluderes i indeksen. Capping skjer på følgende måte; selskaper med større markedsvekt enn 19 % blir automatisk cappet til 19 % for

kunne ha 1 % buffer, ettersom ingen aksjer skal kunne ha mer enn 20 % vektning. Reell aksjevektning som overgår denne grensen blir proporsjonelt redistribuert til alle ikke-cappede aksjer innenfor relevant sektor.

S&P 500 indeksen ble innhentet fra databasen Datastream, og tallmaterialet er basert på indeksverdi notert ved 1. i hver måned.

4.3.2 Consumer Price Index

Konsumprisindeksen i USA er i likhet med den norske, en indikasjon på prisutvikling og inflasjonen i den amerikanske økonomien. Den er beregnet basert på priser av en rekke varer og tjenester som forbrukes av husholdningene, ”market basket of consumer goods and services”. Tallserien er hentet fra hjemmesiden til Bureau of Labor Statistics (Bureau of Labor statistics, 2011), og er månedlige ”city average” over alle urbane forbrukere, en kategori som er ansett som den mest benyttede for mål på konsumprisindeksen. Videre har CPI basisperiode i 1982, og ble da gitt verdien 100, og alle tall er sesongjusterte.

4.3.3 1 month- og 3 months Treasury bill

1 og 3 måneders statskasseveksler er benyttet for den amerikanske modellen som indikasjon på kortsiktige renter. Disse statskassevekslene fungerer som gjeldsbrev utstedt av den amerikanske stat, og kjøpes til en lavere kurs enn pari. Treasury Bills betaler ikke kupong, og løpetidens rente er differansen mellom beløpet som er betalt for gjeldsbrevet, og beløpet som mottas ved løpetidens slutt. Tallserienes renter er basert på 360 dager i året, og er annualisert eller basert på en ”discount rate”. 1- og 3-måneders Treasury Bill renter er hentet fra databasen Datastream, og rentene er notert per 1. i hver måned.

4.4 Behandling av variablene

Etter innsamling av overnevnte variablene, startet behandlingen av disse. Enkelte variabler var sesongjusterte, mens andre måtte sesongjusteres manuelt. Videre ønsket vi å se på hvilken transformering av variablene som ville gi lettest tolkede resultater. Variablene ble derfor beholdt i sin opprinnelige form og transformert på følgende måter; transformert til sin logaritmiske form,

transformert til logaritmisk avkastning, aksjeindeksene ble transformert til prosentvis avkastning og variablene for renter og aksjeindeks ble omgjort til reelle verdier. Etter at variablene på de ulike formene ble testet for stasjonærhet, fremkom det at variablene i sin opprinnelige- eller i logaritmiske form var best egnet til modellestimering.

4.5 utfordringer

Ved bruk av makroøkonomiske variabler vil det alltid være utfordringer i forhold til deres påvirkninger på hverandre og tidsperspektivet rundt dette. Vi vurderte derfor å lagge de amerikanske makroøkonomiske variablene én dag sammenlignet med de norske makroøkonomiske variablene ettersom USA ligger nærmere et halvt døgn etter Norge. Dette ble vurdert som følge av at dersom overraskende annonseringer eksempelvis ble annonsert i Eurosonen, ville dette først bli reflektert i det amerikanske markedet dagen etter. For å unngå disse effektene, og for å justere for dette, ville det vært en mulighet å lagge eksempelvis S&P 500 én dag i forhold til OBX. I motsatt fall, vil en overraskende annonsering i USA påvirke det amerikanske markedet umiddelbart, mens det norske markedet først vil bli påvirket ved børsåpning flere timer senere. Denne effekten er derfor vanskelig å justere for og vi valgte av den grunn ikke å gjøre noen slik justering da finansmarkedene kan anses som meget velfungerende og i økende grad internasjonalt integrerte, slik at disse tidseffektene vil eksistere uavhengig av om noen variabler blir lagget én dag. Det vil alltid være sentrale børser som er åpne gjennom døgnets timer med ulik overlapping, og av den grunn vil overraskende annonseringer alltid få en direkte effekt på én av børsene, og hvilken av disse som blir påvirket først vil være tilfeldig. Videre anså vi at en slik lagging av de amerikanske variablene også ville være lite hensiktsmessig ettersom vi benytter månedlige data i vår analyse.

4.6 Reliabilitet/validitet

Datamaterialet som er benyttet som bakgrunn for vår analyse er hentet fra følgende kilder; Databasen Datastream, Statistisk Sentralbyrå sin statistikkbank, Norges Bank, Institute of Supply Management og Bureau of Labor Statistics. All data som er innhentet er offentlig og er sekundærdata. Videre anses samtlige av disse kildene for å være troverdige og riktige i sin

estimering, samt å være reliabel. Det forventes dermed at replikering av vår studie skal kunne utføres med tilsvarende resultater.

Videre anser vi analysen som baserer seg på overnevnte datamateriale for å være valid, ettersom vi er trygg på at det som måles samsvarer med vår hensikt.

5. Analyse

I forkant av VECM estimeringen for Norge og USA, ble de ønskede variablene testet for stasjonærhet ved GLS DF med 20 lags. For det norske markedet viste det seg at det var mindre autokorrelasjon i variablene dersom variablene ble transformert til logaritmiske variabler. I videre analyse og vurdering av tidsseriene, fant vi indikasjon på at de fleste makroøkonomiske variablene for Norge var integrert av orden 1. Dette framkommer i Tabell 2 hvor NIBOR renter med løpetid på 1 måned og 3 måneder kan vurderes som $I(2)$ på level-form, mens de imidlertid er integrert av orden 1, $I(1)$, når variablene er endret til sin logaritmiske form.

Tester av det amerikanske markedet påviste at i det var mulig å utforme modeller ved bruk av både level- og log-variabler. Ettersom det ved enkelte variabler var vanskelig å konkludere om disse inneholdt trend, ble det i slike situasjoner testet for stasjonærhet ved begge forutsetninger, med og uten trend. Imidlertid viste dette seg å gi utelukkende samme konklusjon for integrasjonsorden. For fullstendig oversikt over unit root testing samt grafiske illustrasjoner av variabler som er definert som delvis trend, henvises det til Vedlegg 1.

Videre har vi valgt å utelukke bruk av variabler som er $I(0)$ i vår modell estimering. En oversikt over alle variablenes integrasjonsorden er imidlertid gitt i Tabell 2.

Tabell 2: Stasjonærhetstest av variabler

| Stasjonærhetstesting for variabler ved GLS DF | | | | | | | | |
|---|--------|------|------|------|--------|------|------|------|
| Nivå | Level | | | | Log | | | |
| Variabel | Trend | I(0) | I(1) | I(2) | Trend | I(0) | I(1) | I(2) |
| OBX | Delvis | | X | | Delvis | | X | |
| Nibor 1 | Delvis | | X | X | Delvis | | X | |
| Nibor 3 | Delvis | | X | X | Delvis | | X | |
| Stat 10 | Ja | | X | | Ja | | X | |
| USD/NOK | Nei | | X | X | Nei | | X | X |
| KPI | Ja | | X | X | Ja | | X | X |
| NIP | Delvis | | X | | Delvis | | X | |
| Detaljhandel | Ja | | X | X | Ja | | X | X |
| Brent Crude | Delvis | | X | | Delvis | | X | |
| S&P 500 | Ja | | X | | Ja | | X | |
| Unemployment | Nei | | X | | Nei | | X | |
| PMI | Ja | X | | | Nei | X | | |
| CPI | Ja | | X | | Ja | | X | |
| T-bill 1 | Delvis | | X | | Delvis | | X | |
| T-bill 3 | Delvis | | X | | Delvis | | X | |
| Bond 10 | Ja | X | | | Ja | X | | |

5.1 Analyse av det norske aksjemarkedet

Ettersom vi ønsker å estimere påvirkningen av makroøkonomiske variabler på Oslo Børs, er de ulike markedene tatt i betraktning ved utformingen av VECM. Vi ønsker å basere vår hypotetiske modell på bakgrunn av forholdet mellom de fire markedene; varemarkedet, pengemarkedet, aksjemarkedet og arbeidsmarkedet. På bakgrunn av empiriske analyser av aksjemarkedet, droppes variabel for arbeidsmarkedet ettersom dette anses som en lagget variabel, og dermed ikke vil påvirke Oslo Børs i samme periode som de andre markedene som anses som ledende indikatorer og sammenfallende med aksjemarkedet.

Videre har vi tatt for oss følgende makroøkonomiske variabler for estimering av passende VECM; OBX indeks, 3 måneder NIBOR rente, Brent Crude, USD/NOK, detaljhandel og konsumprisindeks. Disse variablene presenterer tre av de overnevnte fire markedene hvorav OBX indeksen, 3 måneders NIBOR rente og USD/NOK representerer henholdsvis aksjemarkedet, pengemarkedet og konkurranseforhold i det norske markedet mot det amerikanske. Videre representerer Brent Crude og konsumprisindeksen varemarkedet sammen med detaljhandel gjennom konsum.

Flere modeller ble estimert på bakgrunn av disse og andre variabler som tidligere er beskrevet i datainnsamlingen, og videre vurdert etter utvelgelseskriterier basert på Akaike informasjonskriteriet, antall signifikante parametere og antall markeder som er representert i modellen. Vi velger å presentere tre modeller hvor alle modellene er estimert med optimalt antall lags jfr. Akaike informasjonskriteriet, alle modellene er testet for kointegrasjonsforhold og alle modellene er frie for autokorrelasjon i residualene. Videre er samtlige av variablene i de tre modellene i sin logaritmiske form ettersom dette gav sterkest stasjonærhet, $I(1)$. Se henholdsvis Vedlegg 2 og Vedlegg 3.

Modell 1 er estimert med variablene; OBX, Brent Crude, KPI og detaljhandel. Modell 2 består av variablene; OBX, 3 måneder NIBOR rente, Brent Crude og detaljhandel, og modell 3 er estimert basert på variablene; OBX, 3 måneders NIBOR rente, Brent Crude og valutakursen USD/NOK. Ettersom modellene er basert på optimalt antall lags jfr Akaike informasjonskriteriet, har modell 1, 2 og 3 optimale lags på henholdsvis 5, 4 og 1 lags. Alle modellene ble også testet

for kointegrasjonsforhold, og samtlige modeller inneholdt maksimum ett kointegrasjonsledd gitt ved både test for trace statistics og maksimum eigenvalue.

Tabell 3: Kointegrasjon Norge

| Hypotese om antall kointegrasjonsforhold | Eigenverdi | Trace statistikk | 5 % kritisk Verdi | Sannsynlighet | Max-Eigen statistikk | 5 % kritisk Verdi | Sannsynlighetv |
|--|------------|------------------|-------------------|---------------|----------------------|-------------------|----------------|
| Modell 1 - OBX, Brent Crude, KPI og Detaljhandel | | | | | | | |
| Ingen * | 0.12567 | 62.91963 | 47.85613 | 0.00110 | 36.26086 | 27.58434 | 0.00300 |
| Maks 1 | 0.05980 | 26.65877 | 29.79707 | 0.11030 | 16.64862 | 21.13162 | 0.18920 |
| Maks 2 | 0.03638 | 10.01015 | 15.49471 | 0.28000 | 10.00618 | 14.26460 | 0.21150 |
| Maks 3 | 0.00001 | 0.00398 | 3.84147 | 0.94850 | 0.00398 | 3.84147 | 0.94850 |
| Modell 2 - OBX, NIBOR 3 mnd, Brent Crude og Detaljhandel | | | | | | | |
| Ingen * | 0.13962 | 66.63678 | 47.85613 | 0.00040 | 40.75351 | 27.58434 | 0.00060 |
| Maks 1 | 0.05214 | 25.88328 | 29.79707 | 0.13220 | 14.51042 | 21.13162 | 0.32470 |
| Maks 2 | 0.03367 | 11.37286 | 15.49471 | 0.18960 | 9.28100 | 14.26460 | 0.26350 |
| Maks 3 | 0.00769 | 2.09186 | 3.84147 | 0.14810 | 2.09186 | 3.84147 | 0.14810 |
| Modell 3 - OBX, NIBOR 3 mnd, Brent Crude og USD/NOK | | | | | | | |
| Ingen * | 0.11081 | 52.75947 | 47.85613 | 0.01610 | 32.18063 | 27.58434 | 0.01190 |
| Maks 1 | 0.04588 | 20.57884 | 29.79707 | 0.38440 | 12.86968 | 21.13162 | 0.46430 |
| Maks 2 | 0.02201 | 7.70916 | 15.49471 | 0.49700 | 6.09887 | 14.26460 | 0.60050 |
| Maks 3 | 0.00586 | 1.61030 | 3.84147 | 0.20440 | 1.61030 | 3.84147 | 0.20440 |

Trace statistikk og max-eigenverdi indikerer 1 kointegrasjonsforhold på 5 % nivå for alle modellene.

* indikerer avvisning av hypotesen på 5 % nivå

De tre overnevnte modellene kan utledes på følgende måte;

Modell 1:

$$\Delta OBX_t = \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^5 \delta_{1i} \Delta OBX_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \theta_{1i} \Delta Brent\ Crude_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \omega_{1i} \Delta KPI_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \vartheta_{1i} \Delta Detaljhandel_{t-i} + \varepsilon_t^{OBX}$$

$$\Delta Brent\ Crude_t = \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^5 \delta_{1i} \Delta OBX_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \theta_{1i} \Delta Brent\ Crude_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \omega_{1i} \Delta KPI_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \vartheta_{1i} \Delta Detaljhandel_{t-i} + \varepsilon_t^{Brent\ Crude}$$

$$\Delta KPI_t = \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^5 \delta_{1i} \Delta OBX_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \theta_{1i} \Delta Brent\ Crude_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \omega_{1i} \Delta KPI_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \vartheta_{1i} \Delta Detaljhandel_{t-i} + \varepsilon_t^{KPI}$$

$$\Delta Detaljhandel_t = \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^5 \delta_{1i} \Delta OBX_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \theta_{1i} \Delta Brent\ Crude_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \omega_{1i} \Delta KPI_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \vartheta_{1i} \Delta Detaljhandel_{t-i} + \varepsilon_t^{Detaljhandel}$$

Hvor;

$$EC_{t-1} = OBX_{t-1} + \gamma_0 + \gamma_1 \text{Brent Crude}_{t-1} + \gamma_2 KPI_{t-1} + \gamma_3 \text{Detaljhandel}_{t-1}$$

Modell 2:

$$\Delta OBX_t = \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \delta_{1i} \Delta OBX_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \theta_{1i} \Delta NIBOR\ 3_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \omega_{1i} \Delta \text{Brent Crude}_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \vartheta_{1i} \Delta \text{Detaljhandel}_{t-i} + \varepsilon_t^{OBX}$$

$$\Delta NIBOR\ 3_t = \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \delta_{1i} \Delta OBX_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \theta_{1i} \Delta NIBOR\ 3_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \omega_{1i} \Delta \text{Brent Crude}_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \vartheta_{1i} \Delta \text{Detaljhandel}_{t-i} + \varepsilon_t^{NIBOR\ 3}$$

$$\Delta \text{Brent Crude}_t = \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \delta_{1i} \Delta OBX_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \theta_{1i} \Delta NIBOR\ 3_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \omega_{1i} \Delta \text{Brent Crude}_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \vartheta_{1i} \Delta \text{Detaljhandel}_{t-i} + \varepsilon_t^{\text{Brent Crude}}$$

$$\Delta \text{Detaljhandel}_t = \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \delta_{1i} \Delta OBX_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \theta_{1i} \Delta NIBOR\ 3_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \omega_{1i} \Delta \text{Brent Crude}_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \vartheta_{1i} \Delta \text{Detaljhandel}_{t-i} + \varepsilon_t^{\text{Detaljhandel}}$$

Hvor ;

$$EC_{t-1} = OBX_{t-1} + \gamma_0 + \gamma_1 NIBOR\ 3_{t-1} + \gamma_2 \text{Brent Crude}_{t-1} + \gamma_3 \text{Detaljhandel}_{t-1}$$

Modell 3:

$$\Delta OBX_t = \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^1 \delta_{1i} \Delta OBX_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \theta_{1i} \Delta NIBOR\ 3_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \omega_{1i} \Delta \text{Brent Crude}_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \vartheta_{1i} \Delta \text{USD/NOK}_{t-i} + \varepsilon_t^{OBX}$$

$$\Delta NIBOR\ 3_t = \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^1 \delta_{1i} \Delta OBX_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \theta_{1i} \Delta NIBOR\ 3_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \omega_{1i} \Delta \text{Brent Crude}_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \vartheta_{1i} \Delta \text{USD/NOK}_{t-i} + \varepsilon_t^{NIBOR\ 3}$$

$$\Delta \text{Brent Crude}_t = \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^1 \delta_{1i} \Delta OBX_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \theta_{1i} \Delta NIBOR\ 3_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \omega_{1i} \Delta \text{Brent Crude}_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \vartheta_{1i} \Delta \text{USD/NOK}_{t-i} + \varepsilon_t^{\text{Brent Crude}}$$

$$\Delta \text{USD/NOK}_t = \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^1 \delta_{1i} \Delta OBX_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \theta_{1i} \Delta NIBOR\ 3_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \omega_{1i} \Delta \text{Brent Crude}_{t-i} + \sum_{i=1}^1 \vartheta_{1i} \Delta \text{USD/NOK}_{t-i} + \varepsilon_t^{\text{USD/NOK}}$$

Hvor;

$$EC_{t-1} = OBX_{t-1} + \gamma_0 + \gamma_1 NIBOR\ 3_{t-1} + \gamma_2 \text{Brent Crude}_{t-1} + \gamma_3 \text{USD/NOK}_{t-1}$$

For i alle modellene er følgende parametere;

β_1 : Speed of adjustment for ligningen

α_1 : Konstanten til de kortsiktige parametere i ligningen

$\sum_{i=1}^K \gamma_i$: kointegrasjonsvektorer

EC_{t-1} = Error korreksjonsleddet

Fra utledningen til VECM ovenfor ser vi at kointegrasjonsforholdet ligger i ligningen hvor aksjemarkedet er venstresidevariabel for alle tre VECM.

5.1.1 Forventning om variablenes fortegn

Ettersom vi fokuserer hovedsakelig på det langsiktige forholdet av modellene, forventer vi et positivt forhold mellom aksjemarkedet og detaljhandel i Modell 2 og Modell 3, ettersom økende detaljhandel kan anses som en indikator på den norske økonomien. Detaljhandel vil normalt være økende i gode økonomiske tider da produksjon av varer og tjenester vil være høy. Som følge av høy produksjonsvirksomhet i økonomien vil konsum stimuleres, og man kan dermed anse forholdet mellom detaljhandel og brutto nasjonalprodukt som positivt og sammenfallende. Motsatt effekt vil finne sted ved en resesjon.

Høy økonomisk aktivitet vil trolig påvirke aksjepriser gjennom dens påvirkning på selskapers profitt og lønnsomhet, og videre bidra til en forventning om økende fremtidige kontantstrømmer. Vi forventer dermed at detaljhandel påvirker aksjepriser gjennom økende aktivitet og kjøpevillighet i økonomien.

Pengemarkedet er i Modell 2 og Modell 3 representert ved 3 måneder NIBOR rente som er interbankrenten. Denne renten reflekterer dermed pengetilbudet og nominelle renter ettersom denne renten dannes i markedet, og er økende ved lavt pengetilbud og fallende ved høyt pengetilbud ceteris paribus. Ettersom nominelle renter til privatkunder og selskaper blir satt i markedet som et påslag på interbankrenten, vil 3 måneder NIBOR rente trolig påvirke aksjemarkedet gjennom flere kanaler. Ved høye renter vil kostnaden på lønnsomme investeringer blir dyrere for selskaper, og færre vil trolig realiseres. Samtidig vil dette øke investorer avkastningskrav gjennom diskonteringsrenten, og man vil derfor forvente en negativ korrelasjon mellom renter og aksjepriser ettersom høyere kostnader vil redusere profitt og dermed forventet fremtidig kontantstrømmer, som påvirker aksjeprisen direkte. Videre kan høyere renter påvirke aksjeprisen gjennom porteføljesubstitusjon og inflasjonsforventninger. Portefølje allokeringen vil bli påvirket av endringer i rente ved at høyere renter trolig vil redusere aksjeandelen i porteføljen og øke andelen andre aktiva som eksempelvis obligasjoner. Samtidig kan høye renter føre til resesjon og dermed påvirke bedriftenes inntjening negativt. Dersom man ser på rentens effekt gjennom pengetilbudet, vil lav rente ha en positiv effekt på aksjemarkedet ettersom lav rente indikerer høyt pengetilbud noe som vil føre til økende handel av aksjer, og dermed presse prisene opp. Imidlertid kan det økende pengetilbudet også påvirke aksjemarkedet negativt gjennom økt

inflasjonsforventning, noe som i neste omgang vil presse renten opp og tilbake til likevekt. Flere forskere på dette feltet, blant annet (Chen, Roll, & Ross, 1986), har indikert et negativt forhold mellom renter og aksjemarkedet, hvor argumentet for at økende renter påvirker aksjemarkedet negativt gjennom bedrifters fallende profitt står sentralt.

Videre forventer vi at renter og konsum, målt ved detaljhandel, vil være negativt korrelert. Ettersom økende renter øker levekostnadene for privatkonsum gitt negativ formue, vil høyere renter redusere konsum tilsvarende.

Rentene vil også kunne ha påvirkning på konkurranseevnen til Norsk økonomi gjennom eksportnæringen. Dette som følge av at økende renter vil styrke kronkursen og dermed forverre konkurranseevnen mot eksempelvis USA ceteris paribus. Vi forventer dermed også en negativ korrelasjon mellom renter og USD/NOK.

Brent Crude påvirker trolig aksjemarkedet positivt i alle modellene. Dette kan anses å være noe spesielt for Norge, og dermed også i denne hypotetiske modellen, ettersom aksjemarkedet er representert ved OBX indeksen til Oslo Børs. Oslo Børs er tungt vektet av råvareselskaper og av den grunn vil oljeprisen, representert ved Brent Crude, få en relativt tung vektning på indeksen. Empirisk har vi sett at oljeprisen påvirker Oslo Børs i samme retning, noe som reflekteres av at den norske industrien hovedsakelig består av begrenset produksjon av råvarer til sluttprodukt.

Samtidig er det verdt å merke seg at selv om både Brent Crude og detaljhandel representerer varemarkedet, er de trolig negativt korrelert samtidig som de begge kan påvirke det norske aksjemarkedet positivt. Dette kommer av at den norske industrien er noe ulik annen industri sammenlignet med vestlige økonomier. Norge har store oljeforekomster og eksporterer følgelig mye olje. Dette er fordelsmessig for Norge på to måter. På den ene siden så vil økende oljepriser fremme norsk råvareindustri og dermed også påvirke aksjemarkedet positivt. På en annen side fungerer også oljeprisen som stabilisator for volatilitet i aksjemarkedet. Dette kommer gjennom at ved høye oljepriser vil aksjepriser på selskaper som produserer ferdigvarer trolig svekkes ettersom de økende oljeprisene påvirker denne type selskaper negativt gjennom økte drift- og produksjonskostnader, og følgelig reduserte kontantstrømmer. Tilsvarende vil fallende oljepriser redusere drifts- og produksjonskostnadene for ferdigvareproduserende selskaper, og følgelig øke aksjepriser på disse. Påvirkningen av detaljhandel gjennom konsum av ferdigvarer og oljepriser

på Oslo Børs indeksen kan dermed påvirke både positivt og negativt ettersom det er usikkerhet rundt hvilken av disse effektene som veier tyngst.

Det kan derfor forventes en negativ korrelasjon mellom konsum (detaljhandel) og Brent Crude som følge av overnevnte argument. Samtidig vil trolig Brent Crude kunne påvirke USD/NOK gjennom oljeprisene. Ved økende oljepriser vil det være nærliggende å tro at kronkursen vil appresiere. Empirisk har vi sett at oljepris og kronkurs er sterkt positivt korrelert (Akram, 2000)

USD/NOK vil også kunne påvirke aksjemarkedet direkte gjennom konkurranseevnen ovenfor utlandet, herunder USA. En forventning er da at en kronedepresiering vil føre til en økning i aksjeverdier gjennom økt eksport, og dermed en økning i OBX alt annet likt. Det forventes derfor et positivt forhold mellom dollarkursen og det norske aksjemarkedet.

Konsumpris vil trolig ha en negativ effekt på aksjemarkedet. Konsumpriser er et mål på generell prisstigning i økonomien, også kalt inflasjon. Ved en økning i inflasjonen vil aksjepriser først forvente å øke på kort sikt, for deretter å falle på mellomlang sikt som følge av en forventning om økte renter for å dempe denne effekten. Imidlertid vil det også kunne argumenteres for at konsumpris vil ha en positiv effekt på aksjemarkedet som følge av aksjemarkedets funksjon som hedge mot inflasjonseffekter. Ettersom aksjepriser er definert som nåverdien av selskapers fremtidige kontantstrømmer, vil det være nærliggende å tro at forholdet mellom aksjepriser og konsumpriser er positivt siden selskapenes inntjening, og følgelig deres forventning om fremtidig kontantstrømmer, vil variere i takt med inflasjonen. I en situasjon med stigende inflasjon, vil også selskapenes inntjening stige i samme takt gjennom prissetting, og tilsvarende ved fall i inflasjonen. Økende inflasjon vil derfor kunne få en positiv effekt på aksjemarkedet som følge av at investorer trolig vil endre porteføljeallokeringen. Man vil kunne anta at ved økende inflasjon, så vil investorer redusere sin andel i eksempelvis obligasjoner ettersom disse påvirkes negativt av økt inflasjon (realrente faller), og heller øke sin andel i aksjer som følge av overnevnte argument.

Det bør også nevnes at det er flere aspekter som påvirker Oslo Børs sin OBX indeks enn de nevnte variablene som inkluderes i modellene. Andre aspekter som bør understrekes i denne sammenheng er at det norske aksjemarkedet antas å være sterkt påvirket av hvordan internasjonal økonomi og internasjonale aksjemarkeder beveger deg. Det vil være nærliggende å anta at det

norske aksjemarkedet eksempelvis vil være påvirket av utviklingen i det amerikanske aksjemarkedet.

Vi ønsker primært å undersøke pengemarkedet, varemarkedet og aksjemarkedets påvirkninger på hverandre for å undersøke om vi kan få en indikasjon på hva som påvirker det norske aksjemarkedet isolert. Imidlertid vil det norske aksjemarkedets påvirkning av internasjonale markeder bli diskutert. Ved estimeringen av VECM modeller for henholdsvis det norske og det amerikanske markedet, er det inkludert et mindre antall variabler. Dette begrunnes med at analyseperioden vi undersøker er relativt kort, 1988-2010, og å inkludere mange variabler vil derfor gi svakere resultater ettersom for mange variabler ikke gir tilstrekkelig med frihetsgrader. Det bør også nevnes i denne sammenheng at VECM estimering generelt egner seg best ved et mindre antall inkluderte variabler, og at dette samsvarer med tidligere forskning som har benyttet tilsvarende estimeringsmetode.

5.1.2 Utvelgelse av modell

Ettersom vi startet med nærmere 30 ulike modeller som kunne bidra til å forklare forholdet mellom norske makroøkonomiske ledende indikatorer og aksjemarkedet, valgte vi å presentere de tre beste modellene. Vi vil i denne delen analysere disse tre modellene nærmere, slik at vi avslutningsvis sitter igjen med én modell.

De tre modellene som tidligere er presentert er relativt like i forhold til variabler som er inkludert i hver enkelt modell. Alle modellene inneholder variablene OBX og Brent Crude ettersom vi hovedsakelig ønsker å se på hvilke makroøkonomiske variabler som kan påvirke det norske aksjemarkedet, og vi antar at oljepris har en sterk påvirkning. Videre består Modell 1, Modell 2 og Modell 3 i tillegg til disse, henholdsvis; KPI og detaljhandel, tre måneders NIBOR rente og detaljhandel, og tre måneders NIBOR rente og USD/NOK. De tre modellene har også relativt like Akaike verdier; -18.17790, -11.39691 og -10,18397. Gitt Akaike informasjonskriteriet isolert, tilsier dette at Modell 1 er det naturlige valget, men ettersom vi også vurderer antall markeder som er representert i modellen, er ikke Modell 1 nødvendigvis den mest egnede da denne kun representerer aksjemarkedet og varemarkedet. Modell 2 og Modell 3 representerer i tillegg pengemarkedet, samt at Modell 3 også inkluderer USD/NOK som kan estimere effekten av konkurranseevne ovenfor utlandet. Dette kan dermed argumenteres for at Modell 2 og Modell 3

muligens er et bedre valg. Ser vi nærmere på kointegrasjonsvektorene for hver modell som estimerer det langsiktige forholdet ved at koeffisienten til aksjemarkedet er normalisert til 1, og ettersom vi kun har ett kointegrasjonsforhold i alle tre modellene, finner vi det langsiktige forholdet mellom aksjemarkedet og de makroøkonomiske variablene. Disse er gitt ved;

Modell 1:

$$OBX_t = -0.132502Brent\ Crude_t - 12.03974KPI_t^{***} + 8.905283Detaljhandel_t^{***} + 20.22486$$

Modell 2:

$$OBX_t = 0.255368NIBOR\ 3_t^{***} + 0.102870Brent\ Crude_t + 2.016770Detaljhandel_t^{***} - 5.039199$$

Modell 3:

$$OBX_t = -0.154184NIBOR\ 3_t^* + 0.707263Brent\ Crude_t^{***} + 1.428795USDNOK_t^{***} + 0.159188$$

Modell 1 ovenfor indikerer at oljeprisen påvirker aksjemarkedet negativt, noe som er i strid med hva vi forventet, men denne påvirkningen er ikke signifikant og er dermed ikke pålitelig. Videre viser modellen at konsumpriser har en signifikant negativ påvirkning på aksjemarkedet, noe som er i strid med våre forventninger i henhold til diskusjonen rundt aksjemarkedets funksjon som hedge mot inflasjonseffekter. Detaljhandel påvirker på sin side aksjemarkedet positivt, noe som stemmer med forventningene ettersom økt konsum vil indikere høy aktivitet i økonomien som følgelig påvirker aksjemarkedet positivt.

Rentene påvirker aksjemarkedet signifikant positivt i Modell 2, noe som er overraskende da vi ville forvente motsatt fortegn ettersom høyere rente vil redusere selskapers forventede kontantstrømmer gjennom økende produksjons- og investeringskostnader. En plausibel årsak til

dette kan være gjennom utenlandske investeringer, ettersom høyere renter i Norge sammenlignet med utlandet kan gjøre det tiltrekkende for utenlandske investorer å investere i Norge. Dette vil presse aksjeprisene opp ceteris paribus, som følge av økende etterspørsel. Videre viser Modell 2 at oljeprisen påvirker aksjemarkedet positivt, men denne påvirkningen er dessverre ikke signifikant.

Detaljhandel på sin side er signifikant og påvirker aksjeprisen positivt. Denne konklusjonen er tilsvarende med Modell 1 og er som forventet.

De makroøkonomiske variablene i Modell 3 er alle signifikante, og kortsiktig rente har en negativ effekt på aksjemarkedet i motsetning til oljepris og valutakurs som begge har en positiv påvirkning. Samtlige av variablene i modellen er i tråd med våre forventninger for det langsiktige forholdet mellom det norske aksjemarkedet og makroøkonomiske indikatorer.

Sammenligner vi de tre overnevnte modellene, kommer det klart frem at Modell 1 forkastes ettersom oljepris ikke ble funnet signifikant samt at inflasjonen kan anses å ha motstridende fortegn sammenlignet med våre forventninger. Videre har Modell 2 tilsvarende svakheter. Oljepris og kortsiktige renter har motsatt fortegn enn forventet, samt at det positive forholdet mellom renter og aksjemarkedet strider mot økonomisk teori. Det bør også nevnes at oljeprisen ikke er signifikant, slik at det kun er detaljhandel som har fortegn som samsvarer med våre forventninger og er statistisk signifikant. Som følge av dette forkastes også Modell 2 for videre analyse.

Det kan dermed påvises at Modell 3 fremstår som den riktige modellen ettersom samtlige av variablene er statistisk signifikante, stemmer overens med våre forventninger, samt er i tråd med økonomisk teori.

5.1.3 Drøfting av valgt modell

Kointegrasjonsligningen for Modell 3 som forklarer det langsiktige forholdet mellom de inkluderte variablene, påviser at kortsiktige renter har en signifikant negativ effekt på aksjemarkedet. Dette er i tråd med tidligere forskning på dette området, og er bekreftet av blant annet (Gjerde & Sættem, 1999), (Kim, 2003) og (Bordo, Dueker, & Wheelock, 2008). Dette er også i tråd med økonomisk teori som tidligere er beskrevet. Det bør imidlertid nevnes at dette

negative forholdet mellom kortsiktige renter og det norske aksjemarkedet kun er signifikant på 10 % nivå.

Videre påviser modellen at oljepris har en positiv effekt på aksjemarkedet ved 1 % signifikansnivå, noe som er i tråd med våre forventninger og beviser at antakelsen om en systematisk sammenheng mellom oljepris og reaksjoner i aksjemarkedet som følge av dette er sann. Videre viser det seg at korrelasjonen mellom aksjemarkedet og oljepris er gitt ved 0.8202. Den høye positive korrelasjonen gir en indikasjon på at aksjemarkedet og oljepris beveger seg kraftig i samme retning, og forsterker det positive forholdet. Norsk industri er som tidligere nevnt tungt vektet av råvareeksport og spesielt olje- og energisektoren, så dette forholdet anses som forventet både i henhold til empiri og tidligere forskning. Dette blir blant annet understøttet av Gjerde & Sættem 1999, som utførte en liknende studie. Imidlertid fant de ikke et signifikant forhold mellom disse variablene i deres VAR analyse, men baserte forholdet på en signifikant feilleddskovariansmatrise, men denne påviser imidlertid ikke et konkret kausalitetsforhold.

Valutakursen USD/NOK har i Modell 3 en signifikant positiv effekt på aksjepriser. Økende dollarkurs/depresiering av kronen vil forbedre konkurransevnen til Norge sammenlignet med USA ceteris paribus. Forholdet mellom dollarkurs og aksjemarked er derfor som forventet og stemmer overens med makroøkonomisk teori. Vi antar også et negativt forhold mellom oljepris og dollarkurs da empiri viser at økte oljepriser også øker kronekursen.

Videre bør det nevnes at den langsiktige aksjemarkedsligningen for det norske markedet bidrar signifikant til de kortsiktige bevegelsene av både aksjemarkedet, kortsiktige renter og oljepris, noe vi vil komme tilbake til under egen utredning av feilkorreksjonsleddet og justeringsparameteren.

5.1.4 Kausalitetsanalyse

Ettersom vi ved estimeringen av VECM bruker kointegrerte variabler, har (Granger C. , 1988) påvist at man kan teste kortsiktig kausalitet innenfor dette rammeverket. Ved bruk av VECM kan kausalitet påvises gjennom to kanaler; enten ved at laggene av hver variabel er signifikant sammen, noe som testes ved en F-test, eller ved at koeffisienten til feilkorreksjonsleddet, β_1 , er signifikant. Sistnevnte testes ved en t-test. Dette kan forklares eksplisitt ved at kortsiktige renter

kan sies å Granger forårsake aksjemarkedet dersom laggene til den kortsiktige rentevariabelen, 3 måneders NIBOR rente, er signifikant sammen, eller dersom koeffisienten til feilkorreksjonsleddet for aksjemarkedet som venstresidevariabel i ligningen er signifikant. Dette forholdet påvises i modellen hvor det er testet at kortsiktige renter påvirker aksjemarkedet.

Kausalitetstester av variablene i Modell 3 viser at kortsiktige renter, oljepris og USD/NOK påvirker aksjemarkedet signifikant på kort sikt. Dette virker rimelig ettersom vi kan anta at kortsiktig renter har en negativ effekt på aksjemarkedet gjennom økte finansieringskostnader. Videre vil stigende oljepris kunne påvirke aksjemarkedet positivt som følge av oljesektorens sentrale rolle i den norske økonomien. Dollarkursen forventes å påvirke aksjemarkedet positivt ettersom en kronedepresiering vil bedre den norske konkurransevnen ovenfor utlandet, og følgelig påvirke det norske aksjemarkedet positivt.

Aksjemarkedet på sin side, påvirker kun kortsiktige renter og oljepris signifikant. Med andre ord påvirker valutakursen aksjemarkedet kortsiktig, og denne effekten er ensidig.

Videre viser kausalitetstestene at aksjemarkedet, oljepris og konsum påvirker kortsiktige renter signifikant på kort sikt, og at samtlige makroøkonomiske variabler påvirker oljeprisen. Sistnevnte kausalitetsforhold kan anses som noe overraskende og vanskelig å forklare. Her kan blant annet nevnes rentenes påvirkning på oljepris. Ettersom det er vanskelig å finne en direkte sammenheng mellom dette forholdet, antas det å være lite plausibelt. En mulig forklaring på dette kommer gjennom andre kanaler som eksempelvis etterspørsel. Ettersom man antar at renter påvirker aksjemarkedet negativt som følge av økende finansieringskostnad ved økte renter, kan man anta at påvirkningen på oljeprisen kommer gjennom dette. Gitt økende renter så vil investeringer falle alt annet likt. Dette fører trolig med seg lavere produksjon gjennom lavere effektivitet, og følgelig faller behovet for innsatsfaktorer. Denne fallende produksjonen fører til lavere etterspørsel etter olje, og gjennom denne mekanismen vil trolig oljeprisen falle. Dette kausale forholdet er derfor bare plausibelt som følge av flere effekter, og av den grunn er den trolig feilestimert ettersom det ikke virker rimelig at kausalitetstesten skal plukke opp slike indirekte kanaler. Det bør også nevnes i denne sammenheng at forholdets riktighet svekkes ytterligere som følge av at det er lite trolig at overnevnte effekt påvirker oljeprisen ettersom det her er snakk om norske renter. Norsk produksjon kan anses som tilnærmet ubetydelig i forhold til andre store markeder der olje blir eksportert til og som kan bidra til denne effekten.

Videre viser det seg at aksjemarkedet påvirker oljeprisen. Dette kan anses som rimelig ettersom oljeprisen vil bli påvirket av hvordan økonomien utvikler seg, noe som gjenspeiles av aksjemarkedet. Det kan antas at oljeprisen øker i takt med den økonomiske aktiviteten gjennom oljeetterspørsel i produksjonen, og gjennom konsum som følge av drivstoff forbruk.

Kausalitetstestene påviser også at dollarkursen påvirker oljeprisen. Denne sammenhengen anses imidlertid som noe vanskelig å gi noen direkte forklaring på, ettersom dette tilsier at en økning i dollarkursen/depresiering av den norske kronen vil påvirke oljeprisen positivt eller negativt. Effekten kan komme som følge av at inntekter og kostnader innen oljesektoren kan prises i ulike valutaer, og at kostnader i et slikt tilfelle vil få en valutaeffekt dersom disse prises i norske kroner, mens inntekter prises i amerikanske dollar i en situasjon med økende dollarkurs. De økende kostnadene forbundet med høyere valutakurs, vil derfor kunne redusere oljesektorens inntjening i amerikanske dollar alt annet likt. Det kan derfor være plausibelt at oljeprisen vil økes som følge av økte kostnader (omregnet i samme valuta), for å opprettholde inntjeningen.

Videre viser analysen at dollarkursen ikke blir påvirket av noen av de andre variablene signifikant på kort sikt, og indikerer at den kan tjene som ledende indikator for aksjemarkedet, oljepris og konsum.

Disse mange gjensidige kausale forholdene verifiserer dermed den fundamentale og teoretiske sammenhengen mellom aksjepriser og makroøkonomiske variabler, og at disse sammen kan fungere som ledende indikatorer i økonomien. Imidlertid ble det påvist at USD/NOK ikke påvirkes av de resterende variablene. Spesielt interessant i denne sammenheng er det plausible forholdet som tilsier at dollarkursen kan fungere som ledende indikator for aksjemarkedet. En fullstendig oversikt over kausalitetsforholdene kan studeres i Tabell 4.

Tabell 4: Kausalitetstest Norge

| Avhengig variabel | Parvis granger kausalitets test F-statistikk | | | | | | | t-statistikk EC _{t-1} |
|-------------------|--|-----------|-------------|-------------|------|----------|---------------|-----------------------------------|
| | Uavhengig | ΔOBX | ΔNIBOR 3 | ΔBrentCrude | ΔKPI | ΔUSD/NOK | ΔDetaljhandel | |
| ΔOBX | NA | | 14.7554 *** | 0.1574 | - | 0.000072 | - | -0.04649 ** |
| ΔNIBOR 3 | 4.8128 ** | NA | | 0.06953 | - | 0.17546 | - | 0.102988 *** |
| ΔBrentCrude | 8.0104 *** | 5.1892 ** | NA | | - | 0.00082 | - | 0.063818 ** |
| ΔUSD/NOK | 0.8138 | 2.1822 | 0.9242 | - | NA | | - | 0.003089 |

(*), (**) og (***) indikerer at null hypotesen om ingen kausalitet er avvist på 10 %, 5 % og 1 % signifikansnivå.

(-) betyr at variabelen ikke er med i modellen.

5.1.5 Impulse Respons Analysis (IRF)

Impuls respons analyse illustrerer responsen av ett standardavviks sjokk i residualene av hver ligning i VECM, som vil påvirke alle endogene variabler. Sjokk i de ulike variablene, og responsen av disse vil bli drøftet kortfattet i denne analysen. Videre har vi her valgt en horisont på 4 år. Fullstendig grafisk oversikt over sjokkene og deres responser, samt tabell er illustrert i henholdsvis Figur 2 og Tabell 5.

Positivt sjokk i det norske aksjemarkedet

Som følge av ett standardavviks positivt sjokk i aksjemarkedet påvirkes de andre makroøkonomiske variablene ulikt. Oljeprisen responderer positivt til sjokket og er økende gjennom hele fireårs perioden. Dette resultatet samsvarer med den kortsiktige kausalitetsanalysen ettersom den viser at aksjemarkedet påvirker oljeprisen. En plausibel forklaring på denne responsen kan være at et positivt sjokk i aksjemarkedet fører til økt produksjonen i bedriftene som følge av økte investeringer, og at nettopp dette driver oljeprisene opp gjennom økt etterspørsel etter drivstoff.

USD/NOK responderer positivt til et sjokk i det norske aksjemarkedet. Med andre ord så depresierer kronekursen som følge av aksjemarkedets positive sjokk, noe som kan forklares gjennom inflasjonseffekten. Gitt at det positive sjokket i aksjemarkedet kommer som følge av kraftig økende aktivitet i økonomien, vil dette på kort sikt føre til prisstigning av norske varer gjennom økende inflasjon. Gitt teorien om kjøpekraftsparitet, vil dette isolert sett føre til fall i kronekursen. Det bør i denne sammenheng nevnes at teorien om kjøpekraftsparitet har hatt varierende resultater empirisk, og at den anses som svakt holdbar på kort sikt. Imidlertid er ikke denne responsen konsistent med kausalitetsanalysen som påviser at det norske aksjemarkedet ikke Granger påvirker dollarkursen.

Videre fører sjokket i aksjemarkedet til en negativ og fallende respons i kortsiktig rente gjennom hele 4 års perioden. Fallende rente som følge av positivt sjokk i aksjemarkedet anses som motstridende innenfor økonomisk teori ettersom en økning i aksjeverdier indikerer tendenser til overoppheting i økonomien, og man vil av den grunn forvente økte renter på mellomlang- og lang sikt for å kjøle ned denne effekten. Dette ser ikke ut til å stemme overens i denne impuls

respons analysen ettersom sjokket i aksjemarkedet, fører til fallende kortsiktige renter gjennom hele perioden. I likhet med impuls responsanalysen påviser kausalitetsanalysen at det norske aksjemarkedet påvirker kortsiktige renter, men gir ingen indikasjon på retning. Vi anser, basert på overnevnt diskusjon, responsanalysens resultat som plausibelt feilestimert.

Det norske aksjemarkedets respons av sjokk i makroøkonomiske variabler

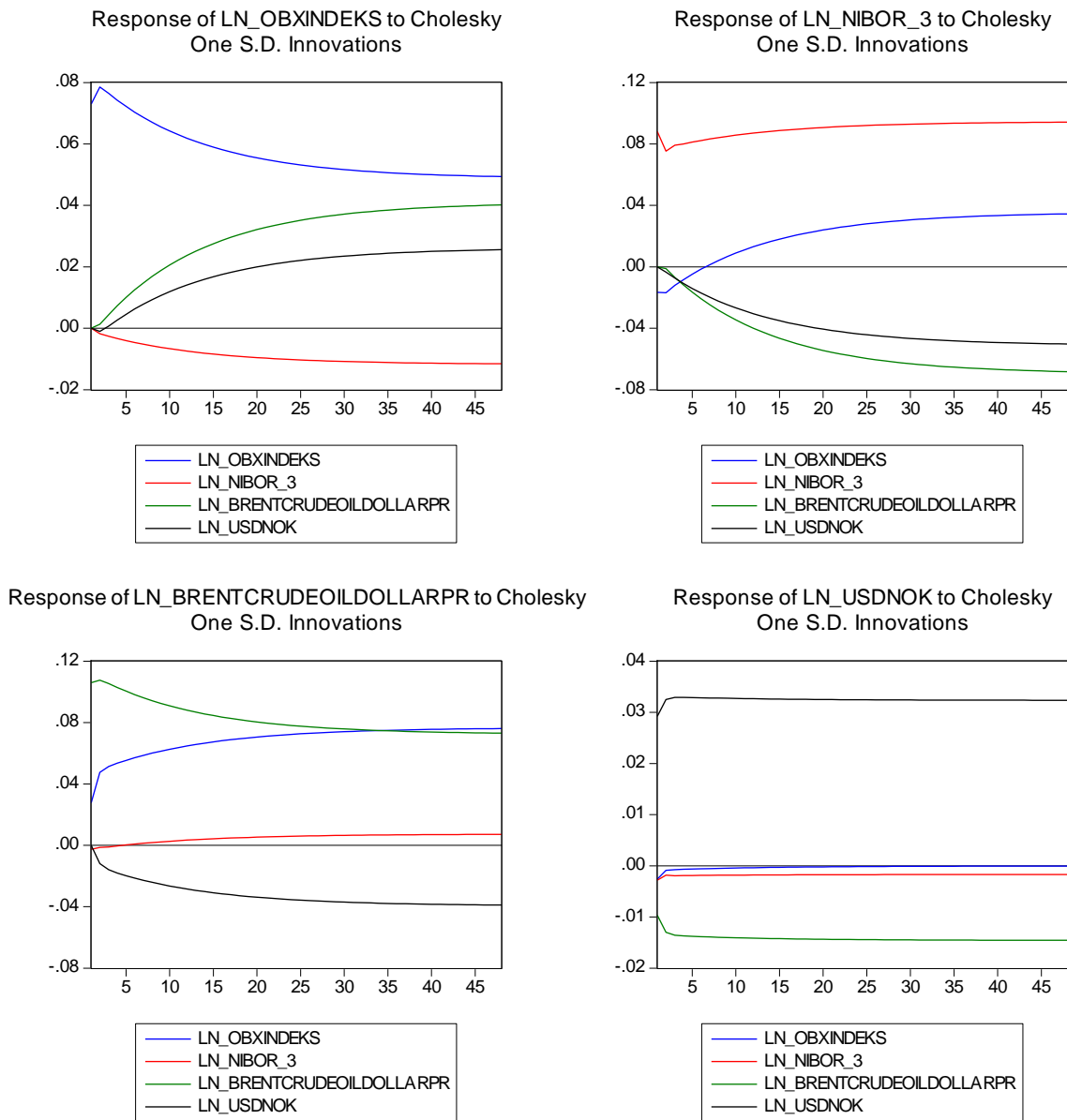
Aksjemarkedet responderer umiddelbart positivt og forblir på et høyere nivå gjennom hele 4-årsperioden av et sjokk i oljeprisen. Denne positive responsen er samtidig økende, og ser ikke til å bevege seg tilbake til utgangspunktet i forkant av oljeprissjokket. Dette er i tråd med våre forventninger ettersom en sterk økning i oljeprisen, vil påvirke det norske aksjemarkedet som følge av OBX indeksens tunge vektning av oljesektoren. Ettersom denne positive responsen er gjennomgående for hele perioden, påvises det at forholdet er gjeldene både for kort og mellomlang sikt, og blir forsterket av at dette forholdet stemmer overens med kausalitetsanalysen.

Videre responderer aksjemarkedet først negativt for deretter å bli positiv etter syv måneder, og fortsetter å være økende positiv gjennom resten av analyseperioden, av et positivt sjokk i kortsiktige renter. På kort sikt ser det ut til at impuls responsanalysen er i tråd med våre forventninger og økonomisk teori ettersom det virker intuitivt at aksjemarkedet faller som følge av et positivt sjokk i kortsiktige renter. Responsen på mellomlang sikt er imidlertid i strid med økonomisk teori, og kan ikke gis noen direkte forklaring. En plausibel forklaring er derimot påvirkningen som kommer gjennom investeringer fra utlandet i det norske aksjemarkedet. I en situasjon med høye renter i Norge sammenlignet med utlandet, blir det attraktivt for utenlandske investorer å investere i norske aktiva, og følgelig presses aksjeprisene opp gjennom økt etterspørsel. Videre understøtter kausalitetsanalysen at det norske aksjemarkedet blir påvirket av kortsiktige renter signifikant på kort sikt, men gir ingen indikasjon på kausalitetens retning.

Ett standardavviks sjokk i dollarkurs gir en marginal respons i aksjemarkedet. Dette resultatet anses som overraskende ettersom man forventer at en økning i dollarkursen fører til en positiv respons i aksjemarkedet gjennom bedret konkurranseevne ovenfor utlandet ceteris paribus. Kausalitetsanalysen konkluderer med at dollarkursen påvirker aksjemarkedet selv om dette

dessverre ikke fremkommer av impuls responsanalysen gjennom hele dens estimerte 4 års periode.

Figur 2: Impuls respons graf for det norske markedet



Tabell 5: Impuls responsanalyse Norge

| Sjokk i | | Steg | Respons fra sjokk(til ett standardavvik sjokk i variabelen) | | | |
|----------------|-------------|------|---|------------------|----------------------|------------------|
| | | | Δ OBX | Δ NIBOR 3 | Δ brent Crude | Δ USD/NOK |
| Modell3 | OBX | 1 | 0.0730 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| | | 12 | 0.0618 | -0.0074 | 0.0237 | 0.0141 |
| | | 24 | 0.0536 | -0.0102 | 0.0346 | 0.0217 |
| | | 36 | 0.0505 | -0.0112 | 0.0387 | 0.0245 |
| | | 48 | 0.0494 | -0.0116 | 0.0402 | 0.0256 |
| | NIBOR 3 | 1 | -0.0166 | 0.0880 | 0.0000 | 0.0000 |
| | | 12 | 0.0130 | 0.0871 | -0.0400 | -0.0305 |
| | | 24 | 0.0273 | 0.0918 | -0.0588 | -0.0436 |
| | | 36 | 0.0325 | 0.0936 | -0.0657 | -0.0485 |
| | | 48 | 0.0345 | 0.0942 | -0.0682 | -0.0503 |
| | Brent Crude | 1 | 0.0276 | -0.0026 | 0.1059 | 0.0000 |
| | | 12 | 0.0648 | 0.0034 | 0.0880 | -0.0285 |
| | | 24 | 0.0723 | 0.0059 | 0.0781 | -0.0354 |
| | | 36 | 0.0751 | 0.0068 | 0.0744 | -0.0380 |
| | | 48 | 0.0761 | 0.0072 | 0.0731 | -0.0389 |
| | USD/NOK | 1 | -0.0026 | -0.0028 | -0.0097 | 0.0292 |
| | | 12 | -0.0004 | -0.0018 | -0.0142 | 0.0327 |
| | | 24 | -0.0002 | -0.0017 | -0.0144 | 0.0325 |
| | | 36 | -0.0001 | -0.0017 | -0.0145 | 0.0324 |
| | | 48 | -0.0001 | -0.0017 | -0.0146 | 0.0324 |

5.1.6 Forecast Error Variance (FEV)

Dekomponering av variansen måler den prosentvise andelen av hvert enkelt sjokk til feilleddets varians et steg fram i tid av den avhengige variabelen. Denne analysen gir informasjon om den relative viktigheten av hvert sjokk til variablene i modellene. Tidshorisonten er estimert til 4 år, og en grafisk illustrasjon samt tabell er presentert i henholdsvis

Figur 3 og Tabell 6.

Dekomponering av variablene

Andelen av aksjemarkedets varians som forklares av aksjemarkedet selv representerer, i tråd med forventningene, den største andelen og ligger mellom 68.50 % og 100 % gjennom perioden, hvor den prosentvise andelen faller for økende tidshorisont. Videre forklarer oljeprisen 0 %, 4.29 %, 11.88 %, 17.54 % og 21.28 % av variansen i det norske aksjemarkedet for henholdsvis 1 måned, 12 måneder, 24 måneder, 36 måneder og 48 måneder. Kortsiktige renter forklarer 0 % - 1.85 % av variansen i aksjemarkedet, og tilsvarende forklarer valutakursen mellom 0 % - 8.37 %.

Oljeprisen selv utgjør 53.63 % - 93.57 % av forklaringen til sin egen varians gjennom den estimerte 4 års perioden og er fallende ettersom tidshorisonten forlenges. Videre forklarer aksjemarkedet 6.37 % - 37.52 % av oljeprisens varians for samme horisont. Modellen tar også for seg de kortsiktige rentenes - og valutakursens forklaring av oljeprisens varians, og disse utgjør henholdsvis 0.06 % - 0.24 % for kortsiktige renter, og 0 % - 8.61 % for valutakursen USD/NOK. I likhet med analysen for aksjemarkedets varians, viser resultatene at det også her er oljepris og aksjemarkedet som forklarer oljeprisens varians med høyest andeler.

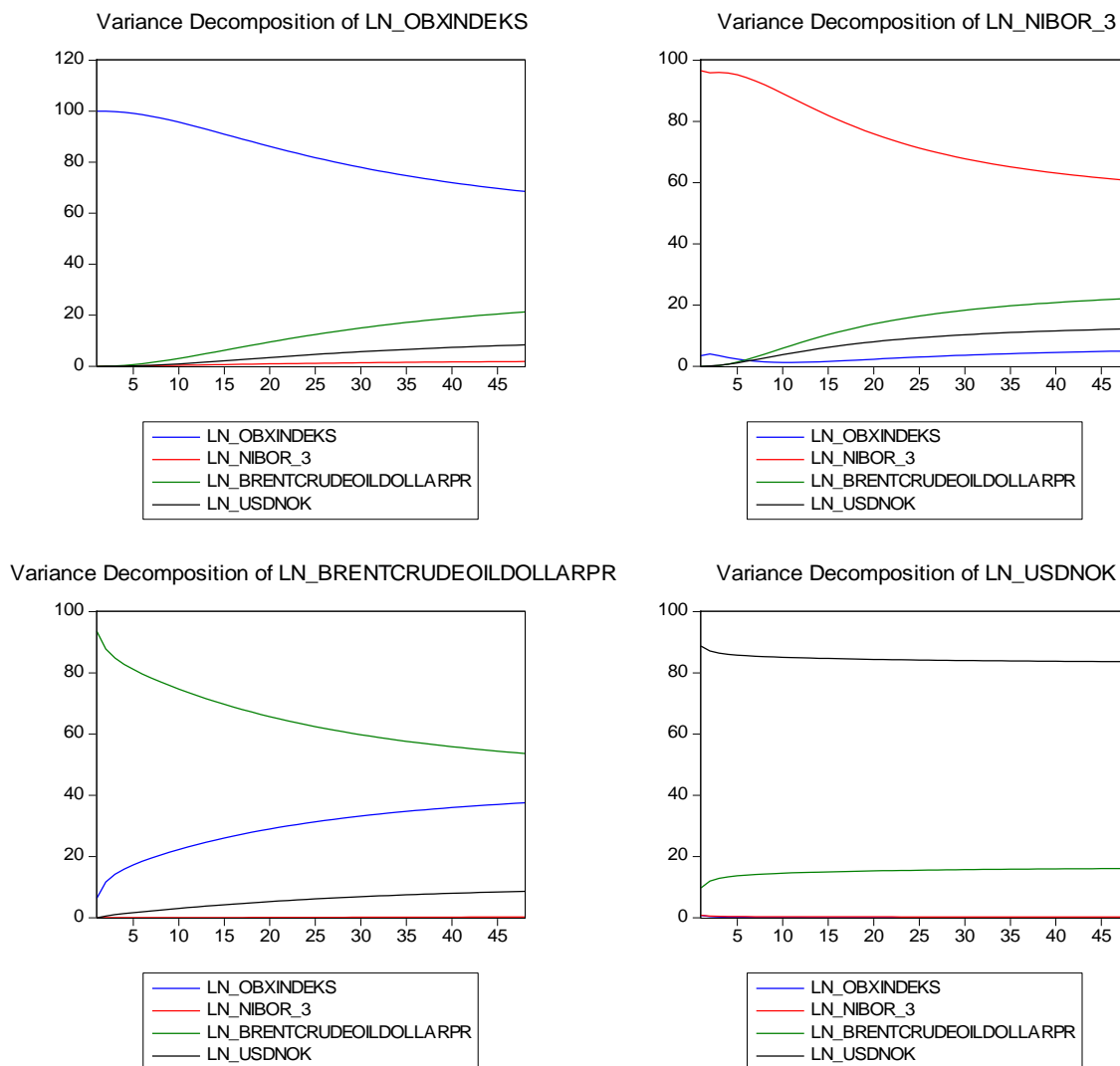
Kortsiktige renter står selv for den største andelen som forklarer variansen i kortsiktige renter, og ligger i intervallet 96.56 % - 60.70 % gjennom en 4 års periode. Videre er det oljeprisen som står for den nest største andelen som forklarer de korte rentenes varians. Her ligger andelen på mellom 0 % etter 1 måned, og 22.10 % etter 48 måneder.

I likhet med de andre variablene, er det dollarkursen selv som forklarer den største andelen av dollarkursens varians. Videre forklarer oljeprisen mellom 9.70 % og 16.09 % av valutakursens varians gjennom estimeringsperioden. Til sammenligning forklarer kortsiktig renter marginalt av

variansen til USD/NOK og denne forklaringskraften reduseres ettersom tidshorizonten forlenges, herunder mellom 0.83 % og 0.25 %. I likhet med kortsiktige renter, forklarer også aksjemarkedet minimalt og ligger i omlag samme intervall som sistnevnte.

Etter gjennomgang av FEV analysen, påvises det at ved korte horisonter er det sjokk variabelen selv som hovedsakelig står for størstedelen av variansen, noe som er konsistent med våre antakelser. Imidlertid reduseres denne effekten ettersom horisonten forlenges.

Figur 3: Dekomponeringsgraf av varians for Norge



Tabell 6: Dekomponering av feilleddets varians(FEV) for Norge

| Sjokk i | Steg | S.E. | FEV analyse | | | | |
|----------------|-------------|------|--------------|------------------|----------------------|------------------|---------|
| | | | Δ OBX | Δ NIBOR 3 | Δ Brent Crude | Δ USD/NOK | |
| Modell3 | OBX | 1 | 0.0730 | 100.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| | | 12 | 0.2495 | 93.8650 | 0.4920 | 4.2891 | 1.3539 |
| | | 24 | 0.3427 | 82.6045 | 1.1224 | 11.8794 | 4.3937 |
| | | 36 | 0.4173 | 74.1279 | 1.5650 | 17.5362 | 6.7709 |
| | | 48 | 0.4815 | 68.4959 | 1.8521 | 21.2821 | 8.3699 |
| | NIBOR 3 | 1 | 0.0896 | 3.4411 | 96.5589 | 0.0000 | 0.0000 |
| | | 12 | 0.3105 | 1.2842 | 86.1553 | 7.7561 | 4.8044 |
| | | 24 | 0.5001 | 2.8705 | 72.1096 | 15.9295 | 9.0903 |
| | | 36 | 0.6624 | 4.1947 | 64.7007 | 19.9699 | 11.1347 |
| | | 48 | 0.8014 | 4.9939 | 60.7016 | 22.1038 | 12.2008 |
| | Brent Crude | 1 | 0.1095 | 6.3723 | 0.0572 | 93.5706 | 0.0000 |
| | | 12 | 0.3979 | 23.8866 | 0.0309 | 72.5582 | 3.5243 |
| | | 24 | 0.5568 | 30.8950 | 0.1126 | 63.0131 | 5.9794 |
| | | 36 | 0.6795 | 34.9924 | 0.1845 | 57.2456 | 7.5775 |
| | | 48 | 0.7850 | 37.5243 | 0.2354 | 53.6335 | 8.6068 |
| | USD/NOK | 1 | 0.0310 | 0.7126 | 0.8313 | 9.6960 | 88.7601 |
| | | 12 | 0.1222 | 0.0719 | 0.3089 | 14.7315 | 84.8878 |
| | | 24 | 0.1735 | 0.0380 | 0.2764 | 15.4703 | 84.2153 |
| | | 36 | 0.2128 | 0.0256 | 0.2619 | 15.8570 | 83.8555 |
| | | 48 | 0.2458 | 0.0193 | 0.2537 | 16.0897 | 83.6374 |

5.1.7 Påvirkninger på det norske aksjemarkedet av utviklingen i internasjonale markeder

Innledningsvis i analysen påpekes det at en rimelig antakelse om det norske aksjemarkedet er at den påvirkes av utviklingen i internasjonale markeder. Vi har frem til nå analysert og diskutert Modell 3 som fremstod som den riktige modellen for å estimere forholdet mellom det norske aksjemarkedet og makroøkonomiske variabler for Norge isolert. Denne modellen kan imidlertid anses som plausibelt uriktig til å estimere dette forholdet ettersom påvirkninger fra internasjonale markeder ikke er justert for. For å undersøke hvilken effekt internasjonale markeder kan ha på det norske aksjemarkedet, inkluderte vi S&P 500 indeksen som en tilleggsvariabel i Modell 3. Resultatene fra den tilsvarende VECM påviste 2 kointegrasjonsforhold når variabel for det amerikanske aksjemarkedet ble inkludert. I kointegrasjonsforholdene var det variablene for det norske aksjemarkedet og kortsiktige renter som ble normalisert til 1. En kortfattet gjennomgang av denne nøstede modellvarianten viser at inklusjon av S&P 500 som variabel i Modell 3, fører til at vi mister informasjon om kortsiktig rente og dollarkursens påvirkning på det norske aksjemarkedet. Imidlertid påvises det at det amerikanske aksjemarkedet påvirker det norske markedet signifikant positivt, noe som er i tråd med våre forventninger. Videre viser kointegrasjonsligningen for kortsiktig rente at oljepris og dollarkursen påvirker rentene positivt, mens S&P 500 påvirker kortsiktige renter negativt. Sammenligner vi de to nøstede modellene, ser vi at vi mister mye verdifull informasjon om det norske aksjemarkedet ved å inkludere S&P 500, noe som fører til at vi ønsker å gå videre med Modell 3 som ser på det norske aksjemarkedet isolert. Hadde vi derimot inkludert S&P 500 som en variabel, hadde vi kun hatt oljepris og S&P 500 som forklaringsvariabler for det norske aksjemarkedet, variabler som begge representerer varemarkedet. Vi har imidlertid fått indikasjon på at vår forventning om at det norske aksjemarkedet blir påvirket av det amerikanske markedet stemmer. Videre er det også andre aspekter som fører til vår konklusjon om å beholde Modell 3 uten inklusjon av S&P 500. Her kan det blant annet nevnes at kointegrasjonstesten viste motstridende resultater om kointegrasjon ved trace statistics og maximum eigenvalue. Førstnevnte indikerte to kointegrasjonsforhold som overnevnte diskusjon baserer seg på, i motsetning til maximum eigenvalue som konkluderte med at det ikke eksisterer kointegrasjonsforhold. Sistnevnte forårsaker at man heller bør estimere en VAR modell, og denne gav kun kortsiktig rente som signifikant variabel for ligningen med det

norske aksjemarkedet som venstreside variabel. Videre indikerer også modellen som inkluderer S&P 500, at det forekommer noe autokorrelasjon.

Av overnevnte grunner, konkluderer vi avslutningsvis med at vi ønsker å beholde Modell 3 uten inklusjon av S&P 500 på bakgrunn av at den inkluderer flere markeder og forklaringsforhold, herunder aksjemarkedet, varemarkedet og pengemarkedet, og som følge av at denne modellen gir samsvarende konklusjon med hensyn på kointegrasjonsforhold. Videre antar vi at Modell 3 forklarer forholdet mellom aksjemarkedet og makroøkonomiske variabler hensiktsmessig, selv om modellen tar for deg dette forholdet isolert. Imidlertid har vi fått indikasjon og implisitt bekreftelse på vår forventning om at det eksisterer en påvirkning fra det amerikanske markedet, noe som tas med i betraktning av analysen. Resultatene for den næstede modellen som inkluderer S&P 500 som en tilleggsvariabel, er inkludert i Vedlegg 4.

5.2 Analyse av det amerikanske aksjemarkedet

Som for det norske markedet, ønsker vi å utforme en VECM som beskriver det amerikanske aksjemarkedet, i denne sammenheng S&P 500, basert på makroøkonomiske variabler. I den amerikanske analysen ønskes det i likhet med det norske markedet, å inkludere variabler som representerer de fire ulike markedene; varemarkedet, pengemarkedet, aksjemarkedet og arbeidsmarkedet. Fra presentasjonen av alle variablene i Tabell 2 framkommer PMI og 10 Year Government Bond som stasjonære ved $I(0)$. Ettersom alle variabler skal være integrert av samme orden i en VECM, er disse variablene ikke aktuelle videre i vurderingen. Vi har derfor tatt for oss følgende makroøkonomiske variabler for estimering av passende VECM modeller; S&P 500, 1 måneds T-bill, 3 måneders T-bill, Brent Crude, CPI og Unemployment. Disse variablene presenterer alle de fire overnevnte markedene hvorav S&P 500 presenterer aksjemarkedet, 1 måneds T-bill og 3 måneders T-bill presenterer pengemarkedet, Brent Crude og CPI presenterer varemarkedet og Unemployment presenterer arbeidsmarkedet.

Vi estimerte flere modeller på bakgrunn av disse variablene og reduserte antall modeller for vurdering etter utvelgelseskriterier basert på Akaike informasjonskriteriet, antall signifikante parametere og antall markeder som er representert i modellen. Vi velger å presentere tre modeller hvor alle modellene er estimert med optimalt antall lags jfr. Akaike informasjonskriteriet, alle

modellene er testet for kointegrasjonsforhold og alle modellene er frie for autokorrelasjon i residualene. Videre er alle variablene i de tre modellene i sin logaritmiske form ettersom dette gav sterkest stasjonæritet, I(1). Se henholdsvis Vedlegg 2 og Vedlegg 3.

Ettersom et større antall modeller ble estimert, har vi valgt og kun presentere de tre beste modellene for videre analyse. Modell 1 består av S&P 500, CPI og Brent Crude, Modell 2 utvides med 1 måneds T-bill mens Modell 3 utvides med 3 måneders T-bill. Basert på Akaike kriteriet konkluderes det med at optimalt antall lags i en VECM i modellene 1, 2 og 3 er henholdsvis 4, 7 og 4. Videre fremkommer det indikasjon på at det eksisterer kointegrasjon i modellene som tilsier at vi kan benytte VECM som metode for analyse av det amerikanske markedet. Alle tre modellene inneholder maksimum ett kointegrasjonsledd gitt ved både trace statistic og maximum eigenvalue, illustrert i Tabell 7.

Tabell 7: Kointegrasjon USA

| Hypotese om antall kointegrasjonsforhold | Eigenverdi | Trace statistikk | 5 % kritisk verdi | Sannsynlighet | Max-Eigen statistikk | 5 % kritisk verdi | Sannsynlighet |
|--|------------|------------------|-------------------|---------------|----------------------|-------------------|---------------|
| Modell 1 - OBX, Brent Crude, KPI og Detaljhandel | | | | | | | |
| Ingen * | 0.12567 | 62.91963 | 47.85613 | 0.00110 | 36.26086 | 27.58434 | 0.00300 |
| Maks 1 | 0.05980 | 26.65877 | 29.79707 | 0.11030 | 16.64862 | 21.13162 | 0.18920 |
| Maks 2 | 0.03638 | 10.01015 | 15.49471 | 0.28000 | 10.00618 | 14.26460 | 0.21150 |
| Maks 3 | 0.00001 | 0.00398 | 3.84147 | 0.94850 | 0.00398 | 3.84147 | 0.94850 |
| Modell 2 - OBX, NIBOR 3 mnd, Brent Crude og Detaljhandel | | | | | | | |
| Ingen * | 0.13962 | 66.63678 | 47.85613 | 0.00040 | 40.75351 | 27.58434 | 0.00060 |
| Maks 1 | 0.05214 | 25.88328 | 29.79707 | 0.13220 | 14.51042 | 21.13162 | 0.32470 |
| Maks 2 | 0.03367 | 11.37286 | 15.49471 | 0.18960 | 9.28100 | 14.26460 | 0.26350 |
| Maks 3 | 0.00769 | 2.09186 | 3.84147 | 0.14810 | 2.09186 | 3.84147 | 0.14810 |
| Modell 3 - OBX, NIBOR 3 mnd, Brent Crude og USD/NOK | | | | | | | |
| Ingen * | 0.11081 | 52.75947 | 47.85613 | 0.01610 | 32.18063 | 27.58434 | 0.01190 |
| Maks 1 | 0.04588 | 20.57884 | 29.79707 | 0.38440 | 12.86968 | 21.13162 | 0.46430 |
| Maks 2 | 0.02201 | 7.70916 | 15.49471 | 0.49700 | 6.09887 | 14.26460 | 0.60050 |
| Maks 3 | 0.00586 | 1.61030 | 3.84147 | 0.20440 | 1.61030 | 3.84147 | 0.20440 |

Trace statistikk og max-eigenverdi indikerer 1 kointegrasjonsforhold på 5 % nivå for alle modellene.

* indikerer avvisning av hypotesen på 5 % nivå

De tre overnevnte modellene kan utredes på følgende måte;

Modell 1:

$$\begin{aligned}\Delta S\&P500_t &= \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \delta_{1i} \Delta S\&P500_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \omega_{1i} \Delta BrentCrude_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \vartheta_{1i} \Delta CPI_{t-i} + \varepsilon_t^{S\&P500} \\ \Delta BrentCrude_t &= \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \delta_{1i} \Delta BrentCrude_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \omega_{1i} \Delta S\&P500_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \vartheta_{1i} \Delta CPI_{t-i} + \varepsilon_t^{BrentCrude} \\ \Delta CPI_t &= \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^4 \delta_{1i} \Delta CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \omega_{1i} \Delta BrentCrude_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \vartheta_{1i} \Delta S\&P500_{t-i} + \varepsilon_t^{CPI}\end{aligned}$$

Hvor;

$$EC_{t-1} = \&P500_{t-1} + \gamma_0 + \gamma_1 BrentCrude_{t-1} + \gamma_2 CPI_{t-1}$$

Modell 2:

$$\begin{aligned}\Delta S\&P500_t &= \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^K \delta_{1i} \Delta S\&P500_{t-i} + \sum_{i=1}^K \theta_{1i} \Delta Tbill1_{t-i} + \sum_{i=1}^K \omega_{1i} \Delta BrentCrude_{t-i} + \sum_{i=1}^K \vartheta_{1i} \Delta CPI_{t-i} + \varepsilon_t^{S\&P500} \\ \Delta BrentCrude_t &= \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^K \delta_{1i} \Delta BrentCrude_{t-i} + \sum_{i=1}^K \theta_{1i} \Delta Tbill1_{t-i} + \sum_{i=1}^K \omega_{1i} \Delta S\&P500_{t-i} + \sum_{i=1}^K \vartheta_{1i} \Delta CPI_{t-i} + \varepsilon_t^{BrentCrude} \\ \Delta CPI_t &= \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^K \delta_{1i} \Delta CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^K \theta_{1i} \Delta Tbill1_{t-i} + \sum_{i=1}^K \omega_{1i} \Delta BrentCrude_{t-i} + \sum_{i=1}^K \vartheta_{1i} \Delta S\&P500_{t-i} + \varepsilon_t^{CPI} \\ \Delta Tbill1_t &= \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^K \delta_{1i} \Delta Tbill1_{t-i} + \sum_{i=1}^K \theta_{1i} \Delta S\&P500_{t-i} + \sum_{i=1}^K \omega_{1i} \Delta BrentCrude_{t-i} + \sum_{i=1}^K \vartheta_{1i} \Delta CPI_{t-i} + \varepsilon_t^{Tbill1}\end{aligned}$$

Hvor;

$$EC_{t-1} = \&P500_{t-1} + \gamma_0 + \gamma_1 T - bill\ 1_{t-1} + \gamma_2 BrentCrude_{t-1} + \gamma_3 CPI_{t-1}$$

Modell 3:

$$\begin{aligned}\Delta S\&P500_t &= \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^K \delta_{1i} \Delta S\&P500_{t-i} + \sum_{i=1}^K \theta_{1i} \Delta Tbill3_{t-i} + \sum_{i=1}^K \omega_{1i} \Delta BrentCrude_{t-i} + \sum_{i=1}^K \vartheta_{1i} \Delta CPI_{t-i} + \varepsilon_t^{S\&P500} \\ \Delta BrentCrude_t &= \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^K \delta_{1i} \Delta BrentCrude_{t-i} + \sum_{i=1}^K \theta_{1i} \Delta Tbill3_{t-i} + \sum_{i=1}^K \omega_{1i} \Delta S\&P500_{t-i} + \sum_{i=1}^K \vartheta_{1i} \Delta CPI_{t-i} + \varepsilon_t^{BrentCrude} \\ \Delta CPI_t &= \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^K \delta_{1i} \Delta CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^K \theta_{1i} \Delta Tbill3_{t-i} + \sum_{i=1}^K \omega_{1i} \Delta BrentCrude_{t-i} + \sum_{i=1}^K \vartheta_{1i} \Delta S\&P500_{t-i} + \varepsilon_t^{CPI} \\ \Delta Tbill3_t &= \alpha_1 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^K \delta_{1i} \Delta Tbill3_{t-i} + \sum_{i=1}^K \theta_{1i} \Delta S\&P500_{t-i} + \sum_{i=1}^K \omega_{1i} \Delta BrentCrude_{t-i} + \sum_{i=1}^K \vartheta_{1i} \Delta CPI_{t-i} + \varepsilon_t^{Tbill3}\end{aligned}$$

Hvor;

$$EC_{t-1} = \&P500_{t-1} + \gamma_0 + \gamma_1 T - bill\ 3_{t-1} + \gamma_2 BrentCrude_{t-1} + \gamma_3 CPI_{t-1}$$

For i alle modellene er følgende parametere;

β_1 : Speed of adjustment for ligningen

α_1 : Konstanten til de kortsiktige parametere i ligningen

$\sum_{i=1}^K \gamma_i$: kointegrasjonsvektorer

EC_{t-1} = Error korreksjonsleddet

Fra utledningen til VECM modellene ovenfor ser vi at i likhet med de norske modellene, ligger kointegrasjonsforholdet i ligningen hvor aksjemarkedet er venstresidevariabel for alle tre modellene. Med andre ord er det i aksjemarkedet identifisert en kointegrasjonsvektor.

5.2.1 Forventning om variabelenes fortegn

Pengemarkedet er representert i Modell 2 ved 1 måneds T-bill og i Modell 3 ved 3 måneders T-bill. Tilsvarende som i det norske pengemarkedet dannes de korte rentene gjennom etterspørsels- og tilbudsforhold av likviditet mellom bankene, som dermed slår inn i de nominelle rentene som kundene i bankene tilbys. Det forventes derfor et negativt forhold mellom aksjemarkedet og renter. For videre utledning av hvordan rentene virker gjennom aksjemarkedet henvises det til utledningen om variabelenes fortegn for det norske aksjemarkedet.

En økning i prisen på Brent Crude forventes å slå ut negativt i det amerikanske aksjemarkedet. Etersom USA må kjøpe store andeler olje for å kunne dekke sin etterspørsel, vil vi forvente at et positivt sjokk i oljeprisen vil skape en forventning om lavere inntjening da kostnadsnivået stiger. Dog produseres det olje og naturgass i Texas, California og Alaska, men dette er ikke tilstrekkelig for å dekke behovet. Ved et positivt sjokk i oljeprisen vil trolig en effekt i rentenivået komme gjennom en stigning i konsumprisindeksen. Vi vil altså forvente at oljeprisen har en innvirkning på kostnadsnivået, som igjen fordrer til en høyere finansieringskostnad. Etersom sentralbanken i USA vil ta hensyn til et høyt inflasjonsnivå, vil de endre sitt målsatte target rate og forsøke å styre mot denne gjennom justering av reservekravsrenten som ble innført i 2008. Reservekravsrenten fungerer som et gulv slik at 1 måneds T-bill og 3 måneders T-bill vil ventes å ligge noe høyere.

For utledning av forventning rundt CPI relatert til det amerikanske aksjemarkedet henvises til diskusjon i den norske modellen mellom KPI og det norske aksjemarkedet ettersom forholdet vil være tilsvarende.

5.2.2 Utvalgelse av modell

Etersom vi startet med et større antall ulike modeller som kunne bidra til å forklare forholdet mellom amerikanske makroøkonomiske ledende indikatorer og aksjemarkedet, valgte vi å presentere de tre beste modellene. I likhet med analysen av det norske markedet, ønsker vi i denne delen å analysere disse tre modellene nærmere slik at vi avslutningsvis sitter igjen med én modell.

Alle tre modellene inneholder S&P 500, CPI og Brent Crude, mens modell 2 utvider med 1 måneds T-bill og modell 3 utvider med 3 måneders T-bill. Etersom modellene er relativt like er Akaike verdiene følgelig også relativt like med verdier på henholdsvis; -14.5819 for Modell 1, -15.91756 for Modell 2 og -15.52892 for Modell 3. Basert på Akaike kriteriet isolert sett, indikeres det at Modell 2 fremstår som beste modell ettersom denne har lavest verdi, men det er imidlertid også ønskelig å ta hensyn til antall lags samt antall inkluderte variabler. Videre er det også tatt hensyn til om parametrene er signifikante og som forventet i henhold til økonomisk teori.

I likhet med de norske modellene, presenteres det langsiktige forholdet mellom aksjemarkedet og de makroøkonomiske indikatorene. Disse er gitt ved;

Modell 1:

$$S\&P500_t = 8.219732CPI_t^{***} - 1.343161BrentCrude_t^{***} - 30.95706$$

Modell 2:

$$S\&P500_t = -0.12009T - bill1_t + 10.36494CPI_t^{***} - 1.66699BrentCrude_t^{***} - 40.73176$$

Modell 3:

$$S\&P500_t = -0.12728T - bill3_t + 9.690312CPI_t^{***} - 1.73426BrentCrude_t^{***} - 37.05369$$

Modell 1 viser at konsumprisindeksen har en positiv langsiktig sammenheng med aksjemarkedet. Dette er også tilfelle i de andre modellene. Samtlige modeller har en meget signifikant CPI, hvor den laveste har en t-verdi på -9.66 i Modell 2 mens den høyeste har en t-verdi på -12.8566 i Modell 1. Disse resultatene er ikke sammenfallende med tidligere studier som er utført for blant annet ASEAN-5 landene (Wongbangpo & Sharma, 2002), hvor det er funnet at CPI har en negativ langsiktig sammenheng med aksjemarkedet. Denne sammenhengen ligger i en økt produksjonskostnad som følge av et høyere prisnivå, som igjen kan anses å redusere avkastningen. Dette kan også sees i sammenheng med Allokeringshjulet som er et anerkjent verktøy for allokering av investeringer gjennom observasjon av inflasjon og vekst i BNP (Høegh-

Krohn, 2010). Dermed kan ikke CPI sies å gi ett økonomisk riktig fortegn sammenlignet med tidligere forskning. Dersom vi imidlertid antar at aksjemarkedet fungerer som en hedge mot inflasjon som tidligere er diskutert under forventninger i det norske aksjemarkedet, kan det antas at den positive langsiktige sammenhengen mellom det amerikanske aksjemarkedet og CPI er plausibelt.

Videre er Brent Crude representert i alle modellene, og er signifikant. Denne variabelen viser en negativ langsiktig sammenheng med aksjemarkedet i USA, og dette er sammenfallende med forventningene.

De korte rentene viser et negativt fortegn i både Modell 2 og Modell 3, noe som er forventet gitt utledning om sammenhenger mellom framtidig inntjening og rentekostnad. I likhet med de norske modellene, er en utfordring med denne analysen at rentene stort sett har vært fallende gjennom hele estimeringsperioden, noe som kan føre til at modellen ikke fanger opp aksjemarkedets ”korrekte” respons til en lengre økning i rentenivået. Umiddelbart virker det fornuftig å inkludere de korte rentene i modellen, men det er dessverre ingen av de som er signifikante, med t-verdier på henholdsvis 0.90 i Modell 2 og 1.26 i Modell 3 for det langsiktige forholdet. Vi ønsker likevel å inkludere de i utvalget av modeller ettersom de har ett økonomisk korrekt fortegn på lang sikt. Utover dette kan de også ha en betydning i den kortsiktige delen av modellen.

Modell 1 antas å være den best estimerte modellen gitt antall signifikante feilkorreksjonsledd, men vi mister mulig interessant informasjon om pengemarkedet ved å velge denne. Ettersom vi finner det hensiktsmessig å inkludere en variabel for pengemarkedet i modellen, står valget mellom Modell 2 og Modell 3. Gitt t-verdiene til de kortsiktige rentene er det Modell 3 som inkluderer 3 måneders Treasury Bill, den mest signifikante med t-verdi på 1.26 for det langsiktige forholdet. Dersom vi imidlertid ser vi på feilkorreksjonsleddet, er 1 måned Treasury Bill signifikant på 10 % nivå, i motsetning til 3 måneders Treasury Bill som ikke er signifikant. Derimot er S&P 500 trolig nærmere et ”korrekt” feilkorreksjonsledd i Modell 3 da den er sterkere signifikant enn i Modell 2 og har en høyere negativ verdi. Basert på disse argumentene har vi dermed besluttet å gå videre med Modell 3 i drøftingen av det amerikanske aksjemarkedet.

5.2.3 Drøfting av valgt modell

Modellen viser klart at CPI har en positiv langsiktig sammenheng med aksjemarkedet, noe som vi ikke forventet. Dette er motstridende med makroøkonomisk teori og tidligere forskning som er utledet av blant annet (Fama & Schwert, 1977), (Chen, Roll, & Ross, 1986), (Gjerde & Sættem, 1999), (Kim, 2003), (Pilinkus & Boguslauskas, 2008) og (Bordo, Dueker, & Wheelock, 2008). En mulig årsak til dette er at CPI kombinert med Brent Crude i samme modell fører til at CPI er svært signifikant ettersom oljeprisens variasjon påvirker CPI. Igjen vil vi her vise til teori om hedging effekten mellom aksjemarkedet og inflasjon sett opp mot rentemarkedet som tidligere er diskutert.

Brent Crude viser en negativ langsiktig sammenheng med det amerikanske aksjemarkedet. Dette er som forventet ettersom råvareprisøkning fordrer høyere kostnader for flere av de børsnoterte selskapene, og man dermed skulle tro at dette reduserer forventet inntjening. *Laopodis 2010* inkluderte oljeprisen i sin analyse av aktivapriser, men det blir imidlertid kun sett på de kortsiktige sammenhengene. Ut i fra hvordan artikkelen er presentert kan det tyde på at han ikke har lyktes i å få en signifikant langsiktig sammenheng mellom oljeprisen og aksjemarkedsindeksen. Det råder derimot en sterk oppfattelse om at oljeprisen har en effekt på aksjemarkedet i USA, men det kan være flere årsaker til at det tidligere har vært vanskelig å modellere en langsiktig sammenheng mellom disse. Dersom man ser nærmere på hvordan korrelasjonen mellom oljeprisen og aksjemarkedet beveger seg over tid, så ser man at denne varierer fra å være sterkt negativt til sterkt positivt korrelert gjennom flere perioder. Dette gjør det utfordrende å modellere en langsiktig sammenheng mellom oljeprisen og aksjeindeksen. Imidlertid påvises det i vår analyse at det eksisterer en langsiktig negativ sammenheng mellom disse.

Det bør også nevnes at kortsiktige bevegelser av konsumprisindeksen og oljeprisen ser til å være signifikant påvirket av det langsiktige aksjemarkedsforholdet i det amerikanske markedet. Dette vil vi komme tilbake til under egen utredning av feilkorreksjonsleddet og justeringsparameteren.

5.2.4 Kausalitetsanalyse

I likhet med de norske modellene, ønsker vi å undersøke om det finnes noen kortsiktige kausale sammenhenger mellom variablene ved å undersøke om feilkorreksjonsleddet og laggene til variablene er signifikante gjennom henholdsvis t-test og F-test. For en fullstendig oversikt over dette henvises det til Tabell 8.

Tabell 8: Kausalitetstest USA

| Avhengig variabel | Uavhengig | Parvis granger kausalitets test F-statistikk | | | t-statistikk |
|-------------------------|--------------------|--|---------------------|-------------------------|--------------|
| | $\Delta S\&P\ 500$ | ΔCPI | $\Delta BrentCrude$ | $\Delta T\text{-bill}3$ | EC_{t-1} |
| $\Delta S\&P\ 500$ | NA | 0.4367 | 3.1856 ** | 0.4820 | -1.58872 |
| ΔCPI | 0.7139 | NA | 7.7198 *** | 2.3028 * | 2.75987 ** |
| $\Delta BrentCrude$ | 2.2378 * | 9.0534 *** | NA | 1.0301 | -3.12879 ** |
| $\Delta T\text{-bill}3$ | 3.6778 *** | 3.9993 *** | 2.1067 * | NA | -0.69799 |

(*), (**) og (***) indikerer at null hypotesen om ingen kausalitet er avvist på 10 %, 5 % og 1 % signifikansnivå.

(-) betyr at variabelen ikke er med i modellen.

Kausalitetstester av variablene i Modell 3 viser at aksjemarkedet har en signifikant kausal effekt på alle variablene som er inkludert i modellen. Sammenhengen mellom aksjemarkedet og oljeprisen kan sees i lys av tilbud og etterspørsel som fører til endringer i oljeprisen. Prismekanismen er kjent fra pristeori hvor en økt etterspørsel presser prisene opp. Dermed vil en stigning i aksjemarkedet trolig øke oljeprisene på kort sikt. Pengemarkedsrenten påvirker aksjemarkedet signifikant gjennom F-testen og t-testen, mens konsumprisindeksen kan sies å være påvirket av aksjemarkedet på kort sikt basert på t-testen av feilkorreksjonsleddet.

Konsumprisindeksen kan ikke sies å ha en kortsiktig kausal virkning på aksjemarkedet. Det påvises imidlertid at konsumprisindeksen påvirker oljeprisen og pengemarkedsrenten. At konsumprisen påvirker pengemarkedsrente er som ventet da den amerikanske sentralbanken legger vekt på konsumprisindeksen ved fastsettelse av rentenivå. Ved en økning i inflasjon utover hva som er målsatt vil sentralbanken øke target rate og forsøke å styre mot denne gjennom justering av reservekravsrenten som ble innført i 2008.

Sammenhengen mellom konsumprisen og oljeprisen er trolig ikke direkte, men via andre kanaler. Utover tilbuds- og etterspørselseffekten må det også tas høyde for kostnaden ved å hente opp oljen fra havbunnen. Historisk sett ikke har man ikke tatt ut mer enn ca 30 % av reservene som ligger i oljefeltene. Dette er grunnet de lave kostnadene ved å utvinne opptil dette nivået. Utover 30 % faller trykket i brønnene slik at det ikke lenger er like enkelt å hente ut oljen. Dermed utvinnes reservene utover 30 % stort sett bare når oljeprisen er høy, ettersom det da kan forsvares å utvinne oljen. På bakgrunn av dette vil trolig kausaliteten virke i motsatt retning, hvor oljeprisen er styrende for konsumprisindeksen, ettersom det empirisk er observert at oljeprisen utgjør en større del av inflasjonen. Det er dermed vanskelig å argumentere for at konsumprisindeksen er styrende for oljeprisen, og dette kan virke noe uplausibelt. Imidlertid kan prisstigning i seg selv være medvirkende til en økning i oljeprisen, da utvinningen av oljen vil bli dyrere når konsumprisen stiger. Denne virkningen kan eventuelt forklare kausaliteten funnet i analysen.

Oljeprisen har en signifikant kortsiktig påvirkning på alle variablene inkludert i modellen på grunnlag av F-testen. Som diskutert under forventninger til variablene på lang sikt tror vi at oljeprisen påvirker aksjemarkedet gjennom økt råvarepris. Dette tror vi er tilfelle også på kort sikt, og dens retning av påvirkning diskuteres i IRF analysen. Ettersom oljeprisen virker inn på varer som er inkludert i konsumprisindeksen vil dette være en naturlig kausal virkning. Konsumprisindeksen er for øvrig også signifikant gjennom t-testen av feilkorrekasjonsleddet. Videre kan det argumenteres for at oljeprisen har en kausal virkning på pengemarkedsrenten gjennom prisnivået, som igjen kan øke finansieringskostnadene.

Pengemarkedsrenten har ingen påvirkning på aksjemarkedet på kort sikt basert på kausalitetstestene. Den har imidlertid en kortsiktig signifikant effekt på konsumprisindeksen og oljeprisen. Sammenhengen mellom pengemarkedsrenten og oljeprisen er noe vanskelig å argumentere for på bakgrunn av økonomisk teori, dermed er det mulig at denne sammenhengen virker gjennom andre kanaler. Her henvises det til diskusjon for det norske aksjemarkedet. Effekten mellom pengemarkedsrente og konsumprisindeksen kan dog virke mer plausibel. Gjennom økt kortsiktig pengemarkedsrente forventes inntjening å reduseres da finansieringskostnaden i sertifikatmarkedet øker. Dette kan fordre til økte priser for å opprettholde avkastningen til bedrifter.

5.2.5 IRF analyse

Impuls respons analyse illustrerer responsen av ett standardavviks sjokk i residualene av hver ligning i VECM, som vil påvirke alle endogene variabler. Sjokk i de ulike variablene samt responsen av disse, vil bli drøftet kortfattet i denne analysen. Videre har vi valgt en horisont på 4 år. Fullstendig grafisk oversikt over sjokkene og deres responser, samt tabell er illustrert i henholdsvis Figur 4 og Tabell 9.

Positivt sjokk i det amerikanske aksjemarkedet:

Responsen til de makroøkonomiske variablene som følge av ett positivt sjokk i aksjemarkedet er varierende. Konsumprisindeksen stiger marginalt fra andre måned og når ett toppunkt i femte måned. Deretter reverserer den og blir negativ etter tretten måneder, og fortsetter å falle gjennom den resterende prognoseperioden. I lys av kausalitetstesten viste t-testen at denne kortsiktige sammenhengen var signifikant. Det er imidlertid ingen økonomisk teori som taler for at aksjemarkedet påvirker konsumprisindeksen på kort sikt.

Pengemarkedsrenten responderer negativt i måned 2 og 3, som etterfølges av en positiv respons i måned 4 og 5, etterfulgt av en negativ respons i resterende predikasjon. Dette er konsistent med forventningene våre som diskutert tidligere.

Videre viser analysen at oljeprisen faller som følge av et positivt sjokk i det amerikanske aksjemarkedet. Kausalitetsanalysen viste at dette var en signifikant sammenheng, og videre i lys av dekomponeringen til oljeprisens varians i feilledet, kan dette se ut til å stemme. Responsen i oljeprisen er ikke som forventet, ettersom vi ut ifra pristeori hadde forventet at et positivt sjokk i aksjemarkedet ville øke oljeprisen på grunn av økt etterspørsel i produksjon samt i privatkonsum. Vi tar for oss dette forholdet i dekomponeringsanalysen hvor dette vil bli diskutert.

Det amerikanske aksjemarkedets respons av sjokk i makroøkonomiske variabler

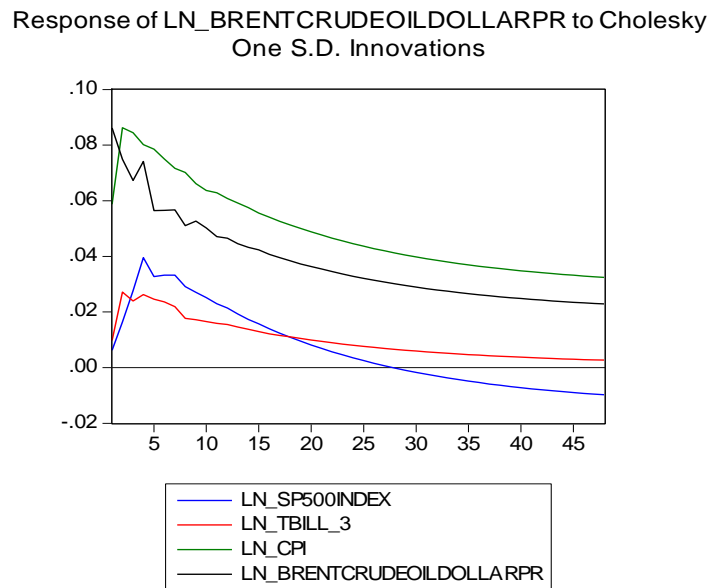
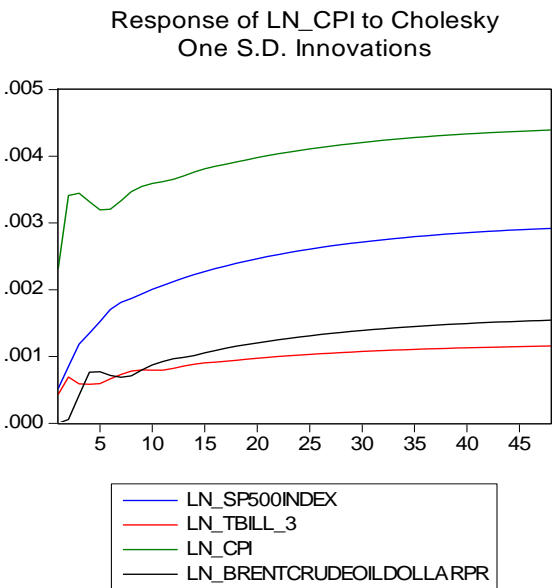
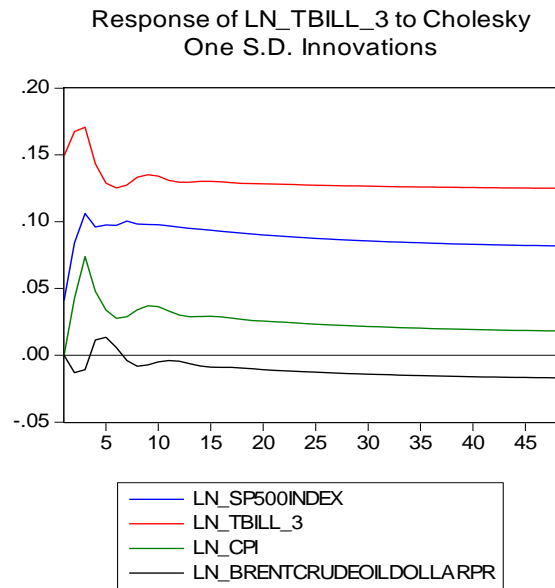
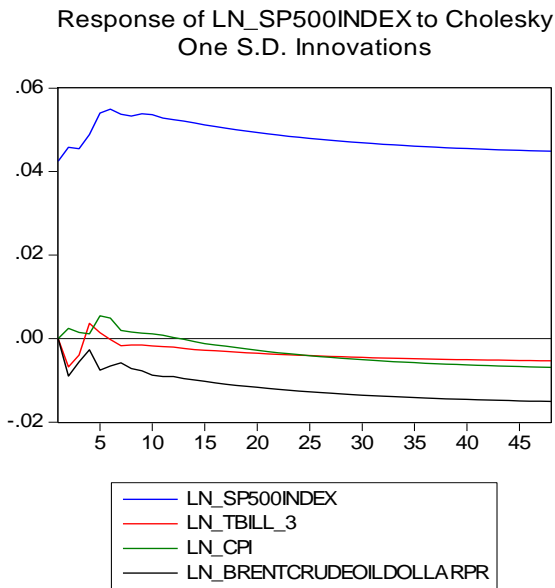
Som følge av et positivt sjokk i oljeprisen, responderer aksjemarkedet umiddelbart positivt. Men denne effekten snur raskt og faller gjennom resterende måneder i estimeringsperioden etter den fjerde måneden, og går mot et lavere nivå enn utgangspunktet før sjokket, etter 28 måneder. Den umiddelbare responsen er ikke som forventet, men den viser at det eksisterer en negativ sammenheng mellom aksjemarkedet og oljeprisen på kort sikt etter 28 måneder. Den kortsiktige positive effekten kan ha en sammenheng med at det lønner seg mer å utvinne mer olje for oljeselskapene når oljeprisen stiger, men at denne effekten reverseres av den reduserte betalingsevnen konsumentene får når bensinprisen stiger.

Videre ser vi at et positivt sjokk i pengemarkedet umiddelbart har en positiv effekt på aksjemarkedet, i motsetning til kausalitetstesten som viste at pengemarkedet ikke hadde signifikant effekt på aksjemarkedet. Denne responsen må dermed komme gjennom andre kanaler. De første tre månedene stiger aksjemarkedet vesentlig, og flater deretter ut på et høyere nivå enn utgangspunktet, men på et lavere nivå enn den umiddelbare responsen. Dette resultatet samsvarer med sammenhengen i det norske markedet, hvor et positivt sjokk viste seg å ha en positiv virkning på aksjemarkedet. Dynamikken mellom den kortsiktige og den langsiktige rente er kjent som rentens terminstruktur. Det er et velkjent fenomen at dersom rentekurven er stigende, går man mot gode tider og det motsatte vil være tilfelle dersom rentekurven er fallende. Med tanke på dette vil argumentet om den positive sammenhengen mellom den kortsiktige renten og aksjemarkedet kun være gjeldende i perioder hvor en ser en terminstruktur som er stigende. Den positive responsen i aksjemarkedet kan derfor skyldes vekst i økonomien som fører til økt inflasjon, som forventes å bli møtt av økende rentenivå, gitt at de langsiktige rentene ikke faller, det vil si stigende rentekurve.

Et positivt sjokk i konsumprisindeksen slår umiddelbart positivt ut i aksjemarkedet. Aksjemarkedet ser ut til å stige jevnt de første 7 månedene, etterfulgt av avtakende perioder men fortsatt vekst. Dersom vi sammenligner med resultatet av kausalitetstesten i denne sammenheng, ble det imidlertid ikke påvist at effekten er signifikant for konsumprisindeksen verken gjennom F-testen eller t-testen.

Et positivt sjokk i oljeprisen øker umiddelbart nivået til aksjeindeksen. Grafen viser at aksjeindeksen øker fram til og med fjerde måned, etterfulgt av en reversering av sjokket gjennom resten av perioden. Responsen på sjokket i oljeprisen går mot null i den tjuette måned, og fortsetter å falle mot et lavere nivå enn det opprinnelige før sjokket. Dette stemmer overens med den langsiktige modellen som påviste et negativ forhold mellom aksjemarkedet og oljeprisen.

Figur 4: Impuls responsgraf for USA



Tabell 9: Impuls respons for USA

| | Sjokk i | Steg | Respons fra sjokk(til ett standardavvik sjokk i variabelen) | | | |
|----------------|-------------|------|---|------------------|---------------|----------------------|
| | | | Δ S&P500 | Δ T-bill3 | Δ CPI | Δ Brent Crude |
| Modell3 | S&P500 | 1 | 0.0425 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| | | 12 | 0.0524 | -0.0020 | 0.0002 | -0.0091 |
| | | 24 | 0.0482 | -0.0040 | -0.0039 | -0.0126 |
| | | 36 | 0.0460 | -0.0049 | -0.0059 | -0.0142 |
| | | 48 | 0.0449 | -0.0053 | -0.0069 | -0.0151 |
| | T-bill3 | 1 | 0.0410 | 0.1493 | 0.0000 | 0.0000 |
| | | 12 | 0.0958 | 0.1296 | 0.0301 | -0.0044 |
| | | 24 | 0.0880 | 0.1275 | 0.0238 | -0.0123 |
| | | 36 | 0.0839 | 0.1259 | 0.0200 | -0.0154 |
| | | 48 | 0.0819 | 0.1251 | 0.0182 | -0.0169 |
| | CPI | 1 | 0.0005 | 0.0004 | 0.0023 | 0.0000 |
| | | 12 | 0.0021 | 0.0008 | 0.0037 | 0.0010 |
| | | 24 | 0.0026 | 0.0010 | 0.0041 | 0.0013 |
| | | 36 | 0.0028 | 0.0011 | 0.0043 | 0.0015 |
| | | 48 | 0.0029 | 0.0012 | 0.0044 | 0.0015 |
| | Brent Crude | 1 | 0.0062 | 0.0098 | 0.0588 | 0.0862 |
| | | 12 | 0.0214 | 0.0155 | 0.0608 | 0.0465 |
| | | 24 | 0.0035 | 0.0080 | 0.0446 | 0.0329 |
| | | 36 | -0.0054 | 0.0045 | 0.0365 | 0.0262 |
| | | 48 | -0.0098 | 0.0027 | 0.0324 | 0.0229 |

5.2.6 Forcast Error Variance (FEV)

Dekomponering av variansen måler den prosentvise andelen av hvert enkelt sjokk til feilkorreksjonsleddets varians et steg fram i tid av den avhengige variabelen. Denne analysen gir informasjon om den relative viktigheten av hvert sjokk til variablene i modellene. Tidshorisonten er estimert til 4 år, og en grafisk illustrasjon samt tabell er presentert i henholdsvis Figur 5 og Tabell 10.

Dekomponering av variablene

Andelen av aksjemarkedets varians som forklares av aksjemarkedet selv representerer, i tråd med forventningene, den største andelen og ligger mellom 100 % og 92 %, hvor den prosentvise andelen faller for økende tidshorisont. Videre forklarer oljeprisen 0 %, 1.88 %, 3.33 %, 4.67 % og 5.74 % av variansen i det amerikanske aksjemarkedet for henholdsvis 1 måned, 12 måneder, 24 måneder, 36 måneder og 48 måneder. Konsumprisindeksen forklarer mellom 0 % - 0.8 %, mens pengemarkedsrenten forklarer 0 % - 0.66 %.

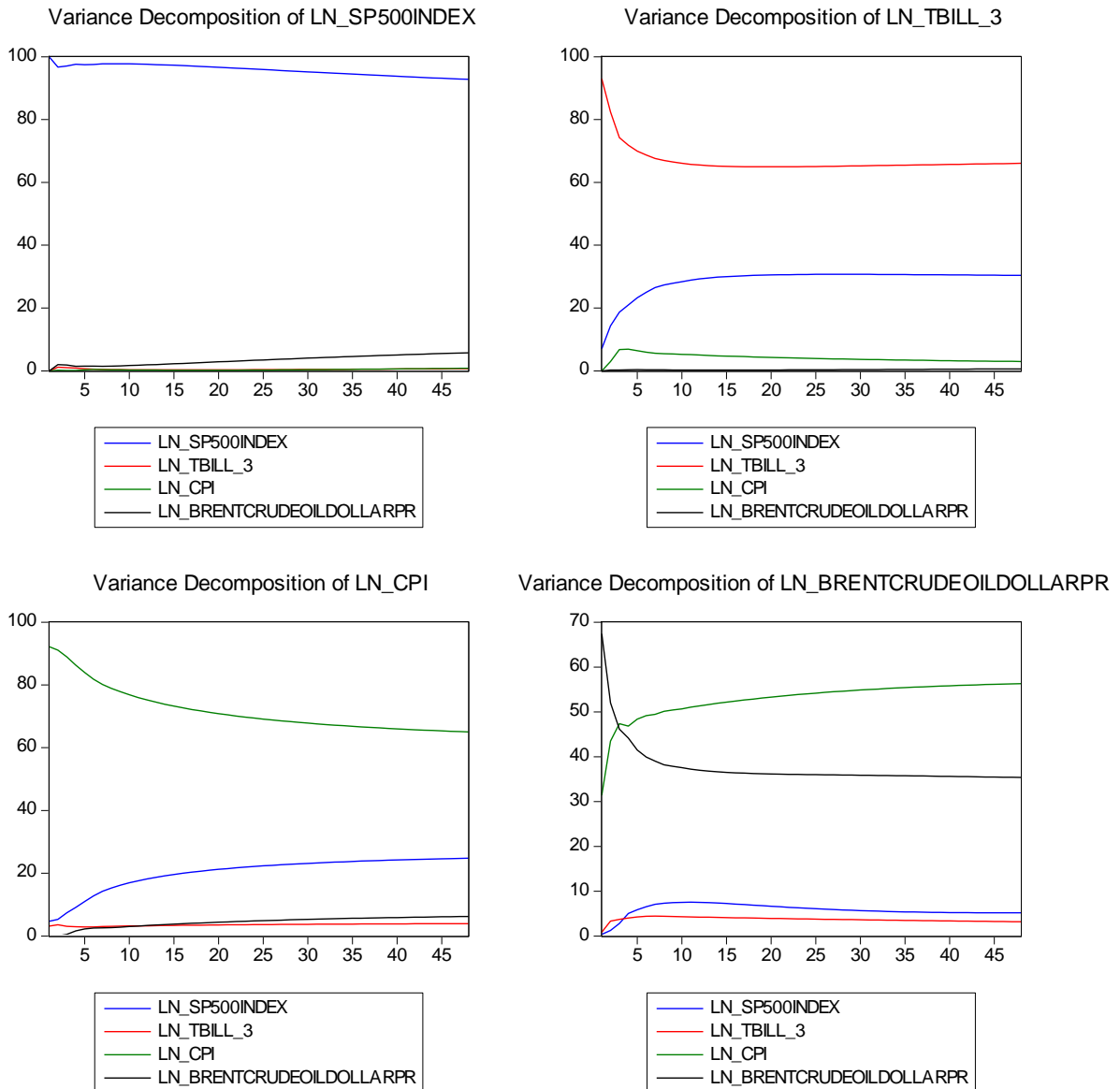
Oljeprisen utgjør 67.42 % - 35.36 % av forklaringen til sin egen varians gjennom den estimerte 4 års perioden og er fallende ettersom tidshorisonten forlenges. Videre forklarer aksjemarkedet 0.87 % - 7.5 % av oljeprisens varians for samme horisont, hvor den snur etter 12 måneder og faller til 5.18 % i måned 48. Aksjemarkedet kan dermed sies å forklare relativt lite av oljeprisens variasjon, som også kan være noe av grunnen til at oljens respons til et positivt sjokk i aksjemarkedet ikke er som forventet. Analysen tar også for seg pengemarkedet og konsumprisens forklaring av oljeprisens varians, og disse utgjør henholdsvis 0.86 % - 4.28 % for pengemarkedsrente, og 31.37 % - 56.28 % for konsumprisindeksen.

Pengemarkedsrenten står selv for den største andelen som forklarer variansen i kortsiktige renter, og ligger i intervallet 92.98 % - 64.94 % gjennom 4 års perioden. Videre er det aksjemarkedet som står for den nest største andelen som forklarer de korte rentenes varians, hvor andelen befinner seg mellom 7 % etter 1 måned, og 30.37 % etter 48 måneder. Konsumprisindeksen varierer fra 0 % - 6.22 % over de 48 månedene.

I likhet med de andre variablene, er det konsumprisindeksen selv som forklarer den største andelen av konsumprisindeksens varians. Videre forklarer oljeprisen mellom 0 % og 6.22 % av konsumprisindeksens varians gjennom estimeringsperioden. Til sammenligning forklarer

pengemarkedsrenten 2.84 % - 3.94 % av variansen til konsumprisindeksen. Aksjemarkedsindeksen stiger fra 0.35 % - 7.53 % i månedene 0 til 11, etterfulgt av et svakt fall hvor den blir liggende på et nivå rundt 5.17 % fra måned 45 og videre.

Figur 5: Dekkomponering av feilleddets varians for USA



Tabell 10: Dekomponering av feilleddets varians for USA

| Sjokk i | Steg | S.E. | FEV analyse | | | | |
|----------------|---------|--------|-----------------|------------------|--------------|----------------------|--------|
| | | | Δ S&P500 | Δ T-bill3 | Δ CPI | Δ Brent Crude | |
| Modell3 | S&P500 | 1 | 0.0425 | 100.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| | | 12 | 0.1792 | 97.5839 | 0.2990 | 0.2289 | 1.8883 |
| | | 24 | 0.2526 | 96.0761 | 0.3560 | 0.2336 | 3.3343 |
| | | 36 | 0.3049 | 94.3219 | 0.5094 | 0.4980 | 4.6708 |
| | | 48 | 0.3479 | 92.8015 | 0.6543 | 0.8019 | 5.7423 |
| | T-bill3 | 1 | 0.1548 | 7.0180 | 92.9820 | 0.0000 | 0.0000 |
| | | 12 | 0.6008 | 29.2522 | 65.4944 | 5.0249 | 0.2284 |
| | | 24 | 0.8185 | 30.6854 | 65.0235 | 3.9866 | 0.3045 |
| | | 36 | 0.9787 | 30.6301 | 65.5343 | 3.3698 | 0.4658 |
| | | 48 | 1.1117 | 30.3743 | 66.0466 | 2.9593 | 0.6198 |
| | CPI | 1 | 0.0024 | 4.6569 | 3.1635 | 92.1796 | 0.0000 |
| | | 12 | 0.0134 | 18.1866 | 3.2555 | 75.2042 | 3.3536 |
| | | 24 | 0.0215 | 22.1453 | 3.6201 | 69.4380 | 4.7967 |
| | | 36 | 0.0283 | 23.8597 | 3.8238 | 66.6392 | 5.6772 |
| | | 48 | 0.0342 | 24.8036 | 3.9464 | 65.0259 | 6.2241 |
| Brent Crude | 1 | 0.1049 | 0.3502 | 0.8679 | 31.3663 | 67.4155 | |
| | 12 | 0.3487 | 7.4961 | 4.2105 | 51.3256 | 36.9678 | |
| | 24 | 0.4172 | 6.1869 | 3.7962 | 54.0121 | 36.0049 | |
| | 36 | 0.4512 | 5.3441 | 3.4559 | 55.4919 | 35.7080 | |
| | 48 | 0.4749 | 5.1767 | 3.1829 | 56.2782 | 35.3621 | |

6. Diskusjon av de to markedene

Ettersom en stor andel av tidligere forskning på aksjemarkedets påvirkning av makroøkonomiske variabler er utført for det amerikanske markedet, fant vi det hensiktsmessig å diskutere litt rundt dette. Som nevnt innledningsvis i oppgaven, er den norske økonomien preget av råvareeksport og blir ansett som stor innenfor olje- og gass sektoren. Sektorsammensetningen i Norge er av disse grunner sett på som unikt sammenlignet med andre vestlige økonomier, og dette vil trolig påvirke modellens sammensetning samt variablenes fortegn. Ettersom vi gjennomgående har tatt for oss det norske og det amerikanske markedet isolert, ønsker vi her å utdype eventuelle likheter eller ulikheter mellom markedene.

Det gjøres oppmerksom på at ettersom de to modellene for henholdsvis Norge og USA inkluderer ulike variabler, vil denne diskusjonen kun være en uformell sammenligning/diskusjon av modellene.

Den beste modellen for hvert marked gjengis her, og er følgende;

Modell 3 Norge:

$$OBX_t = -0.154184NIBOR_{3t}^* + 0.707263Brent\ Crude_t^{***} + 1.428795USDNOK_t^{***} + 0.159188$$

Modell 3 USA:

$$S\&P500_t = -0.12728T - bill3_t + 9.690312CPI_t^{***} - 1.73426BrentCrude_t^{***} - 37.05369$$

Dersom vi ser utelukkende på modellene, er det klart at den største forskjellen mellom det norske- og det amerikanske markedet er oljeprisens fortegn. Dette er i tråd med våre forventninger ettersom Norge anses som en stor oljeeksportør, og ble rangert som verdens sjette største på dette i 2009. USA på sin side, anses imidlertid som en tilsvarende importør. Norske børsnoterte selskaper innenfor oljesektoren påvirkes positivt av en økning i oljepriser, noe som påvirker det norske aksjemarkedet generelt ettersom denne sektoren er tungt vektet i

OBX indeksen. Motsatt effekt oppnås det for det amerikanske aksjemarkedet ettersom det importerer store mengder olje for blant annet produksjon. Det bør i denne sammenheng også nevnes at dette negative forholdet mellom oljepris og aksjemarkedet i USA trolig forsterkes ytterligere av at det i USA forbrukes mye bensin innen husholdningene. Dette vil få effekter for aksjemarkedet i USA gjennom konsum ettersom den amerikanske økonomien er konsumdrevet. Ved økte oljepriser faller trolig konsum av andre varer og tjenester signifikant, da etterspørsel etter bensin for husholdningene nærmest er ansett som et nødvendighetsgode. Bensin er det viktigste drivstoffet for transport i USA, og det ble konsumert 378 millioner gallons bensin per dag i 2009 (U.S. Energy Information Administration, 2011). Dette tilsvarer hele 1.430.843.400 liter bensin i døgnet. USA har omlag 305 millioner innbyggere, og dette utgjør over én gallon (3.7854 liter) bensin hver eneste dag for hver mann, kvinne og barn. Videre eksisterer det omlag 249 millioner privatbiler i USA som benytter bensin som drivstoff, og hver av disse bilene kjører cirka 12 000 miles hvert år (1932 norske mil). Alle disse bilene trenger også et sted å fylle bensin, og disse bilene kan velge mellom de 162 000 bensinstasjonene i landet (U.S. Energy Information Administration, 2011).

Med denne statistikken forstår man at olje er en stor forbruksvare, og selv om USA også produserer olje er dette ikke tilstrekkelig for forbruket av bensin- og andre oljerelevante produkter i landet. USA sin egen oljeproduksjon tilsvarer kun 34 % av den oljen som forbrukes av amerikanske raffinerier. De resterende 66 % av oljeforbruket må importeres fra utlandet, heriblant Norge. Vi kan med dette påstå at det negative forholdet mellom det amerikanske aksjemarkedet og oljepris er signifikant, noe som understøttes av den langsiktige modellen på 1 % nivå. Videre representerer trolig oljeprisens påvirkning på aksjemarkedet den største forskjellen mellom USA og Norge, og utgjør mye av årsaken til at man ikke direkte kan sammenligne det norske markedet med tidligere studier utført for det amerikanske markedet og dens påvirkning av makroøkonomiske variabler.

Rentenes fortegn for begge markedene er i tråd med våre forventninger og tidligere forskning på feltet. Det må imidlertid nevnes at rentene for det amerikanske markedet ikke er signifikant, og kan derfor være feilaktig. Videre finner vi bevis for at inflasjonen har en positiv effekt på det amerikanske markedet. Dette kommer trolig som følge av at aksjer anses som hedge for inflasjon ettersom selskapers inntjening endres i takt med inflasjonen, og at dette kan forklare det positive forholdet. Man vil trolig forvente at investorer endrer aktivaallokering ved økende inflasjon ettersom økende inflasjon fører til fall i realrenter, noe

som ikke er fordelsmessig for eksempelvis obligasjoner. I en slik situasjon vil man forvente en omallokering fra obligasjoner til aksjer jamfør overnevnte argument.

I den norske modellen påvises det at dollarkursen har en sterk signifikant positiv påvirkning på aksjemarkedet i Norge. Dette er som forventet ettersom svakere krone bedrer norsk konkurransevne utenlands, og følgelig øker norsk eksport. Ettersom NOK depresierer, så appresierer USD/NOK tilsvarende, og vi forventer derfor en tilsvarende forverring av den amerikanske konkurransevnen. Vi antar dermed implisitt at USD/NOK påvirker det amerikanske aksjemarkedet negativt ceteris paribus.

Videre bør det nevnes at påvirkningen på det norske aksjemarkedet av endringer i det amerikanske aksjemarkedet ble undersøkt ved en nøstet modell av Modell 3, og påviste et positivt forhold. Imidlertid førte dette til at mye informasjon om det norske aksjemarkedet ble borte, og vi velger derfor å anse Modell 3 som beste modell selv om modellen tar for seg effektene av makroøkonomiske variabler isolert. Vi antar likevel at det eksisterer et positivt forhold mellom det amerikanske og det norske aksjemarkedet selv om dette ikke blir justert for i modellen.

6.1 Feilkorreksjonsmodellen(ECM)

Vi ønsker videre å presentere likevekten mellom aksjemarkedet og de inkluderte makroøkonomiske variablene for henholdsvis den norske og amerikanske modellen. Kointegrasjonsligningene for OBX indeksen og S&P 500 hvor begge variablene er normalisert til 1, forutsetter at likevekten er lik 0.

Feilkorreksjonsmodellen for de to markedene er gitt som følgende;

ECM Norge:

$$OBX_t + 0.154184NIBOR_{3t}^* - 0.707263BrentCrude_t^{***} - 1.428795USDNOK_t^{***} - 0.159188$$

ECM USA:

$$S\&P500_t + 0.12728T - bill3_t - 9.690312CPI_t^{***} + 1.73426BrentCrude_t^{***} + 37.05369$$

”Speed of Adjustment” koeffisientene til henholdsvis 4 x 1 matrisen γ for den norske modellen og Y x Y matrisen γ for den amerikanske modellen er gitt i Tabell 11.

Tabell 11: Oversikt over justeringsparametre

| Ligning | ECM Norge (t-1) | Ligning | ECM USA (t-1) |
|--------------------------|--------------------------|----------------------------------|---------------------------|
| ΔOBX_t | -0.046491** (0.01919) | $\Delta S\&P\ 500_t$ | -0.00672 (0.00451) |
| $\Delta NIBOR\ 3\ mnd_t$ | 0.102988*** (0.02356) | $\Delta T\text{-bill}\ 3\ mnd_t$ | -0.010794 (0.01643) |
| $\Delta Brent\ Crude_t$ | 0.063818** (0.02879) | ΔCPI_t | 0.000740*** (0.00025) |
| $\Delta USD/NOK_t$ | 0.003089 (0.00816) | $\Delta Brent\ Crude_t$ | -0.033639*** (0.01115) |

Estimert matrise over justeringskoeffisienter (standard errors i parenteser).

(*), (**) og (***) indikerer henholdsvis 10 %, 5 % og 1 % signifikansnivå

Den langsiktige aksjemarkedsligningen for det norske markedet bidrar signifikant til de kortsiktige bevegelsene av både aksjemarkedet, kortsiktige renter og oljepris. Omtrent -4.65 % av ulikevekten er korrigert hver måned av aksjemarkedet grunnet tilpasninger i aksjemarkedet for å oppnå likevekt. Videre er om lag 10.30 % av ulikevekten korrigert hver måned av endringer i kortsiktige renter, og 6.38 % av ulikevekten er korrigert hver måned av endringer i oljepris.

De kortsiktige bevegelsene av konsumprisindeksen og oljeprisen ser til å være signifikant påvirket av det langsiktige aksjemarkedsforholdet i det amerikanske markedet. Fra tabellen ovenfor påvises det at omtrent 0.074 % av ulikevekten er korrigert hver måned av endringer i konsumprisindeksen. Videre er om lag -3.36 % av ulikevekten korrigert hver måned av oljeprisen.

Likevekten mellom det norske aksjemarkedet og kortsiktige renter, oljepris og dollarkurs kan utledes på følgende måte;

$$\Delta OBX = -0.04649$$

$$\begin{aligned} & * (OBX_{t-1} + 0.15418 * NIBOR\ 3_{t-1} - 0.70726 * Brent\ Crude_{t-1} \\ & - 1.42879 * USDNOK_{t-1} - 0.15919) + 0.11290 * \Delta OBX_{t-1} - 0.01418 * \Delta NIBOR\ 3_{t-1} \\ & - 0.02366 * \Delta Brent\ Crude_{t-1} - 0.10165 * \Delta USDNOK_{t-1} + 0.00611 \end{aligned}$$

Vi ser fra denne likevektsligningen at korreksjonskoeffisienten, $\gamma_1 = -0.04649$, er signifikant forskjellig fra 0 på 5 % nivå. Vi kan dermed konkludere med at aksjemarkedet blir fremstilt riktig og den har en signifikant feilkorreksjon.

Ettersom likevekten mellom det amerikanske aksjemarkedet og kortsiktige renter, inflasjon og oljepriser ikke er signifikant, gir dette ikke nødvendigvis en pålitelig tolkning. Sammenlignet med Modell 1 hvor dette er signifikant, er parametrene meget like i Modell 3 som vi drøfter i denne sammenheng. Vi utleder dermed ligningen her selv om den ikke er signifikant på 5 % nivå;

$$\begin{aligned} \Delta S\&P500 = & -0.00672 \\ & * (S\&P500 + 0.12728T - bill3_t - 9.690312CPI_t^{***} + 1.73426BrentCrude_t^{***} \\ & + 37.05369) + 0.104765 * \Delta S\&P500_{t-1} + 0.008871 * \Delta S\&P500_{t-2} + 0.037731 \\ & * \Delta S\&P500_{t-3} + 0.081691 * \Delta S\&P500_{t-4} - 0.048285 * \Delta T - bill3_{t-1} + 0.036893 \\ & * \Delta T - bill3_{t-2} + 0.046543 * \Delta T - bill3_{t-3} - 0.032482 * \Delta T - bill3_{t-4} + 3.597311 \\ & * \Delta CPI_{t-1} - 0.929401 * \Delta CPI_{t-2} - 0.647996 * \Delta CPI_{t-3} + 0.874789 * \Delta CPI_{t-4} \\ & - 0.090809 * \Delta BrentCrude_{t-1} + 0.039313 * \Delta BrentCrude_{t-2} + 0.029371 \\ & * \Delta BrentCrude_{t-3} - 0.022884 * \Delta BrentCrude_{t-4} - 0.002029 \end{aligned}$$

Korreksjonskoeffisienten, $\gamma_1 = -0.00672$ er ikke signifikant forskjellig fra 0 på 5 % nivå. Men som nevnt ovenfor er den meget lik som i Modell 1 og vurderes derfor som tilnærmet riktig framstilt, og har en signifikant svak feilkorreksjon.

6.2 Oppsummering av diskusjon

Ved å drøfte de to modellene opp mot hver andre har vi lagt frem det vi mener er den største forskjellen mellom den norske økonomien og andre økonomier i den vestlige verden, herunder med spesielt hensyn på USA. Videre har vi påvist dette signifikant gjennom vår modellestimering for de to markedene, og gitt en eksplisitt tolkning på trolige grunner til dette forholdet. Dollarkursens påvirkninger på det norske- og amerikanske aksjemarkedet er også gjort rede med henholdsvis eksplisitt og implisitt tolkning. Videre forventer vi at det eksisterer en påvirkning på det norske aksjemarkedet av endringer i det amerikanske markedet, men denne virkningen ikke er justert direkte for i den valgte modellen. Imidlertid er denne påvirkningen undersøkt og drøftet.

6.3 Modellenes utfordringer

Den beste modellen for estimeringen av forholdet mellom henholdsvis det norske- og det amerikanske aksjemarkedet og makroøkonomiske variabler er ovenfor gjennomgått og drøftet på kort og lang sikt. Imidlertid er det noen aspekter ved modellene som eksplisitt bør gjøres rede for ettersom noen av disse representerer svakheter. Ved estimeringen av modellene oppstod det problemer med stabilitet. Dette var dessverre gjennomgående for alle modellene som ble estimert for begge markedene, og transformering av variablene hjalp dessverre ikke. Imidlertid oppnådde vi stabile modeller dersom vi estimerte en VAR i motsetning til en VECM. Men som følge av at det ble påvist kointegrasjonsforhold mellom variablene, var det nødvendig å estimere en VECM. Vi valgte derfor å gå videre i vår analyse selv om vi er klar over at problemer med stabilitet i modellen representerer en svakhet, og kan føre til spuriøse resultater. Ettersom vi valgte å gå videre med vår analyse til tross for dette, er det viktig å presisere at vi har vurdert analyseresultatene opp mot tidligere forskning og økonomisk teori, og at våre modeller i stor grad samsvarer med tidligere studier av samme art. Dette tyder på at modellene likevel estimerer forholdet mellom det norske- og det amerikanske aksjemarkedet og makroøkonomiske variabler godt. Det bør i denne sammenheng også nevnes at tidligere forskning på dette feltet har hatt varierende resultater, og problemet med fåtall signifikante uavhengige variabler som kan forklare utvikling i aksjemarkedet har vært gjennomgående. Dette indikerer at dette er et forhold som er vanskelig å estimere, og bør derfor drøftes og vurderes kritisk opp i mot økonomisk teori og empiri.

Videre har det oppstått litt problemer med normalitet og heteroskedastisitet i modellene, noe vi har minimert ved å inkludere de makroøkonomiske variablene i sin logaritmiske form. Problemer med dette er imidlertid ikke uvanlig når man jobber med høyfrekvensdata, og vi anser derfor dette som et mindre problem med modellene. Modellene er også testet for autokorrelasjon, og det påvises at modellene ikke har problemer med dette.

7. Konklusjon

Innenfor finanst teori er det modellert flere kjente modeller for hva som påvirker aksjeavkastningen. Felles for flere av disse modellene er inkludering av makroøkonomiske variabler. Hvilke makroøkonomiske variabler som påvirker aksjemarkedet mest og hvorfor, har tidligere blitt analysert i flere studier. Felles for et større antall av disse har imidlertid vært at de baserer seg på det amerikanske aksjemarkedet. Mange økonomier kan sammenlignes med disse studiene ettersom det amerikanske markedet er relativt homogent med den vestlige verdens økonomier, men dette kan ikke sies å gjelde direkte for Norge. Som følge av rikelighet på mange og viktige naturressurser, skiller den norske økonomien seg ut blant andre, og vi har store sektorer innenfor blant annet olje- og gass, maritime næringer, fiske og energi som gjenspeiler dette. Følgelig blir også det norske aksjemarkedet påvirket av denne relativt unike nærings- og sektor sammensetningen. Av disse grunner tar denne studien for seg en analyse av det norske aksjemarkedets påvirkning av makroøkonomiske variabler, samt også en analyse av det samme forholdet i USA. Det ble ansett som hensiktsmessig å analysere begge disse markedene da vi antar at det eksisterer ulikheter mellom disse, og det var ønskelig å drøfte dette.

Vi observerte at på lang sikt, er det norske aksjemarkedet positivt påvirket av oljepris og dollarkurs, samt negativt påvirket av kortsiktige renter. Tilsvarende påvises det ved en Granger kausalitetsanalyse at oljepris, dollarkurs og kortsiktige renter påvirker det norske aksjemarkedet signifikant på kort sikt, samt at aksjemarkedet påvirker oljepris og kortsiktige renter. Det blir også gitt indikasjon for at dollarkursen kan virke som en ledende indikator på det norske aksjemarkedet og de andre makroøkonomiske indikatorene.

Impuls respons analyse beviser videre at ved et positivt sjokk i det norske aksjemarkedet, så vil oljepris og dollarkurs begge respondere positivt gjennom hele den estimerte 4 års perioden, mens imidlertid kortsiktig rente responderer negativt. Tilsvarende responderer det norske aksjemarkedet henholdsvis; positivt, negativt på kort sikt for deretter å respondere positivt gjennom resten av perioden, og svært marginalt på henholdsvis sjokk i oljepris, kortsiktig rente og dollarkurs.

Videre forklarer det norske aksjemarkedet 100 % - 68.5 % av variansen i aksjemarkedet gjennom en 4 års horisont, mens oljeprisen forklarte 0 % - 21.28 % av det norske aksjemarkedets varians i samme periode.

Ettersom en VECM benyttes til estimeringen for det norske aksjemarkedet, påvises den langsiktige aksjemarkedsligningen å bidra signifikant til de kortsiktige bevegelsene av både aksjemarkedet, kortsiktige renter og oljepris. Korreksjonskoeffisienten til modellen er signifikant forskjellig fra 0, og det bevises dermed at aksjemarkedet blir fremstilt riktig og den har en signifikant feilkorreksjon.

På lang sikt blir det amerikanske aksjemarkedet påvirket signifikant positivt av inflasjon og negativt av oljepris. Videre viser modellen en negativ påvirkning av kortsiktige renter, men denne koeffisienten er ikke signifikant. Imidlertid er den i tråd med tidligere forskning innen dette feltet, så påvirkningen anses som plausibel. Den kortsiktige Granger kausalitetsanalysen viser at aksjemarkedet blir påvirket av oljepris, og påvirker samtidig kortsiktige renter, inflasjon og oljepris. Det påvises derfor at det amerikanske aksjemarkedet trolig kan virke som ledende indikator for kortsiktig rente og inflasjon på kort sikt, samt plausibelt for oljepris.

Impuls responsanalysen for det amerikanske aksjemarkedet viser at ved et positivt sjokk i aksjemarkedet, responderer oljepris, kortsiktig rente og inflasjon henholdsvis; negativt, negativt med unntak av noen få måneder på kort sikt, og positivt på kort sikt for deretter å respondere negativt gjennom resten av 4 års perioden. Tilsvarende responderer det amerikanske aksjemarkedet positivt gjennom hele perioden av et positivt sjokk i kortsiktig rente og inflasjon, mens aksjemarkedet imidlertid responderer positivt de første 24 månedene og negativt gjennom resten av tidshorizonten av et positivt sjokk i oljepris.

I likhet med det norske aksjemarkedet, forklarer det amerikanske aksjemarkedet den største andelen av aksjemarkedets varians, nærmere 100 % - 92 % gjennom en 4 års periode, noe som var forventet.

Det påvises at de kortsiktige bevegelsene av inflasjonen og oljeprisen ser til å være signifikant påvirket av det langsiktige aksjemarkedsforholdet. Videre anser vi det amerikanske aksjemarkedet som tilnærmet riktig framstilt, og har en signifikant svak feilkorreksjon.

Avslutningsvis konkluderes det med at den største og mest vesentlige forskjellen mellom det norske- og det amerikanske aksjemarkedet er oljeprisens signifikante påvirkning, som henholdsvis er positiv og negativ for Norge og USA. Trolige grunner til dette er Norges betydelige oljeeksport over USA sin tilsvarende betydelige oljeimport. Det antas at dollarkursen påvirker det norske aksjemarkedet positivt som følge av bedret konkurranseevne

ovenfor USA, og følgelig konkluderer vi implisitt med at dollarkursen påvirker USA negativt ceteri paribus. Videre anses det norske aksjemarkedet å være påvirket av det amerikanske aksjemarkedet, selv om dette ikke er direkte justert for ved modellen.

8. Vedlegg

8.1 Vedlegg 1: Stasjonærhet og plott av variabler

OBX log-avkastning er stasjonær for alle lags opp til 20

DF-GLS for obxindekslogav~g

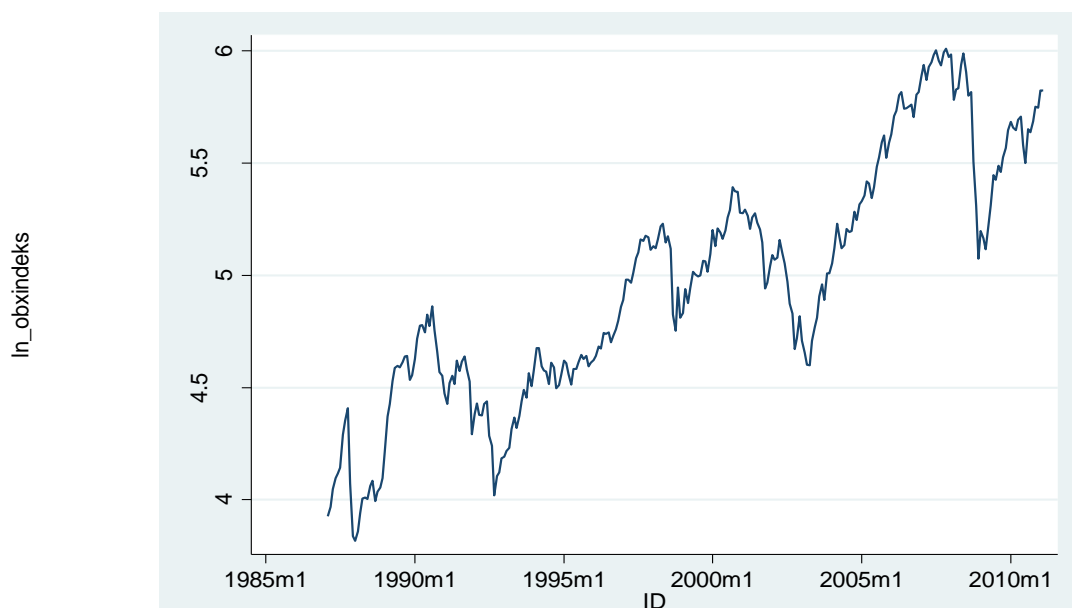
Number of obs = 255

| [lags] | DF-GLS tau Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
|--------|------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| 20 | -3.802 | -3.480 | -2.764 | -2.487 |
| 19 | -3.642 | -3.480 | -2.773 | -2.496 |
| 18 | -3.604 | -3.480 | -2.783 | -2.505 |
| 17 | -3.856 | -3.480 | -2.792 | -2.514 |
| 16 | -3.897 | -3.480 | -2.801 | -2.522 |
| 15 | -4.025 | -3.480 | -2.810 | -2.530 |
| 14 | -4.184 | -3.480 | -2.819 | -2.538 |
| 13 | -4.259 | -3.480 | -2.827 | -2.546 |
| 12 | -4.548 | -3.480 | -2.835 | -2.554 |
| 11 | -4.469 | -3.480 | -2.844 | -2.561 |
| 10 | -4.320 | -3.480 | -2.851 | -2.568 |
| 9 | -4.646 | -3.480 | -2.859 | -2.575 |
| 8 | -5.025 | -3.480 | -2.866 | -2.582 |
| 7 | -5.680 | -3.480 | -2.874 | -2.589 |
| 6 | -5.991 | -3.480 | -2.880 | -2.595 |
| 5 | -6.409 | -3.480 | -2.887 | -2.601 |
| 4 | -6.968 | -3.480 | -2.893 | -2.607 |
| 3 | -7.169 | -3.480 | -2.899 | -2.612 |
| 2 | -8.003 | -3.480 | -2.905 | -2.617 |
| 1 | -10.502 | -3.480 | -2.911 | -2.622 |

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 0 [use maxlag(0)]

Min SC = -5.156088 at lag 1 with RMSE .0742903

Min MAIC = -3.972599 at lag 10 with RMSE .0733963



NIBOR 1 mnd log-avkastning er stasjonær for alle lags

DF-GLS for nibor1logavkast~g

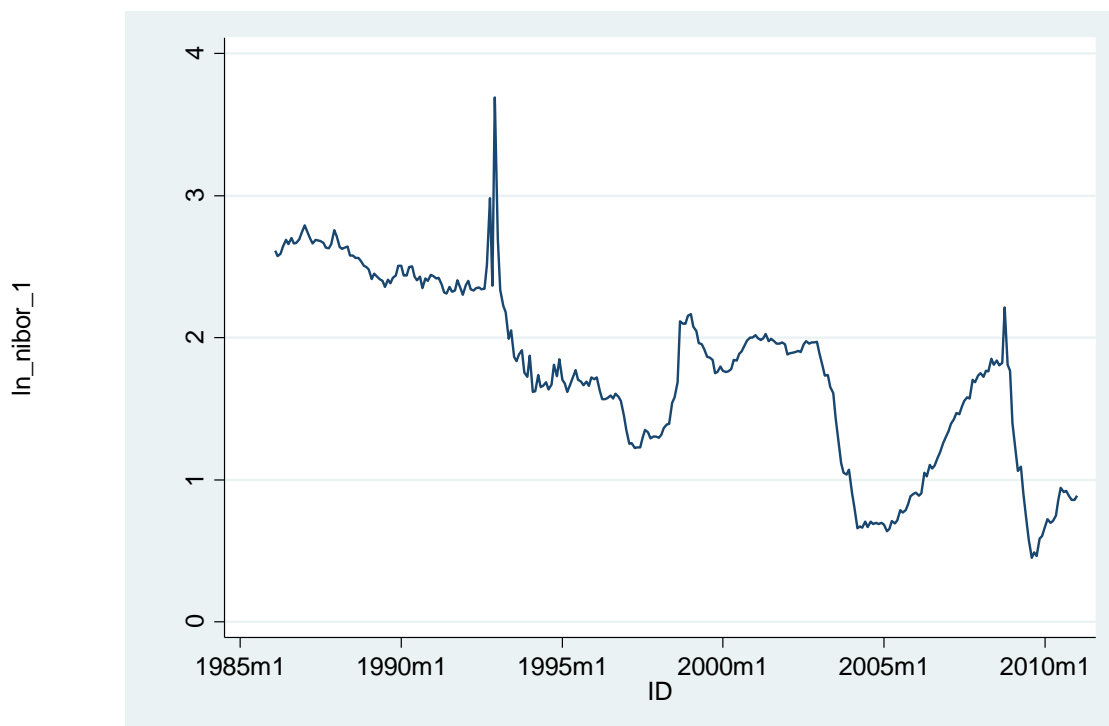
Number of obs = 255

| [lags] | DF-GLS tau Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
|--------|---------------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
| 20 | -3.449 | -3.480 | -2.764 | -2.487 |
| 19 | -3.601 | -3.480 | -2.773 | -2.496 |
| 18 | -3.627 | -3.480 | -2.783 | -2.505 |
| 17 | -3.684 | -3.480 | -2.792 | -2.514 |
| 16 | -3.746 | -3.480 | -2.801 | -2.522 |
| 15 | -3.695 | -3.480 | -2.810 | -2.530 |
| 14 | -3.821 | -3.480 | -2.819 | -2.538 |
| 13 | -3.866 | -3.480 | -2.827 | -2.546 |
| 12 | -3.947 | -3.480 | -2.835 | -2.554 |
| 11 | -4.247 | -3.480 | -2.844 | -2.561 |
| 10 | -4.297 | -3.480 | -2.851 | -2.568 |
| 9 | -4.529 | -3.480 | -2.859 | -2.575 |
| 8 | -4.806 | -3.480 | -2.866 | -2.582 |
| 7 | -4.867 | -3.480 | -2.874 | -2.589 |
| 6 | -5.057 | -3.480 | -2.880 | -2.595 |
| 5 | -5.766 | -3.480 | -2.887 | -2.601 |
| 4 | -6.667 | -3.480 | -2.893 | -2.607 |
| 3 | -6.630 | -3.480 | -2.899 | -2.612 |
| 2 | -7.908 | -3.480 | -2.905 | -2.617 |
| 1 | -11.889 | -3.480 | -2.911 | -2.622 |

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 2 with RMSE .1180666

Min SC = -4.207821 at lag 2 with RMSE .1180666

Min MAIC = -2.215722 at lag 6 with RMSE .1168727



NIBOR 3 mnd log-avkastning er stasjonær for opp til 20 lags

DF-GLS for nibor3logavkas~g

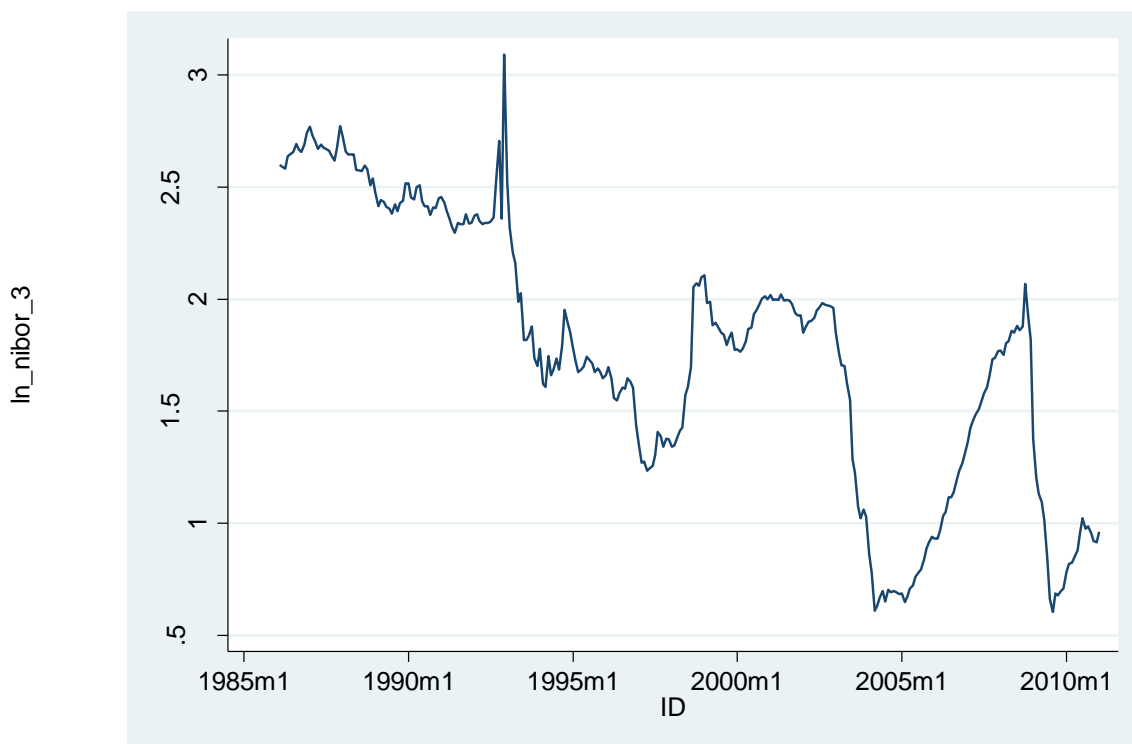
Number of obs = 255

| [lags] | DF-GLS tau Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
|--------|---------------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
| 20 | -3.091 | -3.480 | -2.764 | -2.487 |
| 19 | -3.421 | -3.480 | -2.773 | -2.496 |
| 18 | -3.514 | -3.480 | -2.783 | -2.505 |
| 17 | -3.578 | -3.480 | -2.792 | -2.514 |
| 16 | -3.577 | -3.480 | -2.801 | -2.522 |
| 15 | -3.582 | -3.480 | -2.810 | -2.530 |
| 14 | -3.702 | -3.480 | -2.819 | -2.538 |
| 13 | -3.448 | -3.480 | -2.827 | -2.546 |
| 12 | -3.492 | -3.480 | -2.835 | -2.554 |
| 11 | -3.968 | -3.480 | -2.844 | -2.561 |
| 10 | -4.042 | -3.480 | -2.851 | -2.568 |
| 9 | -4.124 | -3.480 | -2.859 | -2.575 |
| 8 | -4.559 | -3.480 | -2.866 | -2.582 |
| 7 | -4.666 | -3.480 | -2.874 | -2.589 |
| 6 | -4.635 | -3.480 | -2.880 | -2.595 |
| 5 | -4.835 | -3.480 | -2.887 | -2.601 |
| 4 | -5.903 | -3.480 | -2.893 | -2.607 |
| 3 | -5.854 | -3.480 | -2.899 | -2.612 |
| 2 | -6.746 | -3.480 | -2.905 | -2.617 |
| 1 | -9.444 | -3.480 | -2.911 | -2.622 |

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 5 with RMSE .0796957

Min SC = -4.967118 at lag 2 with RMSE .0807696

Min MAIC = -4.195939 at lag 12 with RMSE .0790411



Io års statsobligasjon log-avkastning er stasjonær for opp til 17 lags

DF-GLS for stat10logavkas-g

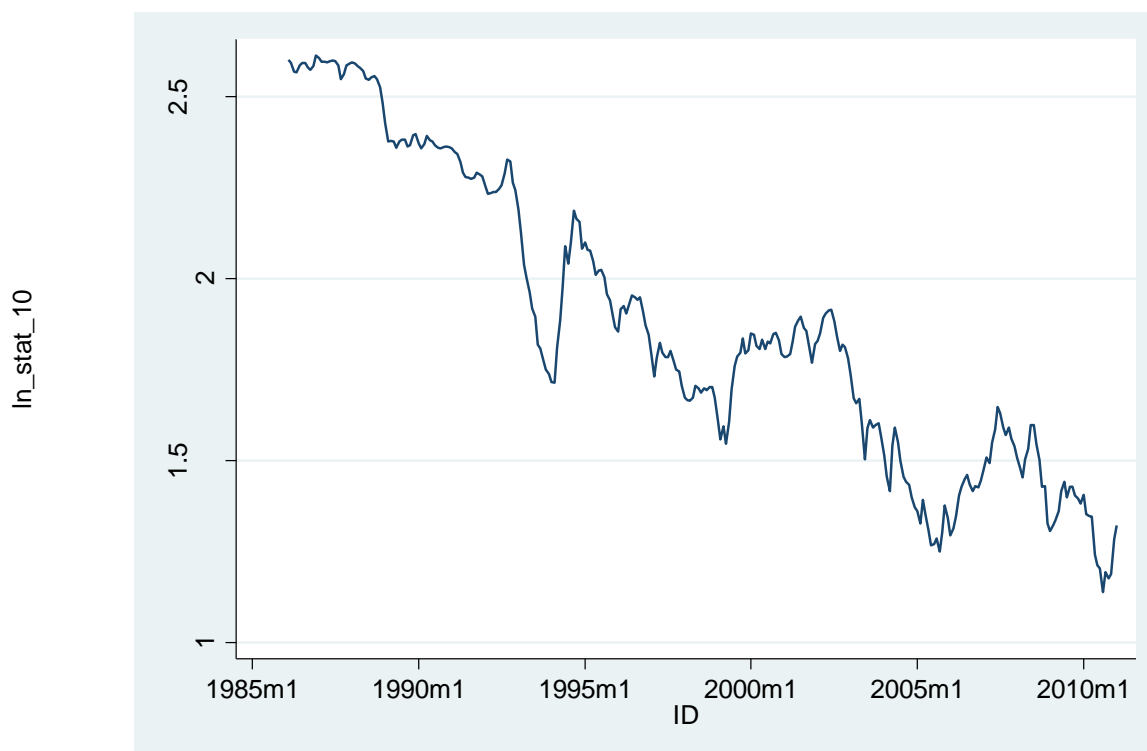
Number of obs = 255

| [lags] | DF-GLS tau Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
|--------|------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| 20 | -2.704 | -3.480 | -2.764 | -2.487 |
| 19 | -2.656 | -3.480 | -2.773 | -2.496 |
| 18 | -2.704 | -3.480 | -2.783 | -2.505 |
| 17 | -2.962 | -3.480 | -2.792 | -2.514 |
| 16 | -3.304 | -3.480 | -2.801 | -2.522 |
| 15 | -3.413 | -3.480 | -2.810 | -2.530 |
| 14 | -3.699 | -3.480 | -2.819 | -2.538 |
| 13 | -3.561 | -3.480 | -2.827 | -2.546 |
| 12 | -3.536 | -3.480 | -2.835 | -2.554 |
| 11 | -3.991 | -3.480 | -2.844 | -2.561 |
| 10 | -3.833 | -3.480 | -2.851 | -2.568 |
| 9 | -4.151 | -3.480 | -2.859 | -2.575 |
| 8 | -4.352 | -3.480 | -2.866 | -2.582 |
| 7 | -5.005 | -3.480 | -2.874 | -2.589 |
| 6 | -5.226 | -3.480 | -2.880 | -2.595 |
| 5 | -5.795 | -3.480 | -2.887 | -2.601 |
| 4 | -5.769 | -3.480 | -2.893 | -2.607 |
| 3 | -6.337 | -3.480 | -2.899 | -2.612 |
| 2 | -6.520 | -3.480 | -2.905 | -2.617 |
| 1 | -8.729 | -3.480 | -2.911 | -2.622 |

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 2 with RMSE .0366004

Min SC = -6.5502 at lag 2 with RMSE .0366004

Min MAIC = -6.072744 at lag 18 with RMSE .0356895



USD/NOK kurs

Ikke-stasjonær for noen nivå

*Må lage 1.differansen

DF-GLS for usdnok

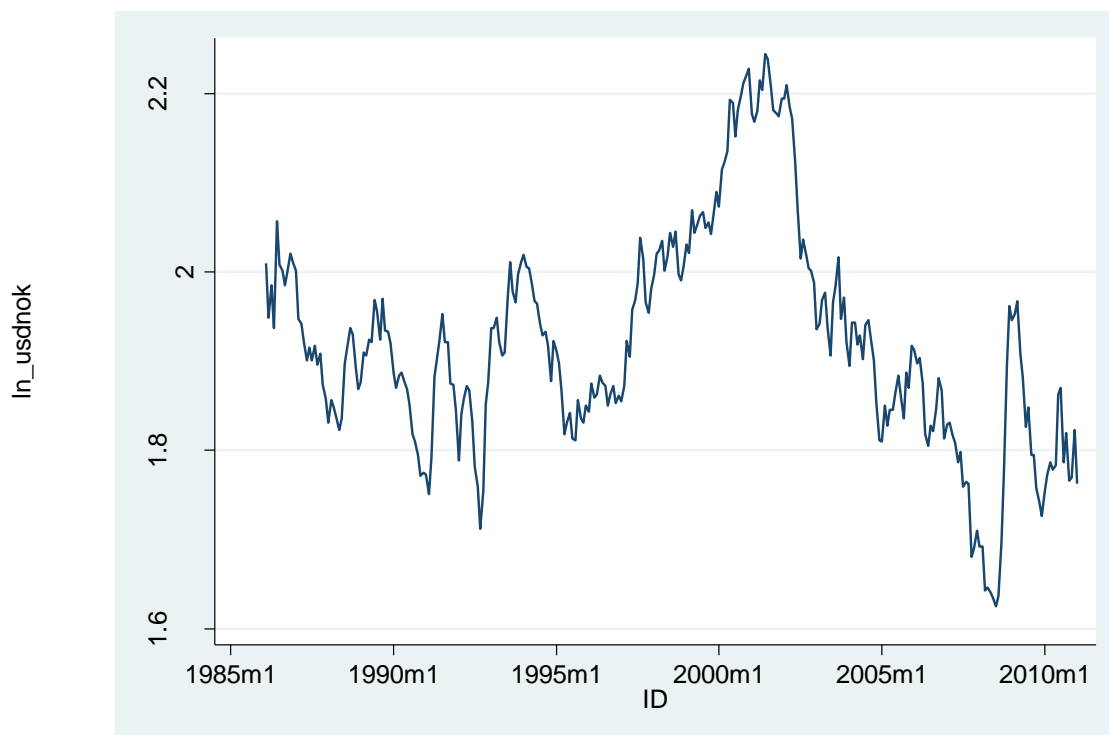
Number of obs = 255

| [lags] | DF-GLS tau Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
|--------|------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| 20 | -1.538 | -3.480 | -2.764 | -2.487 |
| 19 | -1.564 | -3.480 | -2.773 | -2.496 |
| 18 | -1.528 | -3.480 | -2.783 | -2.505 |
| 17 | -1.556 | -3.480 | -2.792 | -2.514 |
| 16 | -1.490 | -3.480 | -2.801 | -2.522 |
| 15 | -1.511 | -3.480 | -2.810 | -2.530 |
| 14 | -1.478 | -3.480 | -2.819 | -2.538 |
| 13 | -1.593 | -3.480 | -2.827 | -2.546 |
| 12 | -1.780 | -3.480 | -2.835 | -2.554 |
| 11 | -1.861 | -3.480 | -2.844 | -2.561 |
| 10 | -1.775 | -3.480 | -2.851 | -2.568 |
| 9 | -1.722 | -3.480 | -2.859 | -2.575 |
| 8 | -1.820 | -3.480 | -2.866 | -2.582 |
| 7 | -1.764 | -3.480 | -2.874 | -2.589 |
| 6 | -1.854 | -3.480 | -2.880 | -2.595 |
| 5 | -1.747 | -3.480 | -2.887 | -2.601 |
| 4 | -1.834 | -3.480 | -2.893 | -2.607 |
| 3 | -2.084 | -3.480 | -2.899 | -2.612 |
| 2 | -2.022 | -3.480 | -2.905 | -2.617 |
| 1 | -1.945 | -3.480 | -2.911 | -2.622 |

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 4 with RMSE .2070907

Min SC = -3.089139 at lag 1 with RMSE .2088164

Min MAIC = -3.094436 at lag 1 with RMSE .2088164



1.differansen til USD/NOK

Ikke-stasjonær på noen nivå på LEVEL-form. Tar derfor 1.differansen og finner at 1.differansen er stasjonær fra 1 til 14 lags

DF-GLS for D.usdnok

Number of obs = 254

| [lags] | DF-GLS tau Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
|--------|------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| 20 | -1.995 | -3.480 | -2.763 | -2.487 |
| 19 | -2.162 | -3.480 | -2.773 | -2.496 |
| 18 | -2.244 | -3.480 | -2.782 | -2.505 |
| 17 | -2.411 | -3.480 | -2.792 | -2.513 |
| 16 | -2.504 | -3.480 | -2.801 | -2.522 |
| 15 | -2.761 | -3.480 | -2.810 | -2.530 |
| 14 | -2.916 | -3.480 | -2.818 | -2.538 |
| 13 | -3.216 | -3.480 | -2.827 | -2.546 |
| 12 | -3.265 | -3.480 | -2.835 | -2.554 |
| 11 | -3.201 | -3.480 | -2.843 | -2.561 |
| 10 | -3.281 | -3.480 | -2.851 | -2.568 |
| 9 | -3.659 | -3.480 | -2.859 | -2.575 |
| 8 | -4.077 | -3.480 | -2.867 | -2.582 |
| 7 | -4.233 | -3.480 | -2.874 | -2.589 |
| 6 | -4.839 | -3.480 | -2.881 | -2.595 |
| 5 | -5.139 | -3.480 | -2.887 | -2.601 |
| 4 | -6.248 | -3.480 | -2.894 | -2.607 |
| 3 | -6.957 | -3.480 | -2.900 | -2.612 |
| 2 | -7.241 | -3.480 | -2.905 | -2.617 |
| 1 | -9.075 | -3.480 | -2.911 | -2.622 |

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 5 with RMSE .214

Min SC = -3.013909 at lag 1 with RMSE .2168054

Min MAIC = -2.739548 at lag 20 with RMSE .2086118

KPI totalindeks på log-vekstform er stasjonær på inntil 6 lags

DF-GLS for kpitotalindeks~e

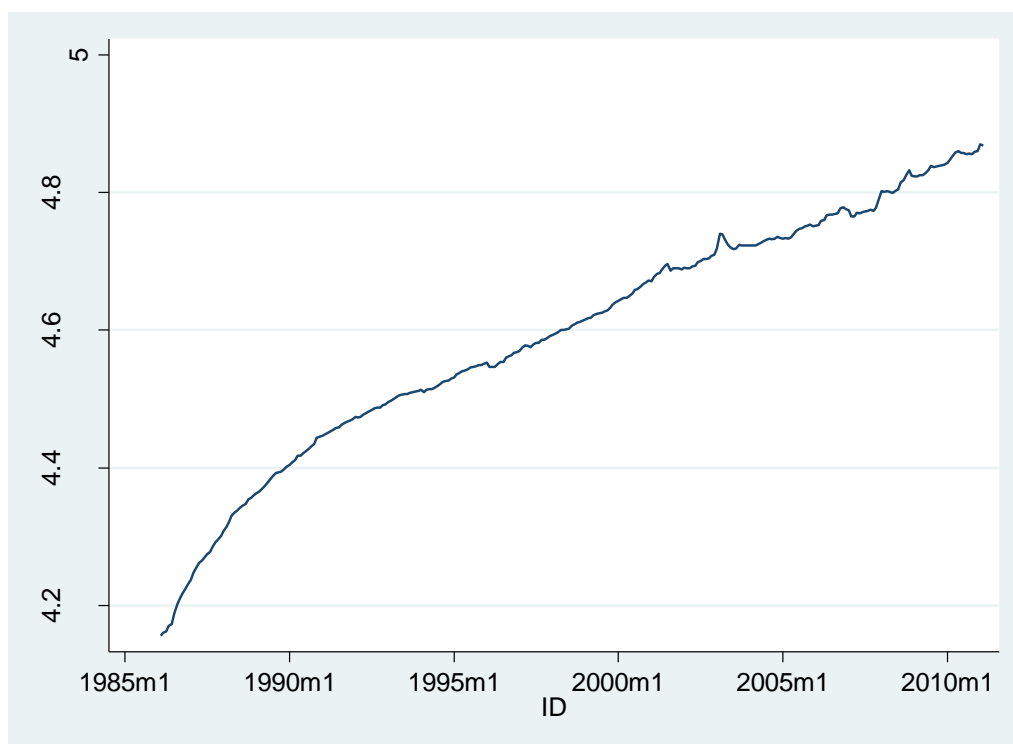
Number of obs = 255

| [lags] | DF-GLS tau Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
|--------|---------------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
| 20 | -1.159 | -3.480 | -2.764 | -2.487 |
| 19 | -1.217 | -3.480 | -2.773 | -2.496 |
| 18 | -1.388 | -3.480 | -2.783 | -2.505 |
| 17 | -1.603 | -3.480 | -2.792 | -2.514 |
| 16 | -1.703 | -3.480 | -2.801 | -2.522 |
| 15 | -1.780 | -3.480 | -2.810 | -2.530 |
| 14 | -1.979 | -3.480 | -2.819 | -2.538 |
| 13 | -1.984 | -3.480 | -2.827 | -2.546 |
| 12 | -2.103 | -3.480 | -2.835 | -2.554 |
| 11 | -2.397 | -3.480 | -2.844 | -2.561 |
| 10 | -2.309 | -3.480 | -2.851 | -2.568 |
| 9 | -2.396 | -3.480 | -2.859 | -2.575 |
| 8 | -2.580 | -3.480 | -2.866 | -2.582 |
| 7 | -2.797 | -3.480 | -2.874 | -2.589 |
| 6 | -3.229 | -3.480 | -2.880 | -2.595 |
| 5 | -4.418 | -3.480 | -2.887 | -2.601 |
| 4 | -5.241 | -3.480 | -2.893 | -2.607 |
| 3 | -6.102 | -3.480 | -2.899 | -2.612 |
| 2 | -6.795 | -3.480 | -2.905 | -2.617 |
| 1 | -8.186 | -3.480 | -2.911 | -2.622 |

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 19 with RMSE .0028627

Min SC = -11.45645 at lag 1 with RMSE .0031829

Min MAIC = -11.51796 at lag 19 with RMSE .0028627



Industri produksjon er stasjonær for alle lags opp til 20 lags

DF-GLS for nip

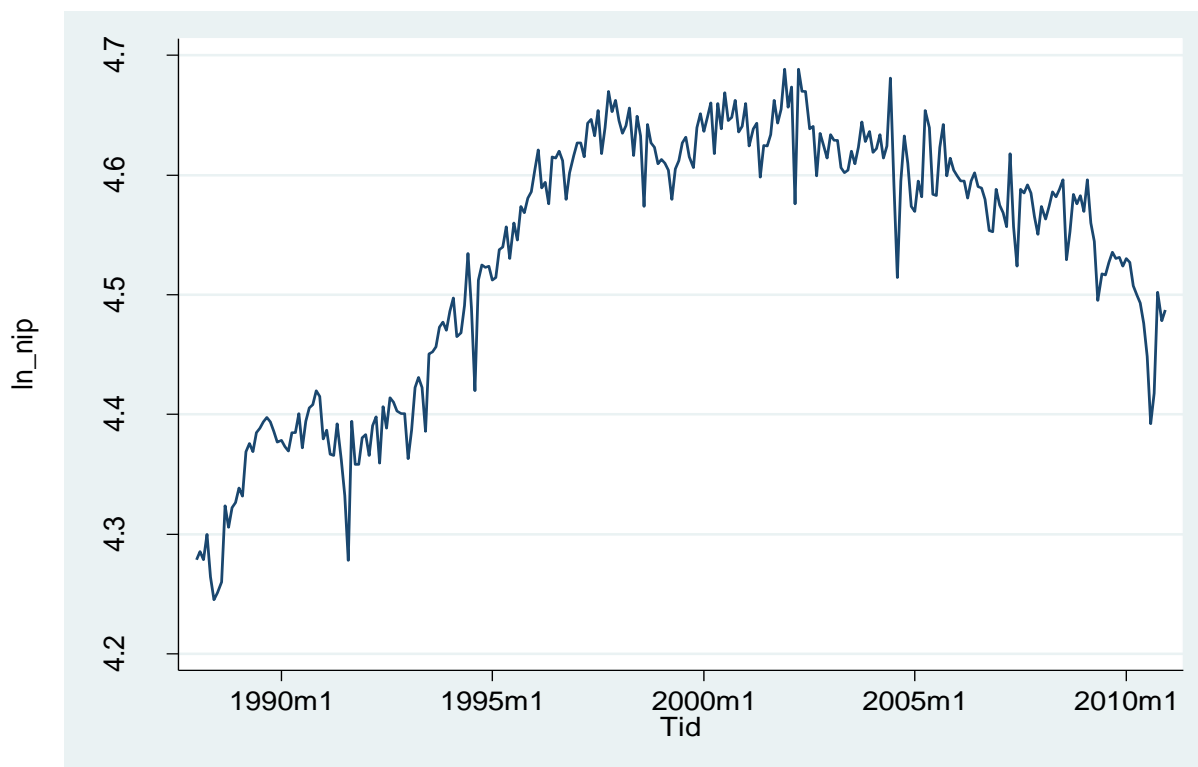
Number of obs = 255

| [lags] | DF-GLS tau Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
|--------|------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| 20 | -3.298 | -3.480 | -2.764 | -2.487 |
| 19 | -3.133 | -3.480 | -2.773 | -2.496 |
| 18 | -3.398 | -3.480 | -2.783 | -2.505 |
| 17 | -3.747 | -3.480 | -2.792 | -2.514 |
| 16 | -3.860 | -3.480 | -2.801 | -2.522 |
| 15 | -4.377 | -3.480 | -2.810 | -2.530 |
| 14 | -4.924 | -3.480 | -2.819 | -2.538 |
| 13 | -5.387 | -3.480 | -2.827 | -2.546 |
| 12 | -5.444 | -3.480 | -2.835 | -2.554 |
| 11 | -5.211 | -3.480 | -2.844 | -2.561 |
| 10 | -4.895 | -3.480 | -2.851 | -2.568 |
| 9 | -5.856 | -3.480 | -2.859 | -2.575 |
| 8 | -5.996 | -3.480 | -2.866 | -2.582 |
| 7 | -6.354 | -3.480 | -2.874 | -2.589 |
| 6 | -6.979 | -3.480 | -2.880 | -2.595 |
| 5 | -8.292 | -3.480 | -2.887 | -2.601 |
| 4 | -10.137 | -3.480 | -2.893 | -2.607 |
| 3 | -12.091 | -3.480 | -2.899 | -2.612 |
| 2 | -14.812 | -3.480 | -2.905 | -2.617 |
| 1 | -17.948 | -3.480 | -2.911 | -2.622 |

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 11 with RMSE .0249484

Min SC = -7.266651 at lag 2 with RMSE .0255806

Min MAIC = .1820129 at lag 1 with RMSE .0262339



Detaljhandel er stasjonær fra 1-4 lags

DF-GLS for Detaljhandel_log

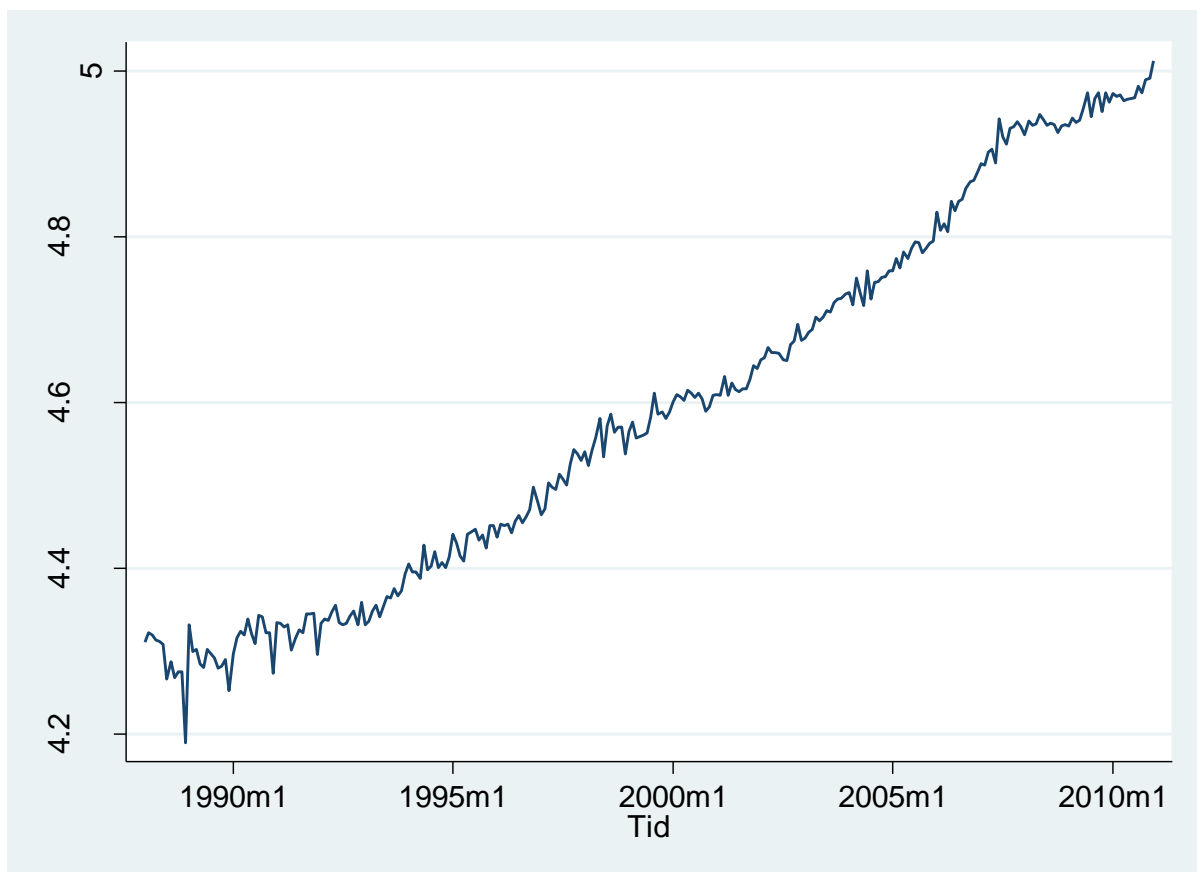
Number of obs = 255

| [lags] | DF-GLS tau Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
|--------|------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| 20 | -1.332 | -3.480 | -2.764 | -2.487 |
| 19 | -1.334 | -3.480 | -2.773 | -2.496 |
| 18 | -1.334 | -3.480 | -2.783 | -2.505 |
| 17 | -1.333 | -3.480 | -2.792 | -2.514 |
| 16 | -1.313 | -3.480 | -2.801 | -2.522 |
| 15 | -1.333 | -3.480 | -2.810 | -2.530 |
| 14 | -1.342 | -3.480 | -2.819 | -2.538 |
| 13 | -1.357 | -3.480 | -2.827 | -2.546 |
| 12 | -1.366 | -3.480 | -2.835 | -2.554 |
| 11 | -1.433 | -3.480 | -2.844 | -2.561 |
| 10 | -1.483 | -3.480 | -2.851 | -2.568 |
| 9 | -1.463 | -3.480 | -2.859 | -2.575 |
| 8 | -1.499 | -3.480 | -2.866 | -2.582 |
| 7 | -1.533 | -3.480 | -2.874 | -2.589 |
| 6 | -1.829 | -3.480 | -2.880 | -2.595 |
| 5 | -2.384 | -3.480 | -2.887 | -2.601 |
| 4 | -3.209 | -3.480 | -2.893 | -2.607 |
| 3 | -4.161 | -3.480 | -2.899 | -2.612 |
| 2 | -5.604 | -3.480 | -2.905 | -2.617 |
| 1 | -9.404 | -3.480 | -2.911 | -2.622 |

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 13 with RMSE .0136148

Min SC = -8.325136 at lag 7 with RMSE .0142715

Min MAIC = -8.436389 at lag 13 with RMSE .0136148



Brent Crude oil er stasjonær på lag 1-3 på 5 % nivå, og til lag 4 på 10 % nivå

DF-GLS for brentcrudeoil~s

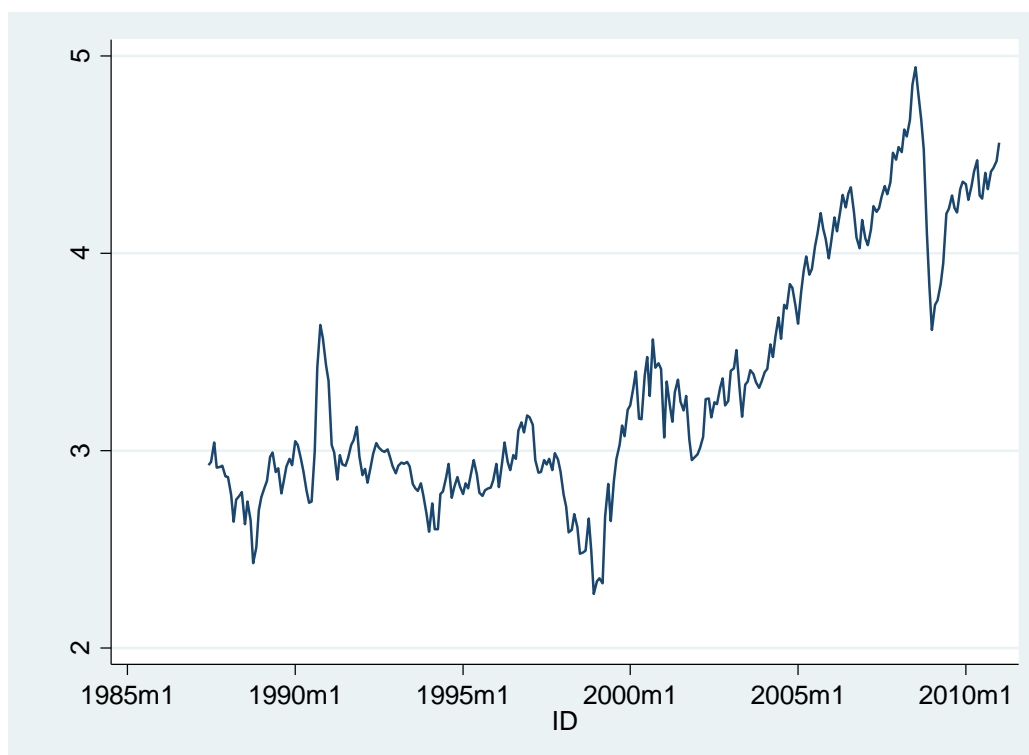
Number of obs = 255

| [lags] | DF-GLS tau Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
|--------|------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| 20 | -1.027 | -3.480 | -2.764 | -2.487 |
| 19 | -1.119 | -3.480 | -2.773 | -2.496 |
| 18 | -1.168 | -3.480 | -2.783 | -2.505 |
| 17 | -1.259 | -3.480 | -2.792 | -2.514 |
| 16 | -1.170 | -3.480 | -2.801 | -2.522 |
| 15 | -1.419 | -3.480 | -2.810 | -2.530 |
| 14 | -1.386 | -3.480 | -2.819 | -2.538 |
| 13 | -1.428 | -3.480 | -2.827 | -2.546 |
| 12 | -1.544 | -3.480 | -2.835 | -2.554 |
| 11 | -2.076 | -3.480 | -2.844 | -2.561 |
| 10 | -1.696 | -3.480 | -2.851 | -2.568 |
| 9 | -1.829 | -3.480 | -2.859 | -2.575 |
| 8 | -1.922 | -3.480 | -2.866 | -2.582 |
| 7 | -1.972 | -3.480 | -2.874 | -2.589 |
| 6 | -1.986 | -3.480 | -2.880 | -2.595 |
| 5 | -2.381 | -3.480 | -2.887 | -2.601 |
| 4 | -2.766 | -3.480 | -2.893 | -2.607 |
| 3 | -2.950 | -3.480 | -2.899 | -2.612 |
| 2 | -2.832 | -3.480 | -2.905 | -2.617 |
| 1 | -2.752 | -3.480 | -2.911 | -2.622 |

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 16 with RMSE 4.318006

Min SC = 3.140103 at lag 1 with RMSE 4.703567

Min MAIC = 3.067404 at lag 16 with RMSE 4.318006



Må ta 1.differansen til Brent Crude oljeprisen
 1.differansen til Brent Crude oljeprisen er stasjonær for alle nivå

DF-GLS for D.brentcrudeoi~s Number of obs = 254

| [lags] | DF-GLS tau Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
|--------|------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| 20 | -4.038 | -3.480 | -2.763 | -2.487 |
| 19 | -4.313 | -3.480 | -2.773 | -2.496 |
| 18 | -4.332 | -3.480 | -2.782 | -2.505 |
| 17 | -4.522 | -3.480 | -2.792 | -2.513 |
| 16 | -4.559 | -3.480 | -2.801 | -2.522 |
| 15 | -5.251 | -3.480 | -2.810 | -2.530 |
| 14 | -4.853 | -3.480 | -2.818 | -2.538 |
| 13 | -5.364 | -3.480 | -2.827 | -2.546 |
| 12 | -5.706 | -3.480 | -2.835 | -2.554 |
| 11 | -5.826 | -3.480 | -2.843 | -2.561 |
| 10 | -4.808 | -3.480 | -2.851 | -2.568 |
| 9 | -6.219 | -3.480 | -2.859 | -2.575 |
| 8 | -6.367 | -3.480 | -2.867 | -2.582 |
| 7 | -6.698 | -3.480 | -2.874 | -2.589 |
| 6 | -7.278 | -3.480 | -2.881 | -2.595 |
| 5 | -8.229 | -3.480 | -2.887 | -2.601 |
| 4 | -7.824 | -3.480 | -2.894 | -2.607 |
| 3 | -7.518 | -3.480 | -2.900 | -2.612 |
| 2 | -7.855 | -3.480 | -2.905 | -2.617 |
| 1 | -9.448 | -3.480 | -2.911 | -2.622 |

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 15 with RMSE 4.40296
 Min SC = 3.178664 at lag 1 with RMSE 4.794797
 Min MAIC = 4.203526 at lag 2 with RMSE 4.792636

S&P 500 log-avkastning er stasjonær for opptil 8 lags

DF-GLS for sp500logavkast~g

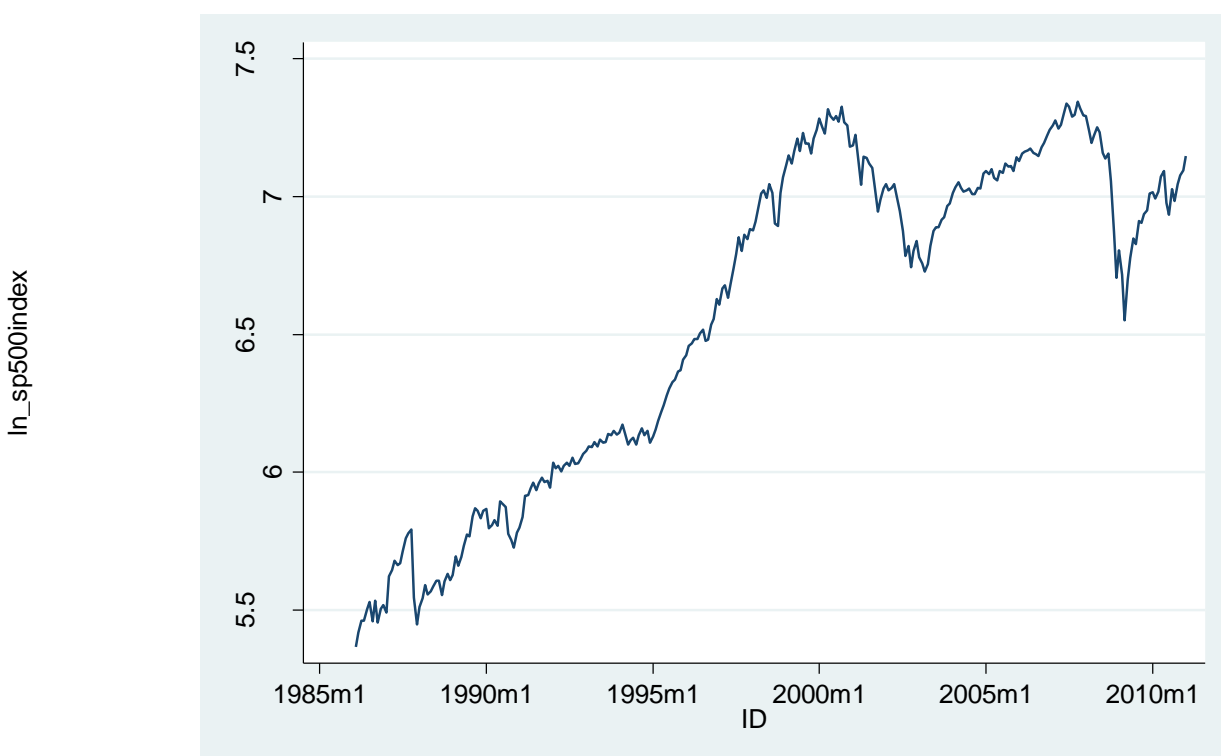
Number of obs = 255

| [lags] | DF-GLS tau Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
|--------|------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| 20 | -1.639 | -3.480 | -2.764 | -2.487 |
| 19 | -1.670 | -3.480 | -2.773 | -2.496 |
| 18 | -1.605 | -3.480 | -2.783 | -2.505 |
| 17 | -1.784 | -3.480 | -2.792 | -2.514 |
| 16 | -2.004 | -3.480 | -2.801 | -2.522 |
| 15 | -2.036 | -3.480 | -2.810 | -2.530 |
| 14 | -2.336 | -3.480 | -2.819 | -2.538 |
| 13 | -2.392 | -3.480 | -2.827 | -2.546 |
| 12 | -2.478 | -3.480 | -2.835 | -2.554 |
| 11 | -2.316 | -3.480 | -2.844 | -2.561 |
| 10 | -2.531 | -3.480 | -2.851 | -2.568 |
| 9 | -2.688 | -3.480 | -2.859 | -2.575 |
| 8 | -2.910 | -3.480 | -2.866 | -2.582 |
| 7 | -3.228 | -3.480 | -2.874 | -2.589 |
| 6 | -3.726 | -3.480 | -2.880 | -2.595 |
| 5 | -4.373 | -3.480 | -2.887 | -2.601 |
| 4 | -4.395 | -3.480 | -2.893 | -2.607 |
| 3 | -5.043 | -3.480 | -2.899 | -2.612 |
| 2 | -6.463 | -3.480 | -2.905 | -2.617 |
| 1 | -9.348 | -3.480 | -2.911 | -2.622 |

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 17 with RMSE .04423

Min SC = -6.052417 at lag 3 with RMSE .0464365

Min MAIC = -6.006536 at lag 18 with RMSE .0439836



PMI log-vekst er stasjonær inntil 8 lags

DF-GLS for pmilogvekst

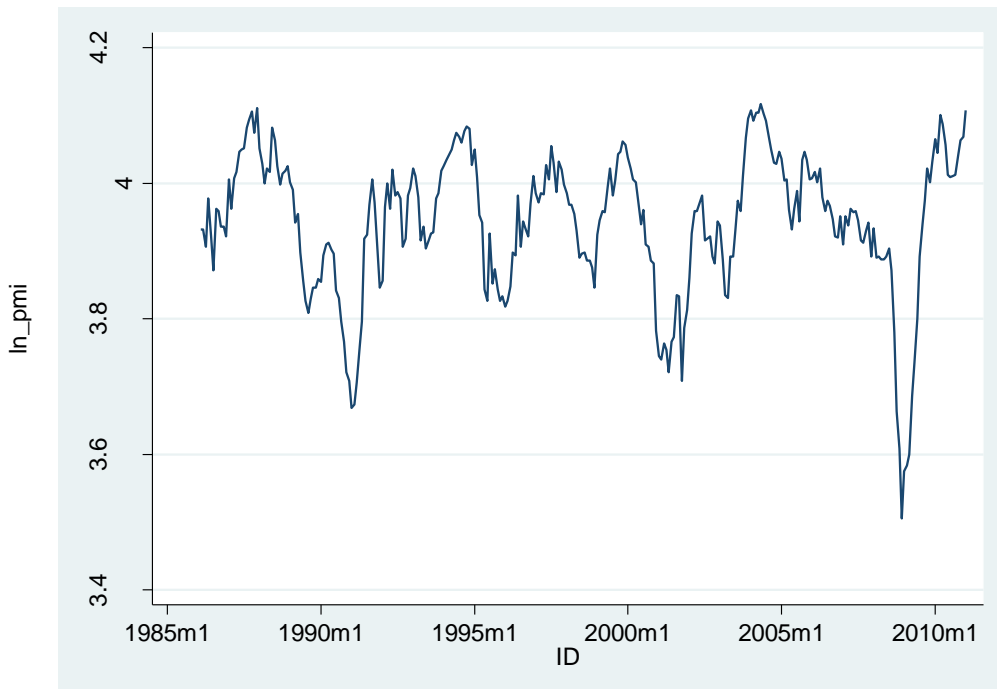
Number of obs = 255

| [lags] | DF-GLS tau Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
|--------|------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| 20 | -1.609 | -3.480 | -2.764 | -2.487 |
| 19 | -1.734 | -3.480 | -2.773 | -2.496 |
| 18 | -1.817 | -3.480 | -2.783 | -2.505 |
| 17 | -1.806 | -3.480 | -2.792 | -2.514 |
| 16 | -1.893 | -3.480 | -2.801 | -2.522 |
| 15 | -2.121 | -3.480 | -2.810 | -2.530 |
| 14 | -2.359 | -3.480 | -2.819 | -2.538 |
| 13 | -2.484 | -3.480 | -2.827 | -2.546 |
| 12 | -2.800 | -3.480 | -2.835 | -2.554 |
| 11 | -2.878 | -3.480 | -2.844 | -2.561 |
| 10 | -2.696 | -3.480 | -2.851 | -2.568 |
| 9 | -2.837 | -3.480 | -2.859 | -2.575 |
| 8 | -3.053 | -3.480 | -2.866 | -2.582 |
| 7 | -3.539 | -3.480 | -2.874 | -2.589 |
| 6 | -3.780 | -3.480 | -2.880 | -2.595 |
| 5 | -3.884 | -3.480 | -2.887 | -2.601 |
| 4 | -4.443 | -3.480 | -2.893 | -2.607 |
| 3 | -5.021 | -3.480 | -2.899 | -2.612 |
| 2 | -5.069 | -3.480 | -2.905 | -2.617 |
| 1 | -6.839 | -3.480 | -2.911 | -2.622 |

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 20 with RMSE .0366611

Min SC = -6.424305 at lag 2 with RMSE .0389784

Min MAIC = -6.382644 at lag 20 with RMSE .0366611



CPI log-vekst er stasjonær for alle lags inntil 20 lags

DF-GLS for epilogvekst

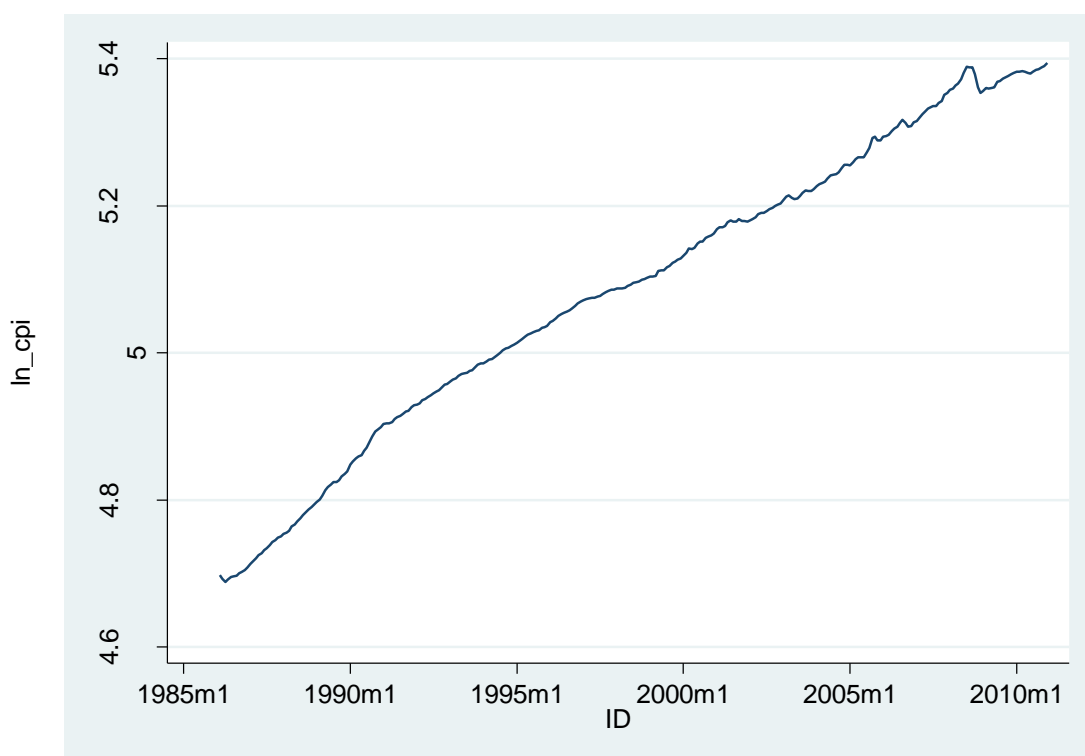
Number of obs = 255

| [lags] | DF-GLS tau Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
|--------|------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| 20 | -2.874 | -3.480 | -2.764 | -2.487 |
| 19 | -2.859 | -3.480 | -2.773 | -2.496 |
| 18 | -2.725 | -3.480 | -2.783 | -2.505 |
| 17 | -2.956 | -3.480 | -2.792 | -2.514 |
| 16 | -3.131 | -3.480 | -2.801 | -2.522 |
| 15 | -3.340 | -3.480 | -2.810 | -2.530 |
| 14 | -3.595 | -3.480 | -2.819 | -2.538 |
| 13 | -3.883 | -3.480 | -2.827 | -2.546 |
| 12 | -4.631 | -3.480 | -2.835 | -2.554 |
| 11 | -4.990 | -3.480 | -2.844 | -2.561 |
| 10 | -3.996 | -3.480 | -2.851 | -2.568 |
| 9 | -4.319 | -3.480 | -2.859 | -2.575 |
| 8 | -4.993 | -3.480 | -2.866 | -2.582 |
| 7 | -5.606 | -3.480 | -2.874 | -2.589 |
| 6 | -5.790 | -3.480 | -2.880 | -2.595 |
| 5 | -6.067 | -3.480 | -2.887 | -2.601 |
| 4 | -7.223 | -3.480 | -2.893 | -2.607 |
| 3 | -7.282 | -3.480 | -2.899 | -2.612 |
| 2 | -8.271 | -3.480 | -2.905 | -2.617 |
| 1 | -10.246 | -3.480 | -2.911 | -2.622 |

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 13 with RMSE .0023137

Min SC = -11.98262 at lag 1 with RMSE .0024466

Min MAIC = -11.34425 at lag 18 with RMSE .0023015



1 month T-bill

Stasjonær fra 1 til 7 lags

DF-GLS for tbill1monthlog

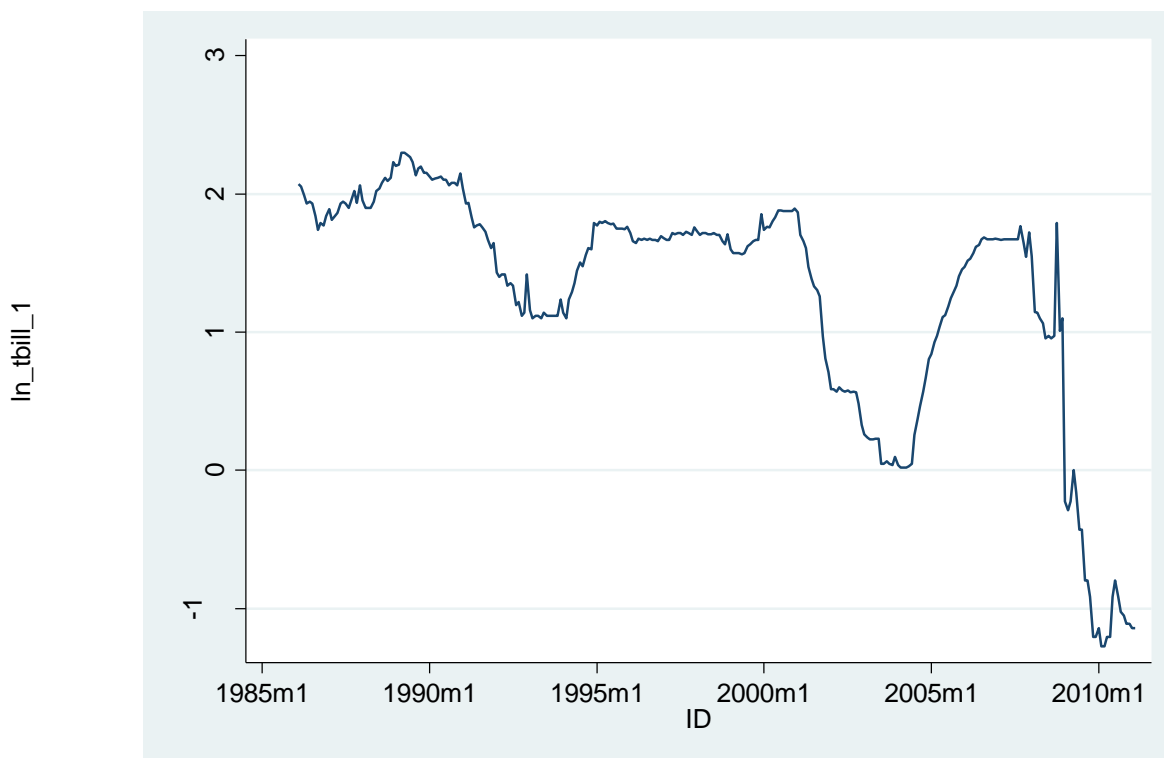
Number of obs = 255

| [lags] | DF-GLS tau Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
|--------|------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
| 20 | -1.986 | -3.480 | -2.764 | -2.487 |
| 19 | -2.067 | -3.480 | -2.773 | -2.496 |
| 18 | -2.077 | -3.480 | -2.783 | -2.505 |
| 17 | -2.091 | -3.480 | -2.792 | -2.514 |
| 16 | -2.123 | -3.480 | -2.801 | -2.522 |
| 15 | -1.973 | -3.480 | -2.810 | -2.530 |
| 14 | -1.980 | -3.480 | -2.819 | -2.538 |
| 13 | -2.112 | -3.480 | -2.827 | -2.546 |
| 12 | -1.999 | -3.480 | -2.835 | -2.554 |
| 11 | -2.086 | -3.480 | -2.844 | -2.561 |
| 10 | -2.293 | -3.480 | -2.851 | -2.568 |
| 9 | -2.254 | -3.480 | -2.859 | -2.575 |
| 8 | -2.677 | -3.480 | -2.866 | -2.582 |
| 7 | -3.159 | -3.480 | -2.874 | -2.589 |
| 6 | -3.061 | -3.480 | -2.880 | -2.595 |
| 5 | -3.658 | -3.480 | -2.887 | -2.601 |
| 4 | -4.597 | -3.480 | -2.893 | -2.607 |
| 3 | -6.080 | -3.480 | -2.899 | -2.612 |
| 2 | -6.957 | -3.480 | -2.905 | -2.617 |
| 1 | -8.014 | -3.480 | -2.911 | -2.622 |

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 16 with RMSE .0834059

Min SC = -4.692654 at lag 9 with RMSE .085865

Min MAIC = -4.69495 at lag 14 with RMSE .0841533



3 month T-bill log-avkastning er stasjonær for alle lags inntil 20 lags

DF-GLS for tbill3log

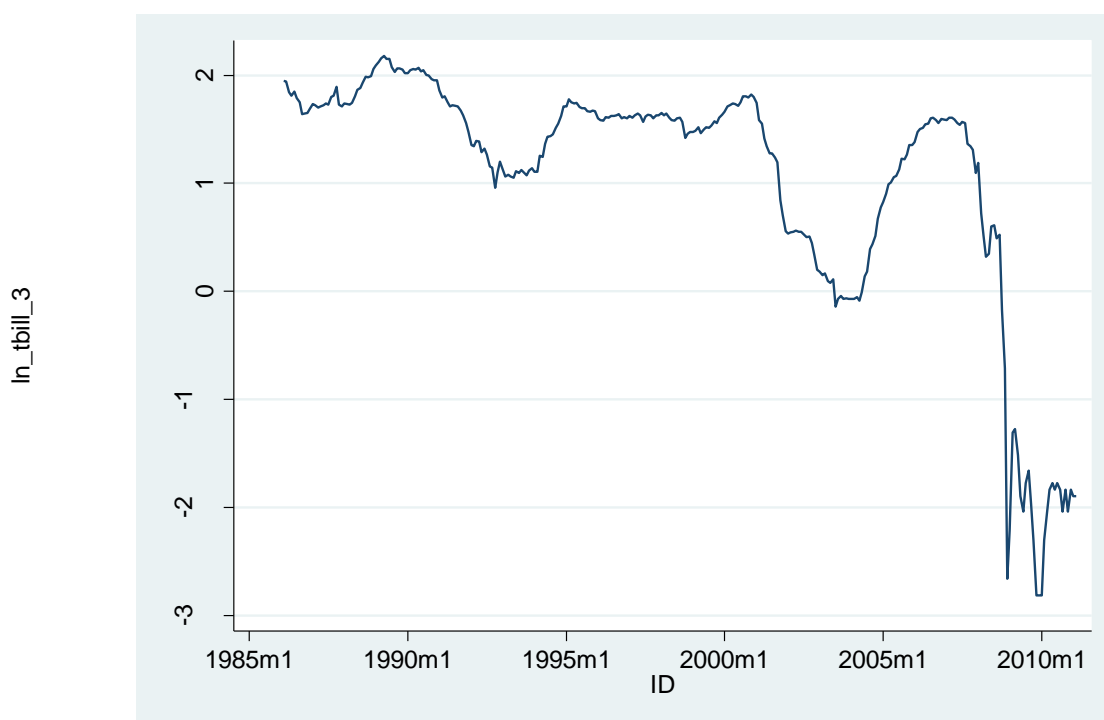
Number of obs = 255

| [lags] | DF-GLS tau Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
|--------|---------------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
| 20 | -3.262 | -3.480 | -2.764 | -2.487 |
| 19 | -3.440 | -3.480 | -2.773 | -2.496 |
| 18 | -3.155 | -3.480 | -2.783 | -2.505 |
| 17 | -3.107 | -3.480 | -2.792 | -2.514 |
| 16 | -3.362 | -3.480 | -2.801 | -2.522 |
| 15 | -3.056 | -3.480 | -2.810 | -2.530 |
| 14 | -2.786 | -3.480 | -2.819 | -2.538 |
| 13 | -2.772 | -3.480 | -2.827 | -2.546 |
| 12 | -2.517 | -3.480 | -2.835 | -2.554 |
| 11 | -2.476 | -3.480 | -2.844 | -2.561 |
| 10 | -2.908 | -3.480 | -2.851 | -2.568 |
| 9 | -2.839 | -3.480 | -2.859 | -2.575 |
| 8 | -2.886 | -3.480 | -2.866 | -2.582 |
| 7 | -3.062 | -3.480 | -2.874 | -2.589 |
| 6 | -4.100 | -3.480 | -2.880 | -2.595 |
| 5 | -4.354 | -3.480 | -2.887 | -2.601 |
| 4 | -5.327 | -3.480 | -2.893 | -2.607 |
| 3 | -6.999 | -3.480 | -2.899 | -2.612 |
| 2 | -7.064 | -3.480 | -2.905 | -2.617 |
| 1 | -7.673 | -3.480 | -2.911 | -2.622 |

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 19 with RMSE .0527867

Min SC = -5.632973 at lag 1 with RMSE .0585299

Min MAIC = -5.542077 at lag 11 with RMSE .0542652



10-year bond er stasjonær for inntil 15 lags

DF-GLS for bond10yearlog

Number of obs = 255

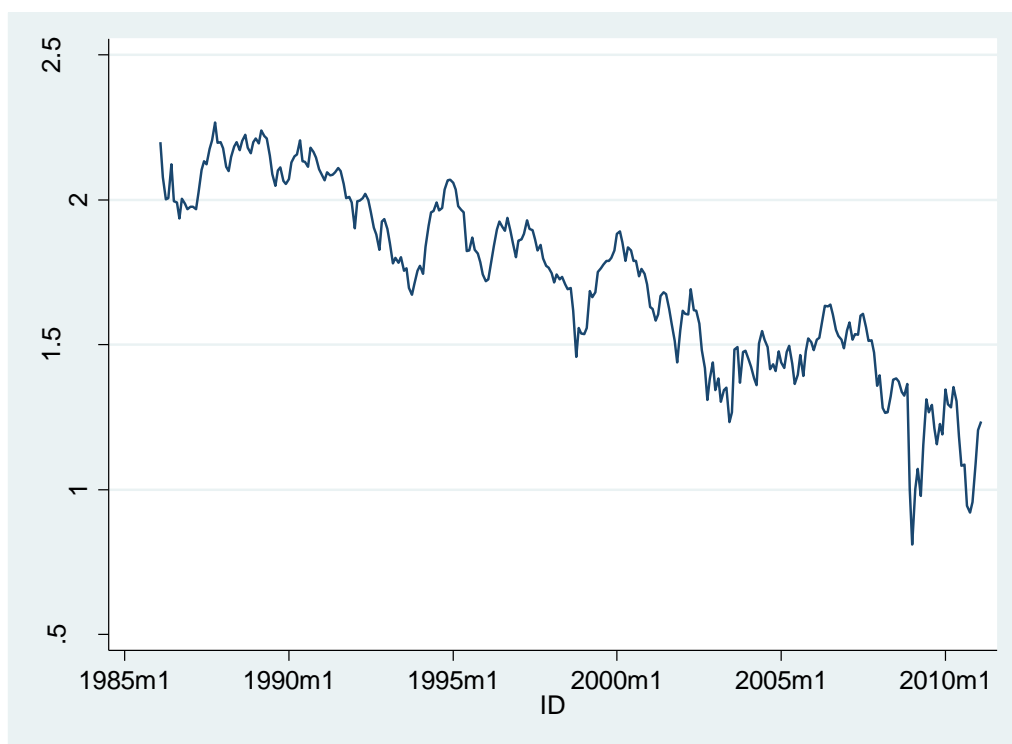
| [lags] | DF-GLS tau Test Statistic | 1% Critical Value | 5% Critical Value | 10% Critical Value |
|--------|---------------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
| 20 | -2.223 | -3.480 | -2.764 | -2.487 |
| 19 | -2.252 | -3.480 | -2.773 | -2.496 |
| 18 | -2.290 | -3.480 | -2.783 | -2.505 |
| 17 | -2.479 | -3.480 | -2.792 | -2.514 |
| 16 | -2.724 | -3.480 | -2.801 | -2.522 |
| 15 | -2.923 | -3.480 | -2.810 | -2.530 |
| 14 | -3.387 | -3.480 | -2.819 | -2.538 |
| 13 | -2.946 | -3.480 | -2.827 | -2.546 |
| 12 | -3.282 | -3.480 | -2.835 | -2.554 |
| 11 | -3.138 | -3.480 | -2.844 | -2.561 |
| 10 | -3.177 | -3.480 | -2.851 | -2.568 |
| 9 | -3.696 | -3.480 | -2.859 | -2.575 |
| 8 | -4.067 | -3.480 | -2.866 | -2.582 |
| 7 | -5.201 | -3.480 | -2.874 | -2.589 |
| 6 | -5.929 | -3.480 | -2.880 | -2.595 |
| 5 | -6.747 | -3.480 | -2.887 | -2.601 |
| 4 | -7.073 | -3.480 | -2.893 | -2.607 |
| 3 | -7.096 | -3.480 | -2.899 | -2.612 |
| 2 | -7.949 | -3.480 | -2.905 | -2.617 |
| 1 | -11.733 | -3.480 | -2.911 | -2.622 |

Opt Lag (Ng-Perron seq t) = 14 with RMSE .0479132

Min SC = -5.927233 at lag 2 with RMSE .049976

Min MAIC = -5.343393 at lag 18 with RMSE .0474532

ln_bond_10yrus



8.2 Vedlegg 2: Kriterier for utvelgelse av modeller

Modell 1 Norge

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LN_OBXINDEKS LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR
LN_KPITOTALINDEKSSSESONGJ LN_DETALJOMSETNING

Exogenous variables: C

Date: 04/15/11 Time: 20:17

Sample: 1988M01 2010M12

Included observations: 264

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| 0 | 592.4258 | NA | 1.36e-07 | -4.457771 | -4.403590 | -4.435999 |
| 1 | 2405.146 | 3556.777 | 1.67e-13 | -18.06929 | -17.79838 | -17.96043 |
| 2 | 2457.474 | 101.0869 | 1.27e-13 | -18.34450 | -17.85687* | -18.14855* |
| 3 | 2480.441 | 43.67256 | 1.20e-13 | -18.39728 | -17.69293 | -18.11425 |
| 4 | 2496.766 | 30.54797 | 1.20e-13 | -18.39974 | -17.47866 | -18.02963 |
| 5 | 2517.302 | 37.80431* | 1.16e-13* | -18.43410* | -17.29630 | -17.97690 |
| 6 | 2527.035 | 17.62310 | 1.22e-13 | -18.38663 | -17.03210 | -17.84234 |
| 7 | 2536.374 | 16.62687 | 1.28e-13 | -18.33617 | -16.76492 | -17.70479 |
| 8 | 2545.751 | 16.40938 | 1.35e-13 | -18.28599 | -16.49802 | -17.56753 |
| 9 | 2555.602 | 16.94011 | 1.42e-13 | -18.23941 | -16.23471 | -17.43386 |
| 10 | 2566.219 | 17.93615 | 1.48e-13 | -18.19863 | -15.97720 | -17.30599 |
| 11 | 2577.872 | 19.33327 | 1.54e-13 | -18.16569 | -15.72755 | -17.18597 |
| 12 | 2592.013 | 23.03258 | 1.57e-13 | -18.15161 | -15.49674 | -17.08480 |

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Date: 04/15/11 Time: 20:19

Sample (adjusted): 1988M07 2010M12

Included observations: 270 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LN_OBXINDEKS LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR LN_KPITOTALINDEKSSESONGJ
LN_DETALJOMSETNING

Lags interval (in first differences): 1 to 5

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|------------------------------|------------|--------------------|------------------------|---------|
| None * | 0.125672 | 62.91963 | 47.85613 | 0.0011 |
| At most 1 | 0.059799 | 26.65877 | 29.79707 | 0.1103 |
| At most 2 | 0.036382 | 10.01015 | 15.49471 | 0.2800 |
| At most 3 | 1.47E-05 | 0.003975 | 3.841466 | 0.9485 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|------------------------------|------------|------------------------|------------------------|---------|
| None * | 0.125672 | 36.26086 | 27.58434 | 0.0030 |
| At most 1 | 0.059799 | 16.64862 | 21.13162 | 0.1892 |
| At most 2 | 0.036382 | 10.00618 | 14.26460 | 0.2115 |
| At most 3 | 1.47E-05 | 0.003975 | 3.841466 | 0.9485 |

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=I):

| LN_OBXINDEKS | LN_BRENTCRUDEOILD OLLARPR | LN_KPITOTALINDEK SSESONGJ | LN_DETALJO MSETNING |
|--------------|------------------------------|------------------------------|------------------------|
| -2.602691 | -0.344863 | -31.33571 | 23.17770 |
| -3.614297 | -0.992896 | 10.26878 | 4.579916 |
| -2.077104 | 3.648720 | 17.81045 | -16.45011 |
| 0.633553 | -1.044789 | 11.83895 | -10.00037 |

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

| D(LN_OBXINDEKS) | D(LN_BRENTCRUDEOIL DOLLARPR) | D(LN_KPITOTALINDEKS SESONGJ) |
|-----------------|---------------------------------|---------------------------------|
| 0.011683 | 0.005356 | 0.000509 |
| 0.007691 | 0.004308 | -0.000570 |
| 0.002025 | -0.018498 | -4.94E-05 |
| 0.000200 | 0.000108 | 1.33E-06 |

| | | | | |
|---------------------------|-----------|-----------|----------|----------|
| D(LN_DETALJOMSETNIN G) | -0.003488 | -0.000533 | 0.000115 | 4.47E-05 |
|---------------------------|-----------|-----------|----------|----------|

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 2546.017

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| | LN_BRENTCRUDEOILD | LN_KPITOTALINDEK | LN_DETALJOMS |
|--------------|-------------------|------------------|--------------|
| LN_OBXINDEKS | OLLARPR | SSESONGJ | ETNING |
| 1.000000 | 0.132502 | 12.03974 | -8.905283 |
| | (0.24870) | (2.52183) | (1.85492) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | |
|---------------------------------|-----------|
| D(LN_OBXINDEKS) | -0.030407 |
| | (0.01142) |
| D(LN_BRENTCRUDEOIL DOLLARPR) | -0.013941 |
| | (0.01710) |
| D(LN_KPITOTALINDEKS SESONGJ) | -0.001324 |
| | (0.00045) |
| D(LN_DETALJOMSETNIN G) | 0.009078 |
| | (0.00248) |

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 2554.341

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| | LN_BRENTCRUDEOILD | LN_KPITOTALINDEK | LN_DETALJOMS |
|--------------|-------------------|------------------|--------------|
| LN_OBXINDEKS | OLLARPR | SSESONGJ | ETNING |
| 1.000000 | 0.000000 | 25.90471 | -16.02194 |
| | | (5.11306) | (3.15571) |
| 0.000000 | 1.000000 | -104.6394 | 53.70970 |
| | | (24.3147) | (15.0067) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

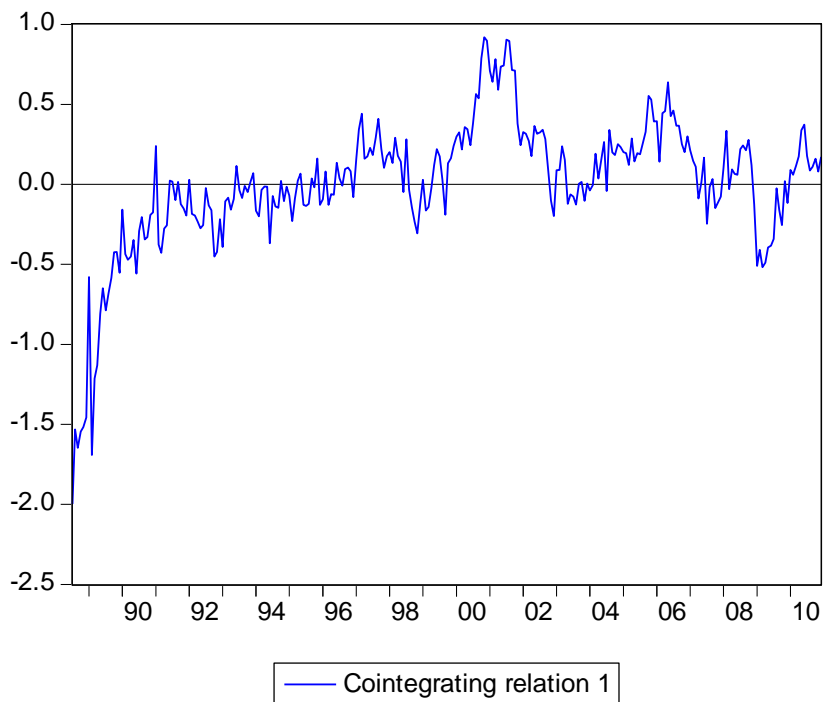
| | | |
|---------------------------------|-----------|-----------|
| D(LN_OBXINDEKS) | -0.058203 | -0.011665 |
| | (0.01943) | (0.00458) |
| D(LN_BRENTCRUDEOIL DOLLARPR) | -0.029511 | -0.006124 |
| | (0.02923) | (0.00690) |
| D(LN_KPITOTALINDEKS SESONGJ) | 0.000738 | 0.000391 |
| | (0.00075) | (0.00018) |
| D(LN_DETALJOMSETNIN G) | 0.011003 | 0.001732 |
| | (0.00425) | (0.00100) |

3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 2559.344

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| | LN_BRENTCRUDEOILD | LN_KPITOTALINDEK | LN_DETALJOMS |
|--------------|-------------------|------------------|--------------|
| LN_OBXINDEKS | OLLARPR | SSESONGJ | ETNING |
| 1.000000 | 0.000000 | 0.000000 | -1.984514 |

| | | | |
|---|-----------|-----------|-----------|
| | | | (0.24153) |
| 0.000000 | 1.000000 | 0.000000 | -2.993077 |
| | | | (0.42306) |
| 0.000000 | 0.000000 | 1.000000 | -0.541887 |
| | | | (0.02852) |
| Adjustment coefficients (standard error in parentheses) | | | |
| D(LN_OBXINDEKS) | -0.062410 | -0.004275 | -0.251047 |
| | (0.02143) | (0.01655) | (0.16339) |
| D(LN_BRENTCRUDEOIL DOLLARPR) | 0.008912 | -0.073619 | -0.453065 |
| | (0.03173) | (0.02452) | (0.24200) |
| D(LN_KPITOTALINDEKS SESONGJ) | 0.000840 | 0.000211 | -0.022677 |
| | (0.00083) | (0.00064) | (0.00634) |
| D(LN_DETALJOMSETNIN G) | 0.010764 | 0.002151 | 0.105873 |
| | (0.00469) | (0.00362) | (0.03573) |



Variabler: OBX, Brent Crude, KPI, detaljhandel

Lags:5 Rank:1 Ikke-stabil: 3 unit root moduli

Vector Error Correction Estimates

Date: 04/15/11 Time: 20:08

Sample (adjusted): 1988M07 2010M12

Included observations: 270 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

| Cointegrating Eq: | CointEq1 |
|----------------------------------|--------------------------------------|
| LN_OBXINDEKS(-1) | 1.000000 |
| LN_BRENTCRUDEOIL DOLLARPR(-1) | 0.132502 (0.24870) [0.53278] |
| LN_KPITOTALINDEKS SESONGJ(-1) | 12.03974 (2.52183) [4.77421] |
| LN_DETALJOMSETNIN G(-1) | -8.905283 (1.85492) [-4.80090] |
| C | -20.22486 |

| Error Correction: | D(LN_OBXI NDEKS) | D(LN_BRENTCRUDEOI LDOLLARPR) | D(LN_KPITOTALIND EKSSESONGJ) | D(LN_DETALJO MSETNING) |
|---------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|
| CointEq1 | -0.030407 (0.01142) [-2.66195] | -0.013941 (0.01710) [-0.81539] | -0.001324 (0.00045) [-2.93936] | 0.009078 (0.00248) [3.65603] |
| D(LN_OBXINDEKS(-1)) | 0.048218 (0.06500) [0.74182] | 0.176893 (0.09729) [1.81826] | -0.001065 (0.00256) [-0.41540] | 0.017352 (0.01413) [1.22813] |
| D(LN_OBXINDEKS(-2)) | 0.016793 (0.06490) [0.25874] | 0.106682 (0.09714) [1.09819] | 0.004835 (0.00256) [1.88928] | 0.007775 (0.01411) [0.55108] |
| D(LN_OBXINDEKS(-3)) | 0.107252 (0.06494) [1.65159] | 0.226655 (0.09720) [2.33196] | -0.000830 (0.00256) [-0.32416] | 0.009895 (0.01412) [0.70099] |
| D(LN_OBXINDEKS(-4)) | 0.054189 (0.06557) [0.82647] | -0.137665 (0.09813) [-1.40282] | -0.005371 (0.00259) [-2.07727] | 0.002139 (0.01425) [0.15005] |
| D(LN_OBXINDEKS(-5)) | -0.060884 (0.06577) | 0.105013 (0.09843) | 0.002346 (0.00259) | -0.003337 (0.01430) |

| | | | | |
|-------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| | [-0.92576] | [1.06684] | [0.90458] | [-0.23345] |
| D(LN_BRENTCRUDEOI LDOLLARPR(-1)) | -0.017373 (0.04289) [-0.40509] | 0.048604 (0.06419) [0.75721] | 0.005015 (0.00169) [2.96562] | -0.005198 (0.00932) [-0.55758] |
| D(LN_BRENTCRUDEOI LDOLLARPR(-2)) | 0.011189 (0.04317) [0.25915] | -0.092501 (0.06462) [-1.43145] | -0.000490 (0.00170) [-0.28801] | -0.010276 (0.00938) [-1.09494] |
| D(LN_BRENTCRUDEOI LDOLLARPR(-3)) | -0.004164 (0.04253) [-0.09792] | 0.069311 (0.06365) [1.08885] | 0.001383 (0.00168) [0.82445] | -8.54E-05 (0.00924) [-0.00924] |
| D(LN_BRENTCRUDEOI LDOLLARPR(-4)) | -0.047491 (0.04234) [-1.12155] | -0.089450 (0.06338) [-1.41140] | 0.002010 (0.00167) [1.20400] | -0.007848 (0.00920) [-0.85267] |
| D(LN_BRENTCRUDEOI LDOLLARPR(-5)) | -0.015040 (0.04216) [-0.35670] | -0.068390 (0.06311) [-1.08370] | 0.002177 (0.00166) [1.30906] | 0.000159 (0.00917) [0.01735] |
| D(LN_KPITOTALINDE KSSESONGJ(-1)) | -4.576312 (1.59185) [-2.87484] | -2.498887 (2.38256) [-1.04883] | 0.219951 (0.06277) [3.50396] | -0.626449 (0.34602) [-1.81044] |
| D(LN_KPITOTALINDE KSSESONGJ(-2)) | -2.191581 (1.63874) [-1.33736] | -1.248566 (2.45274) [-0.50905] | -0.056693 (0.06462) [-0.87732] | -0.245422 (0.35621) [-0.68897] |
| D(LN_KPITOTALINDE KSSESONGJ(-3)) | 0.706815 (1.63989) [0.43101] | -4.894612 (2.45447) [-1.99416] | -0.049009 (0.06467) [-0.75787] | -0.100777 (0.35646) [-0.28271] |
| D(LN_KPITOTALINDE KSSESONGJ(-4)) | -1.155797 (1.62227) [-0.71246] | 1.656896 (2.42808) [0.68239] | -0.098379 (0.06397) [-1.53786] | -0.282445 (0.35263) [-0.80096] |
| D(LN_KPITOTALINDE KSSESONGJ(-5)) | -0.413050 (1.56767) [-0.26348] | -4.228984 (2.34637) [-1.80235] | -0.094612 (0.06182) [-1.53048] | -0.400944 (0.34076) [-1.17660] |
| D(LN_DETALJOMSETN ING(-1)) | 0.027261 (0.29230) [0.09326] | -0.417521 (0.43749) [-0.95436] | -0.019186 (0.01153) [-1.66451] | -0.691809 (0.06354) [-10.8883] |

| | | | | |
|---|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| D(LN_DETALJOMSETN ING(-2)) | 0.029524 (0.35241) [0.08378] | 0.189675 (0.52746) [0.35960] | -0.009328 (0.01390) [-0.67126] | -0.520310 (0.07660) [-6.79222] |
| D(LN_DETALJOMSETN ING(-3)) | 0.295504 (0.37258) [0.79313] | -0.052927 (0.55765) [-0.09491] | 0.000701 (0.01469) [0.04770] | -0.354963 (0.08099) [-4.38292] |
| D(LN_DETALJOMSETN ING(-4)) | 0.129667 (0.35689) [0.36332] | -0.324306 (0.53417) [-0.60713] | 0.001052 (0.01407) [0.07478] | -0.285050 (0.07758) [-3.67441] |
| D(LN_DETALJOMSETN ING(-5)) | -0.319928 (0.29521) [-1.08373] | -0.540766 (0.44185) [-1.22388] | -0.002530 (0.01164) [-0.21733] | -0.084788 (0.06417) [-1.32131] |
| C | 0.020345 (0.00879) [2.31566] | 0.029073 (0.01315) [2.21091] | 0.002124 (0.00035) [6.13053] | 0.010618 (0.00191) [5.55977] |
| R-squared | 0.122325 | 0.141455 | 0.186716 | 0.382701 |
| Adj. R-squared | 0.048006 | 0.068756 | 0.117849 | 0.330430 |
| Sum sq. resids | 1.289785 | 2.889352 | 0.002006 | 0.060942 |
| S.E. equation | 0.072116 | 0.107938 | 0.002844 | 0.015676 |
| F-statistic | 1.645946 | 1.945755 | 2.711264 | 7.321450 |
| Log likelihood | 338.3194 | 229.4342 | 1211.267 | 750.3812 |
| Akaike AIC | -2.343107 | -1.536550 | -8.809386 | -5.395416 |
| Schwarz SC | -2.049902 | -1.243345 | -8.516181 | -5.102211 |
| Mean dependent | 0.006462 | 0.006220 | 0.001938 | 0.002608 |
| S.D. dependent | 0.073912 | 0.111852 | 0.003028 | 0.019157 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 1.06E-13 | | |
| Determinant resid covariance | | 7.58E-14 | | |
| Log likelihood | | 2546.017 | | |
| Akaike information criterion | | -18.17790 | | |
| Schwarz criterion | | -16.95177 | | |

Modell 2 Norge

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LN_OBXINDEKS LN_NIBOR_3 LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR
LN_DETALJOMSETNING

Exogenous variables: C

Date: 04/15/11 Time: 21:14

Sample: 1988M01 2010M12

Included observations: 264

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|-----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| 0 | -142.4692 | NA | 3.56e-05 | 1.109615 | 1.163796 | 1.131387 |
| 1 | 1501.093 | 3224.869 | 1.57e-10 | -11.22041 | -10.94950 | -11.11155 |
| 2 | 1552.519 | 99.34447 | 1.20e-10 | -11.48878 | -11.00115* | -11.29283* |
| 3 | 1579.055 | 50.45977 | 1.11e-10 | -11.56860 | -10.86425 | -11.28557 |
| 4 | 1602.846 | 44.51690 | 1.05e-10* | -11.62762* | -10.70654 | -11.25750 |
| 5 | 1618.071 | 28.02888* | 1.06e-10 | -11.62175 | -10.48395 | -11.16455 |
| 6 | 1625.557 | 13.55361 | 1.13e-10 | -11.55725 | -10.20272 | -11.01296 |
| 7 | 1636.022 | 18.63105 | 1.18e-10 | -11.51532 | -9.944069 | -10.88394 |
| 8 | 1639.977 | 6.920204 | 1.29e-10 | -11.42407 | -9.636091 | -10.70560 |
| 9 | 1649.731 | 16.77386 | 1.36e-10 | -11.37675 | -9.372048 | -10.57120 |
| 10 | 1660.963 | 18.97648 | 1.41e-10 | -11.34063 | -9.119208 | -10.44800 |
| 11 | 1670.056 | 15.08513 | 1.49e-10 | -11.28830 | -8.850154 | -10.30858 |
| 12 | 1684.686 | 23.82921 | 1.51e-10 | -11.27792 | -8.623051 | -10.21111 |

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Date: 04/15/11 Time: 21:14
Sample (adjusted): 1988M06 2010M12
Included observations: 271 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LN_OBXINDEKS LN_NIBOR_3 LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR
LN_DETALJOMSETNING
Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|-----------------|---------------------|---------|
| None * | 0.139621 | 66.63678 | 47.85613 | 0.0004 |
| At most 1 | 0.052136 | 25.88328 | 29.79707 | 0.1322 |
| At most 2 | 0.033667 | 11.37286 | 15.49471 | 0.1896 |
| At most 3 | 0.007689 | 2.091855 | 3.841466 | 0.1481 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|---------------------|---------------------|---------|
| None * | 0.139621 | 40.75351 | 27.58434 | 0.0006 |
| At most 1 | 0.052136 | 14.51042 | 21.13162 | 0.3247 |
| At most 2 | 0.033667 | 9.281003 | 14.26460 | 0.2635 |
| At most 3 | 0.007689 | 2.091855 | 3.841466 | 0.1481 |

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

| LN_OBXINDEK S | LN_NIBOR_3 | LN_BRENTCRUDEOILDOLLAR PR | LN_DETALJOM SETNING |
|---------------|------------|---------------------------|---------------------|
| -4.936035 | 1.260505 | 0.507768 | 9.954850 |
| -1.780207 | -2.528292 | 2.003045 | -6.761165 |
| 1.291564 | 0.887410 | 2.633273 | -8.307733 |
| 1.176187 | 0.043054 | -1.360678 | -3.262252 |

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

| D(LN_OBXIND EKS) | D(LN_NIBOR_3) | D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR) |
|------------------|----------------|-----------------------------|
| 0.007778 | 0.011704 | -0.008342 |
| -0.026251 | 0.002761 | 0.001722 |
| -0.000250 | -0.011015 | -0.016249 |

| | | | | |
|---------------------------|-----------|----------|-----------|-----------|
| D(LN_DETALJ OMSETNING) | -0.003019 | 0.000635 | -0.001211 | -0.000999 |
|---------------------------|-----------|----------|-----------|-----------|

| | | |
|------------------------------|----------------|----------|
| 1 Cointegrating Equation(s): | Log likelihood | 1620.281 |
|------------------------------|----------------|----------|

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| LN_OBXINDEK S | LN_BRENTCRU DEOILDOLLAR LN_DETALJOM SETNING | | |
|------------------|---|------------------------|------------------------|
| | LN_NIBOR_3 | PR | |
| 1.000000 | -0.255368 (0.09359) | -0.102870 (0.11160) | -2.016770 (0.37033) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | |
|-------------------------------------|------------------------|
| D(LN_OBXIND EKS) | -0.038392 (0.02210) |
| D(LN_NIBOR_3) | 0.129577 (0.02507) |
| D(LN_BRENTC RUDEOILDOLL ARPR) | 0.001236 (0.03266) |
| D(LN_DETALJ OMSETNING) | 0.014901 (0.00478) |

| | | |
|------------------------------|----------------|----------|
| 2 Cointegrating Equation(s): | Log likelihood | 1627.536 |
|------------------------------|----------------|----------|

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| LN_OBXINDEK S | LN_BRENTCRU DEOILDOLLAR LN_DETALJOM SETNING | | |
|------------------|---|------------------------|------------------------|
| | LN_NIBOR_3 | PR | |
| 1.000000 | 0.000000 | -0.258674 (0.12170) | -1.130578 (0.32659) |
| 0.000000 | 1.000000 | -0.610117 (0.31673) | 3.470259 (0.84999) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | | |
|-------------------------------------|------------------------|------------------------|
| D(LN_OBXIND EKS) | -0.059228 (0.02317) | -0.019787 (0.01248) |
| D(LN_NIBOR_3) | 0.124662 (0.02664) | -0.040071 (0.01434) |
| D(LN_BRENTC RUDEOILDOLL ARPR) | 0.020845 (0.03453) | 0.027534 (0.01859) |
| D(LN_DETALJ OMSETNING) | 0.013771 (0.00508) | -0.005410 (0.00273) |

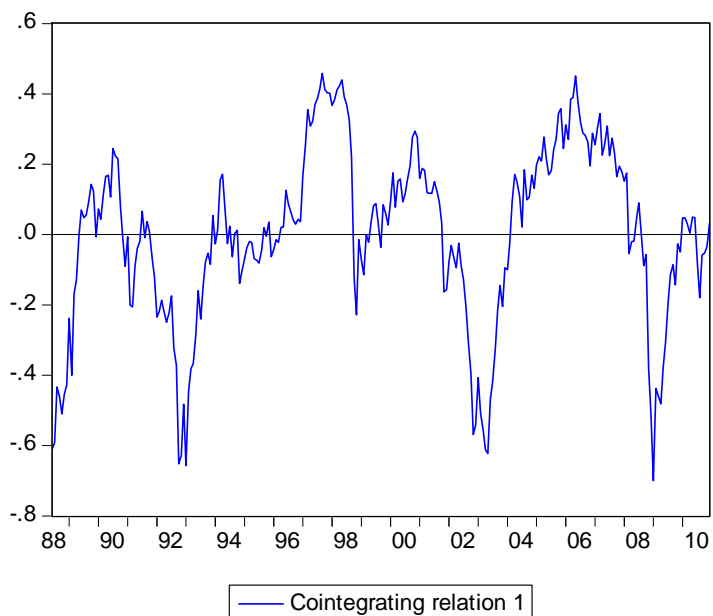
| | | |
|------------------------------|----------------|----------|
| 3 Cointegrating Equation(s): | Log likelihood | 1632.177 |
|------------------------------|----------------|----------|

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| LN_OBXINDEK | LN_BRENTCRU | | |
|-------------|-------------|------------|------------------------|
| | S | LN_NIBOR_3 | PR |
| 1.000000 | 0.000000 | 0.000000 | -1.862417 (0.17632) |
| 0.000000 | 1.000000 | 0.000000 | 1.744118 (0.43207) |
| 0.000000 | 0.000000 | 1.000000 | -2.829198 (0.46200) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| D(LN_OBXIND EKS) | D(LN_NIBOR_3) | D(LN_BRENTC RUDEOILDOLL ARPR) | D(LN_DETALJ OMSETNING) |
|------------------------|------------------------|-------------------------------------|---------------------------|
| -0.070002 (0.02369) | -0.027189 (0.01298) | 0.005426 (0.01468) | |
| 0.126886 (0.02743) | -0.038543 (0.01503) | -0.003264 (0.01699) | |
| -0.000142 (0.03513) | 0.013114 (0.01925) | -0.064980 (0.02176) | |
| 0.012207 (0.00521) | -0.006485 (0.00286) | -0.003450 (0.00323) | |



Variabler: OBX, NIBOR 3mnd, Brent Crude, detaljhandel

Lags:4 Rank:1 Ikke-stabilitet: 3unit root

Vector Error Correction Estimates

Date: 04/15/11 Time: 19:02

Sample (adjusted): 1988M06 2010M12

Included observations: 271 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

| Cointegrating Eq: | CointEq1 |
|----------------------------------|--------------------------------------|
| LN_OBXINDEKS(-1) | 1.000000 |
| LN_NIBOR_3(-1) | -0.255368 (0.09359) [-2.72863] |
| LN_BRENTCRUDEOILDO LLARPR(-1) | -0.102870 (0.11160) [-0.92175] |
| LN_DETALJOMSETNING (-1) | -2.016770 (0.37033) [-5.44585] |
| C | 5.039199 |

| Error Correction: | D(LN_OBXIN DEKS) | D(LN_NIBOR_ 3) | D(LN_BRENT CRUDEOILDO LLARPR) | D(LN_DETALJ OMSETNING) |
|---------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| CointEq1 | -0.038392 (0.02210) [-1.73744] | 0.129577 (0.02507) [5.16794] | 0.001236 (0.03266) [0.03784] | 0.014901 (0.00478) [3.11788] |
| D(LN_OBXINDEKS(-1)) | 0.091583 (0.06853) [1.33641] | -0.173528 (0.07776) [-2.23162] | 0.231073 (0.10130) [2.28115] | 0.007297 (0.01482) [0.49229] |
| D(LN_OBXINDEKS(-2)) | 0.047353 (0.06929) [0.68336] | 0.045267 (0.07863) [0.57571] | 0.129614 (0.10243) [1.26542] | -0.007679 (0.01499) [-0.51236] |
| D(LN_OBXINDEKS(-3)) | 0.098802 (0.06900) [1.43185] | -0.203178 (0.07830) [-2.59496] | 0.204173 (0.10200) [2.00174] | -0.006613 (0.01492) [-0.44310] |
| D(LN_OBXINDEKS(-4)) | 0.045024 (0.06961) [0.64685] | 0.058757 (0.07898) [0.74394] | -0.129799 (0.10289) [-1.26154] | -0.010678 (0.01505) [-0.70932] |
| D(LN_NIBOR_3(-1)) | -0.003931 | -0.181974 | 0.049359 | -0.001050 |

| | | | | |
|-------------------------------------|------------|------------|------------|------------|
| | (0.05445) | (0.06178) | (0.08048) | (0.01178) |
| | [-0.07219] | [-2.94560] | [0.61331] | [-0.08917] |
| D(LN_NIBOR_3(-2)) | 0.011990 | 0.134721 | 0.012769 | -0.012620 |
| | (0.05414) | (0.06144) | (0.08003) | (0.01171) |
| | [0.22145] | [2.19286] | [0.15955] | [-1.07769] |
| D(LN_NIBOR_3(-3)) | -0.049929 | 0.085525 | -0.098190 | -0.017787 |
| | (0.05313) | (0.06028) | (0.07853) | (0.01149) |
| | [-0.93983] | [1.41878] | [-1.25037] | [-1.54802] |
| D(LN_NIBOR_3(-4)) | -0.019197 | 0.015418 | 0.033469 | 0.001440 |
| | (0.05295) | (0.06008) | (0.07827) | (0.01145) |
| | [-0.36255] | [0.25662] | [0.42762] | [0.12575] |
| D(LN_BRENTCRUDEOIL DOLLARPR(-1)) | -0.023210 | 0.027472 | 0.045259 | -0.002191 |
| | (0.04312) | (0.04892) | (0.06373) | (0.00933) |
| | [-0.53830] | [0.56153] | [0.71013] | [-0.23499] |
| D(LN_BRENTCRUDEOIL DOLLARPR(-2)) | -0.029167 | 0.119855 | -0.091001 | -0.009839 |
| | (0.04249) | (0.04821) | (0.06280) | (0.00919) |
| | [-0.68650] | [2.48614] | [-1.44899] | [-1.07076] |
| D(LN_BRENTCRUDEOIL DOLLARPR(-3)) | -0.018523 | 0.101343 | 0.053416 | 0.001337 |
| | (0.04273) | (0.04848) | (0.06316) | (0.00924) |
| | [-0.43352] | [2.09026] | [0.84574] | [0.14464] |
| D(LN_BRENTCRUDEOIL DOLLARPR(-4)) | -0.060330 | 0.026538 | -0.102976 | -0.004778 |
| | (0.04239) | (0.04810) | (0.06266) | (0.00917) |
| | [-1.42316] | [0.55171] | [-1.64335] | [-0.52116] |
| D(LN_DETALJOMSETNI NG(-1)) | 0.315180 | -0.205159 | -0.158073 | -0.675571 |
| | (0.28813) | (0.32694) | (0.42590) | (0.06232) |
| | [1.09388] | [-0.62752] | [-0.37115] | [-10.8408] |
| D(LN_DETALJOMSETNI NG(-2)) | 0.345334 | -0.127802 | 0.522824 | -0.463803 |
| | (0.34412) | (0.39047) | (0.50867) | (0.07443) |
| | [1.00353] | [-0.32730] | [1.02783] | [-6.23164] |
| D(LN_DETALJOMSETNI NG(-3)) | 0.625701 | -0.256237 | 0.365974 | -0.276940 |
| | (0.34368) | (0.38997) | (0.50801) | (0.07433) |
| | [1.82061] | [-0.65707] | [0.72040] | [-3.72576] |
| D(LN_DETALJOMSETNI NG(-4)) | 0.404993 | -0.172034 | 0.111765 | -0.201905 |
| | (0.28891) | (0.32783) | (0.42706) | (0.06249) |
| | [1.40178] | [-0.52477] | [0.26171] | [-3.23116] |
| C | 0.000816 | -0.004130 | 0.002041 | 0.006615 |

| | (0.00509) [0.16036] | (0.00577) [-0.71557] | (0.00752) [0.27146] | (0.00110) [6.01268] |
|---|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| R-squared | 0.065105 | 0.240624 | 0.107966 | 0.349224 |
| Adj. R-squared | 0.002286 | 0.189598 | 0.048027 | 0.305496 |
| Sum sq. resids | 1.374048 | 1.769118 | 3.002269 | 0.064275 |
| S.E. equation | 0.073695 | 0.083622 | 0.108934 | 0.015939 |
| F-statistic | 1.036398 | 4.715770 | 1.801264 | 7.986269 |
| Log likelihood | 331.4981 | 297.2546 | 225.5903 | 746.4449 |
| Akaike AIC | -2.313639 | -2.060920 | -1.532032 | -5.375977 |
| Schwarz SC | -2.074384 | -1.821664 | -1.292777 | -5.136722 |
| Mean dependent | 0.006412 | -0.006386 | 0.006277 | 0.002583 |
| S.D. dependent | 0.073780 | 0.092890 | 0.111648 | 0.019126 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 9.92E-11 | | |
| Determinant resid covariance | | 7.53E-11 | | |
| Log likelihood | | 1620.281 | | |
| Akaike information criterion | | -11.39691 | | |
| Schwarz criterion | | -10.38672 | | |

Modell 3 Norge

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LN_OBXINDEKS LN_NIBOR_3
LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR LN_USDNOK

Exogenous variables: C

Date: 04/15/11 Time: 21:19

Sample: 1988M01 2010M12

Included observations: 264

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|-----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| 0 | -197.4744 | NA | 5.41e-05 | 1.526321 | 1.580502 | 1.548093 |
| 1 | 1363.527 | 3062.873 | 4.46e-10* | -10.17823* | -9.907327* | -10.06937* |
| 2 | 1375.315 | 22.77391 | 4.61e-10 | -10.14633 | -9.658700 | -9.950385 |
| 3 | 1388.200 | 24.50026 | 4.72e-10 | -10.12273 | -9.418374 | -9.839697 |
| 4 | 1405.274 | 31.94883 | 4.68e-10 | -10.13086 | -9.209785 | -9.760746 |
| 5 | 1417.459 | 22.43239 | 4.82e-10 | -10.10197 | -8.964163 | -9.644762 |
| 6 | 1422.688 | 9.466318 | 5.24e-10 | -10.02036 | -8.665835 | -9.476071 |
| 7 | 1436.369 | 24.35671 | 5.34e-10 | -10.00279 | -8.431544 | -9.371419 |
| 8 | 1440.963 | 8.039293 | 5.83e-10 | -9.916385 | -8.128410 | -9.197922 |
| 9 | 1455.784 | 25.48844 | 5.90e-10 | -9.907457 | -7.902758 | -9.101908 |
| 10 | 1465.684 | 16.72487 | 6.19e-10 | -9.861244 | -7.639821 | -8.968608 |
| 11 | 1477.256 | 19.19815 | 6.42e-10 | -9.827694 | -7.389547 | -8.847973 |
| 12 | 1496.969 | 32.10822* | 6.27e-10 | -9.855823 | -7.200952 | -8.789015 |

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Date: 04/15/11 Time: 21:20

Sample (adjusted): 1988M03 2010M12

Included observations: 274 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LN_OBXINDEKS LN_NIBOR_3 LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR

LN_USDNOK

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|-----------------|---------------------|---------|
| None * | 0.110813 | 52.75947 | 47.85613 | 0.0161 |
| At most 1 | 0.045884 | 20.57884 | 29.79707 | 0.3844 |
| At most 2 | 0.022013 | 7.709163 | 15.49471 | 0.4970 |
| At most 3 | 0.005860 | 1.610296 | 3.841466 | 0.2044 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|---------------------------|------------|---------------------|---------------------|---------|
| None * | 0.110813 | 32.18063 | 27.58434 | 0.0119 |
| At most 1 | 0.045884 | 12.86968 | 21.13162 | 0.4643 |
| At most 2 | 0.022013 | 6.098867 | 14.26460 | 0.6005 |
| At most 3 | 0.005860 | 1.610296 | 3.841466 | 0.2044 |

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

| LN_OBXINDEK S | LN_NIBOR_3 | LN_BRENTCRUDEOILDOLLAR PR | LN_USDNOK |
|---------------|------------|---------------------------|-----------|
| -4.353420 | -0.671229 | 3.079011 | 6.220143 |
| -0.277599 | -2.176951 | -1.537322 | -1.002641 |
| 0.472632 | 0.159986 | 0.627866 | 8.409266 |
| 0.620701 | 0.750336 | -1.633633 | -0.310463 |

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

| D(LN_OBXIND EKS) | D(LN_NIBOR_3) | D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR) |
|------------------|----------------|-----------------------------|
| 0.010679 | 0.013336 | -0.003021 |
| -0.023657 | 0.003084 | 0.001093 |
| -0.014659 | 0.012625 | 0.002225 |

| | | | | |
|------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| D(LN_USDNOK) | -0.000710 | -0.002429 | -0.004218 | -5.09E-05 |
|------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|

| | | |
|------------------------------|----------------|----------|
| 1 Cointegrating Equation(s): | Log likelihood | 1423.204 |
|------------------------------|----------------|----------|

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| LN_OBXINDEK S | LN_NIBOR_3 | LN_BRENTCRU DEOILDOLLAR PR | LN_USDNOK |
|------------------|-----------------------|----------------------------------|------------------------|
| 1.000000 | 0.154184 (0.08830) | -0.707263 (0.09199) | -1.428795 (0.36326) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | |
|-------------------------------------|------------------------|
| D(LN_OBXIND EKS) | -0.046491 (0.01919) |
| D(LN_NIBOR_3) | 0.102988 (0.02356) |
| D(LN_BRENTC RUDEOILDOLL ARPR) | 0.063818 (0.02879) |
| D(LN_USDNOK) | 0.003089 (0.00816) |

| | | |
|------------------------------|----------------|----------|
| 2 Cointegrating Equation(s): | Log likelihood | 1429.639 |
|------------------------------|----------------|----------|

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| LN_OBXINDEK S | LN_NIBOR_3 | LN_BRENTCRU DEOILDOLLAR PR | LN_USDNOK |
|------------------|------------|----------------------------------|------------------------|
| 1.000000 | 0.000000 | -0.832513 (0.08521) | -1.529887 (0.40602) |
| 0.000000 | 1.000000 | 0.812341 (0.24589) | 0.655658 (1.17171) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | | |
|-------------------------------------|------------------------|------------------------|
| D(LN_OBXIND EKS) | -0.050193 (0.01890) | -0.036201 (0.00987) |
| D(LN_NIBOR_3) | 0.102132 (0.02359) | 0.009166 (0.01232) |
| D(LN_BRENTC RUDEOILDOLL ARPR) | 0.060314 (0.02866) | -0.017645 (0.01496) |
| D(LN_USDNOK) | 0.003763 (0.00815) | 0.005765 (0.00426) |

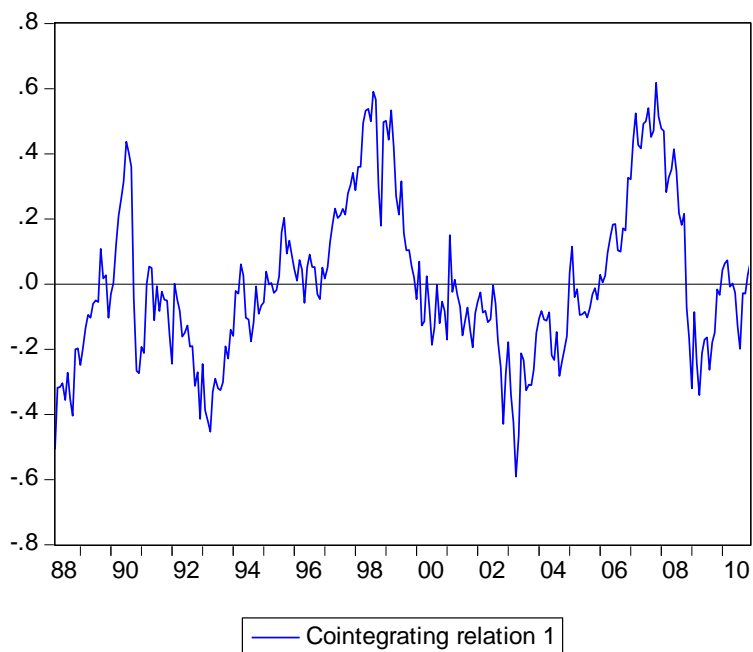
| | | |
|------------------------------|----------------|----------|
| 3 Cointegrating Equation(s): | Log likelihood | 1432.688 |
|------------------------------|----------------|----------|

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| LN_OBXINDEK | LN_NIBOR_3 | LN_BRENTCRU DEOILDOLLAR | LN_USDNOK |
|-------------|------------|----------------------------|------------------------|
| S | | PR | |
| 1.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 6.901421 (3.01156) |
| 0.000000 | 1.000000 | 0.000000 | -7.571359 (3.12848) |
| 0.000000 | 0.000000 | 1.000000 | 10.12754 (3.60394) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | | | |
|-------------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| D(LN_OBXIND EKS) | -0.051621 (0.01899) | -0.036684 (0.00989) | 0.010482 (0.01514) |
| D(LN_NIBOR_3) | 0.102648 (0.02373) | 0.009341 (0.01235) | -0.076894 (0.01892) |
| D(LN_BRENTC RUDEOILDOLL ARPR) | 0.061365 (0.02882) | -0.017289 (0.01500) | -0.063148 (0.02298) |
| D(LN_USDNOK) | 0.001770 (0.00812) | 0.005090 (0.00423) | -0.001098 (0.00647) |



Variabler: OBX, NIBOR 3mnd, Brent Crude, USD/NOK

Lags:1 rank:1 Ikke-stabilitet: 3 unit root

Vector Error Correction Estimates

Date: 04/15/11 Time: 19:10

Sample (adjusted): 1988M03 2010M12

Included observations: 274 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

| Cointegrating Eq: | CointEq1 |
|----------------------------------|--------------------------------------|
| LN_OBXINDEKS(-1) | 1.000000 |
| LN_NIBOR_3(-1) | 0.154184 (0.08830) [1.74608] |
| LN_BRENTCRUDEOILDOLL ARPR(-1) | -0.707263 (0.09199) [-7.68840] |
| LN_USDNOK(-1) | -1.428795 (0.36326) [-3.93328] |
| C | -0.159188 |

| Error Correction: | D(LN_OBXIND EKS) | D(LN_NIBO R_3) | D(LN_BRENTCRUDEOILD LLARPR) | D(LN_USDN OK) |
|------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| CointEq1 | -0.046491 (0.01919) [-2.42235] | 0.102988 (0.02356) [4.37178] | 0.063818 (0.02879) [2.21634] | 0.003089 (0.00816) [0.37857] |
| D(LN_OBXINDEKS(-1)) | 0.112902 (0.06392) [1.76620] | -0.137484 (0.07846) [-1.75224] | 0.202382 (0.09591) [2.11023] | 0.035774 (0.02718) [1.31637] |
| D(LN_NIBOR_3(-1)) | -0.014182 (0.05089) [-0.27870] | -0.164986 (0.06246) [-2.64147] | -0.009174 (0.07635) [-0.12017] | 0.013654 (0.02163) [0.63112] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILD LLARPR(-1)) | -0.023656 (0.04290) [-0.55149] | 0.052070 (0.05265) [0.98897] | 0.024140 (0.06436) [0.37510] | -0.019067 (0.01824) [-1.04554] |
| D(LN_USDNOK(-1)) | -0.101652 (0.15114) [-0.67258] | 0.030185 (0.18551) [0.16272] | -0.314447 (0.22675) [-1.38675] | 0.116616 (0.06425) [1.81492] |
| C | 0.006113 (0.00444) | -0.006768 (0.00545) | 0.004477 (0.00666) | -0.000149 (0.00189) |

| | [1.37767] | [-1.24263] | [0.67247] | [-0.07920] |
|---|------------|------------|------------|------------|
| R-squared | 0.034822 | 0.077109 | 0.054642 | 0.026662 |
| Adj. R-squared | 0.016815 | 0.059891 | 0.037005 | 0.008503 |
| Sum sq. resids | 1.427200 | 2.150197 | 3.212499 | 0.257956 |
| S.E. equation | 0.072975 | 0.089572 | 0.109485 | 0.031025 |
| F-statistic | 1.933809 | 4.478346 | 3.098124 | 1.468226 |
| Log likelihood | 331.4765 | 275.3278 | 220.3236 | 565.8397 |
| Akaike AIC | -2.375741 | -1.965896 | -1.564406 | -4.086421 |
| Schwarz SC | -2.296621 | -1.886776 | -1.485287 | -4.007301 |
| Mean dependent | 0.006891 | -0.006360 | 0.006174 | -0.000122 |
| S.D. dependent | 0.073597 | 0.092381 | 0.111569 | 0.031157 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 3.95E-10 | | |
| Determinant resid covariance | | 3.62E-10 | | |
| Log likelihood | | 1423.204 | | |
| Akaike information criterion | | -10.18397 | | |
| Schwarz criterion | | -9.814747 | | |

Modell 1 USA

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LN_SP500INDEX LN_CPI
LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR

Exogenous variables: C

Date: 04/15/11 Time: 20:44

Sample: 1988M01 2010M12

Included observations: 264

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| 0 | 12.26507 | NA | 0.000187 | -0.070190 | -0.029554 | -0.053861 |
| 1 | 1916.918 | 3751.590 | 1.08e-10 | -14.43120 | -14.26866 | -14.36588 |
| 2 | 1942.165 | 49.15462 | 9.59e-11 | -14.55428 | -14.26983* | -14.43998* |
| 3 | 1955.269 | 25.21607 | 9.30e-11 | -14.58537 | -14.17902 | -14.42209 |
| 4 | 1965.331 | 19.13140* | 9.22e-11* | -14.59341* | -14.06515 | -14.38114 |
| 5 | 1973.863 | 16.03132 | 9.26e-11 | -14.58987 | -13.93970 | -14.32861 |
| 6 | 1981.842 | 14.80826 | 9.33e-11 | -14.58213 | -13.81005 | -14.27189 |
| 7 | 1990.853 | 16.52010 | 9.33e-11 | -14.58222 | -13.68823 | -14.22299 |
| 8 | 1995.668 | 8.719559 | 9.64e-11 | -14.55052 | -13.53462 | -14.14230 |
| 9 | 2004.824 | 16.36950 | 9.64e-11 | -14.55170 | -13.41390 | -14.09450 |
| 10 | 2008.919 | 7.227918 | 1.00e-10 | -14.51454 | -13.25483 | -14.00835 |
| 11 | 2012.795 | 6.753037 | 1.04e-10 | -14.47572 | -13.09410 | -13.92054 |
| 12 | 2019.066 | 10.78448 | 1.06e-10 | -14.45504 | -12.95152 | -13.85088 |

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Date: 04/16/11 Time: 12:12
Sample (adjusted): 1988M06 2010M12
Included observations: 271 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LN_SP500INDEX LN_CPI LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR
Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value Prob.** | |
|------------------------------|-----------------|--------------------|--------------------------------|---------------|
| None * | 0.172579 | 62.81268 | 29.79707 | 0.0000 |
| At most 1 | 0.038578 | 11.47393 | 15.49471 | 0.1840 |
| At most 2 | 0.002993 | 0.812386 | 3.841466 | 0.3674 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value Prob.** | |
|------------------------------|-----------------|------------------------|--------------------------------|---------------|
| None * | 0.172579 | 51.33875 | 21.13162 | 0.0000 |
| At most 1 | 0.038578 | 10.66154 | 14.26460 | 0.1720 |
| At most 2 | 0.002993 | 0.812386 | 3.841466 | 0.3674 |

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

| LN_SP500INDEX | LN_CPI | LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR |
|---------------|-----------|--------------------------|
| 2.633475 | -21.64646 | 3.537180 |
| -2.938656 | 8.468667 | -1.788955 |
| 2.826364 | -6.858776 | -1.005871 |

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

| D(LN_SP500INDEX) | -0.006217 | 0.007843 | -0.000297 |
|-----------------------------|-----------|----------|-----------|
| D(LN_CPI) | 0.000397 | 0.000210 | 0.000103 |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR) | -0.020930 | 0.000387 | 0.005010 |

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 2020.847

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| LN_SP500INDEX | LN_CPI | LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR |
|---------------|-----------|--------------------------|
| 1.000000 | -8.219732 | 1.343161 |

(0.63934) (0.17111)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | |
|-----------------------------|------------------------|
| D(LN_SP500INDEX) | -0.016373 (0.00699) |
| D(LN_CPI) | 0.001046 (0.00038) |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR) | -0.055119 (0.01682) |

2 Cointegrating Equation(s):

Log likelihood

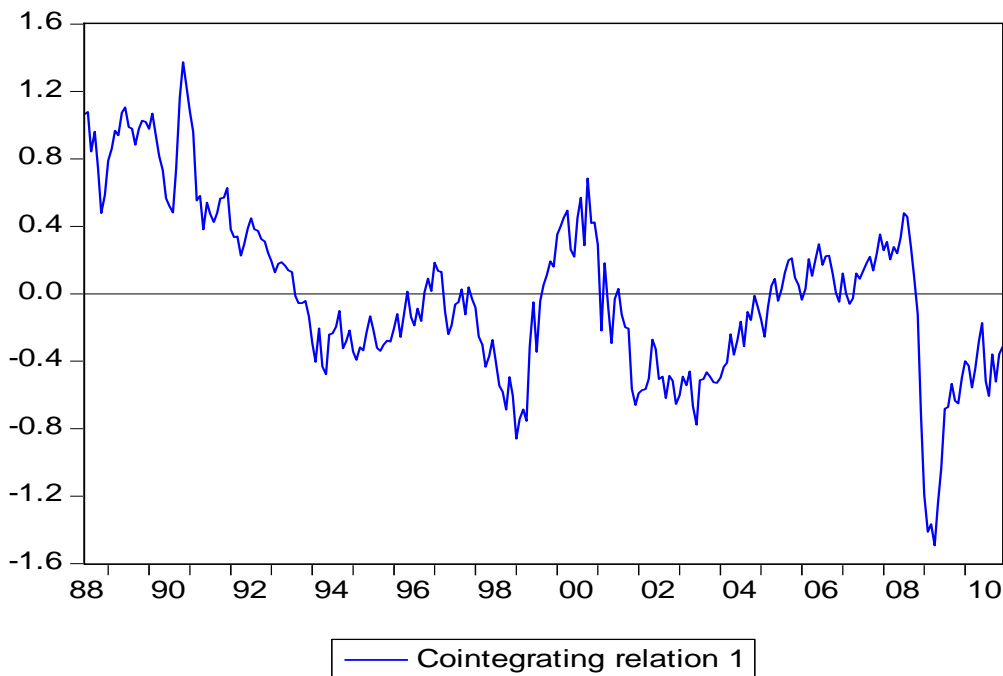
2026.178

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| LN_SP500INDEX | LN_CPI | LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR |
|---------------|----------|--------------------------|
| 1.000000 | 0.000000 | 0.212284 (0.29143) |
| 0.000000 | 1.000000 | -0.137581 (0.03890) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | | |
|-----------------------------|------------------------|------------------------|
| D(LN_SP500INDEX) | -0.039420 (0.01029) | 0.200997 (0.06062) |
| D(LN_CPI) | 0.000430 (0.00057) | -0.006824 (0.00337) |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR) | -0.056255 (0.02521) | 0.456338 (0.14849) |



Variabler: S&P 500, CPI, Brent Crude

Lags:7 rank:1 Ikke-stabilitet: 2 unit root

Vector Error Correction Estimates

Date: 04/16/11 Time: 12:13

Sample (adjusted): 1988M06 2010M12

Included observations: 271 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

| Cointegrating Eq: | CointEq1 |
|------------------------------|--------------------------------------|
| LN_SP500INDEX(-1) | 1.000000 |
| LN_CPI(-1) | -8.219732 (0.63934) [-12.8566] |
| LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR(-1) | 1.343161 (0.17111) [7.84975] |
| C | 30.95706 |

| Error Correction: | D(LN_SP500INDEX) | D(LN_CPI) | D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR) |
|----------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| CointEq1 | -0.016373 (0.00699) [-2.34317] | 0.001046 (0.00038) [2.73036] | -0.055119 (0.01682) [-3.27623] |
| D(LN_SP500INDEX(-1)) | 0.055592 (0.06240) [0.89092] | 0.001532 (0.00342) [0.44768] | 0.139389 (0.15024) [0.92778] |
| D(LN_SP500INDEX(-2)) | -0.037592 (0.06186) [-0.60771] | 0.005795 (0.00339) [1.70858] | 0.240145 (0.14894) [1.61236] |
| D(LN_SP500INDEX(-3)) | 0.092159 (0.06184) [1.49024] | 0.000473 (0.00339) [0.13939] | 0.257042 (0.14890) [1.72628] |
| D(LN_SP500INDEX(-4)) | 0.104258 (0.06196) [1.68267] | 0.002668 (0.00340) [0.78520] | -0.134797 (0.14918) [-0.90357] |
| D(LN_CPI(-1)) | 2.949125 (1.38136) [2.13494] | 0.474913 (0.07574) [6.27019] | 15.24529 (3.32595) [4.58374] |
| D(LN_CPI(-2)) | -0.814356 (1.47835) [-0.55086] | -0.315268 (0.08106) [-3.88936] | -4.607855 (3.55947) [-1.29453] |

| | | | |
|---|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| D(LN_CPI(-3)) | 0.473957 (1.48672) [0.31879] | -0.037465 (0.08152) [-0.45960] | 0.721446 (3.57963) [0.20154] |
| D(LN_CPI(-4)) | 2.378143 (1.41476) [1.68096] | -0.032254 (0.07757) [-0.41579] | 4.971729 (3.40636) [1.45954] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR(-1)) | -0.079867 (0.02916) [-2.73863] | -0.000975 (0.00160) [-0.61000] | -0.055027 (0.07022) [-0.78367] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR(-2)) | 0.049306 (0.02926) [1.68512] | 0.002794 (0.00160) [1.74128] | -0.024495 (0.07045) [-0.34769] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR(-3)) | 0.020623 (0.02948) [0.69950] | 0.001929 (0.00162) [1.19332] | 0.076035 (0.07099) [1.07112] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR(-4)) | -0.031042 (0.02956) [-1.05013] | -0.001181 (0.00162) [-0.72858] | -0.164283 (0.07117) [-2.30821] |
| C | -0.006875 (0.00628) [-1.09439] | 0.002044 (0.00034) [5.93445] | -0.033158 (0.01513) [-2.19228] |
| R-squared | 0.098347 | 0.258935 | 0.155442 |
| Adj. R-squared | 0.052738 | 0.221449 | 0.112721 |
| Sum sq. resids | 0.490320 | 0.001474 | 2.842483 |
| S.E. equation | 0.043679 | 0.002395 | 0.105168 |
| F-statistic | 2.156308 | 6.907548 | 3.638545 |
| Log likelihood | 471.1253 | 1257.973 | 233.0009 |
| Akaike AIC | -3.373618 | -9.180616 | -1.616243 |
| Schwarz SC | -3.187531 | -8.994528 | -1.430155 |
| Mean dependent | 0.005640 | 0.002319 | 0.006277 |
| S.D. dependent | 0.044878 | 0.002714 | 0.111648 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 7.85E-11 | |
| Determinant resid covariance | | 6.69E-11 | |
| Log likelihood | | 2020.847 | |
| Akaike information criterion | | -14.58190 | |
| Schwarz criterion | | -13.98376 | |

Modell 2 USA

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LN_SP500INDEX LN_TBILL_1 LN_CPI LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR

Exogenous variables: C

Date: 04/15/11 Time: 19:41

Sample: 1988M01 2010M12

Included observations: 264

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|----------|-----------|-----------|-----------|-------------------|------------|------------|
| 0 | -183.3084 | NA | 4.86e-05 | 1.419003 | 1.473184 | 1.440775 |
| 1 | 2086.326 | 4453.298 | 1.87e-12 | -15.65399 | -15.38308* | -15.54513 |
| 2 | 2124.681 | 74.09396 | 1.58e-12 | -15.82334 | -15.33571 | -15.62739 |
| 3 | 2154.506 | 56.71346 | 1.42e-12 | -15.92808 | -15.22372 | -15.64505* |
| 4 | 2174.100 | 36.66385 | 1.38e-12 | -15.95530 | -15.03422 | -15.58518 |
| 5 | 2186.068 | 22.03298 | 1.43e-12 | -15.92476 | -14.78696 | -15.46756 |
| 6 | 2203.452 | 31.47440 | 1.41e-12 | -15.93524 | -14.58071 | -15.39095 |
| 7 | 2223.762 | 36.15791 | 1.37e-12* | -15.96789* | -14.39664 | -15.33651 |
| 8 | 2233.624 | 17.25889 | 1.44e-12 | -15.92139 | -14.13342 | -15.20293 |
| 9 | 2250.996 | 29.87462* | 1.43e-12 | -15.93179 | -13.92709 | -15.12624 |
| 10 | 2263.908 | 21.81394 | 1.46e-12 | -15.90839 | -13.68697 | -15.01576 |
| 11 | 2277.795 | 23.03969 | 1.49e-12 | -15.89239 | -13.45424 | -14.91266 |
| 12 | 2292.456 | 23.88038 | 1.51e-12 | -15.88225 | -13.22737 | -14.81544 |

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Date: 04/16/11 Time: 11:57

Sample (adjusted): 1988M09 2010M12

Included observations: 268 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LN_SP500INDEX LN_TBILL_1 LN_CPI LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR

Lags interval (in first differences): 1 to 7

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|------------------------------|-----------------|--------------------|------------------------|---------------|
| None * | 0.141856 | 61.61356 | 47.85613 | 0.0015 |
| At most 1 | 0.043388 | 20.61392 | 29.79707 | 0.3821 |
| At most 2 | 0.030901 | 8.726156 | 15.49471 | 0.3913 |
| At most 3 | 0.001171 | 0.314140 | 3.841466 | 0.5751 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|------------------------------|-----------------|------------------------|------------------------|---------------|
| None * | 0.141856 | 40.99964 | 27.58434 | 0.0005 |
| At most 1 | 0.043388 | 11.88777 | 21.13162 | 0.5588 |
| At most 2 | 0.030901 | 8.412016 | 14.26460 | 0.3384 |
| At most 3 | 0.001171 | 0.314140 | 3.841466 | 0.5751 |

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

| LN_SP500INDEX | LN_TBILL_1 | LN_CPI | LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR |
|---------------|------------|-----------|--------------------------|
| 2.217175 | 0.266257 | -22.98088 | 3.696007 |
| -6.404838 | 1.515420 | 29.89135 | -3.580945 |
| -1.448250 | 1.725885 | 10.45153 | 0.373644 |
| -1.691700 | -0.560759 | 0.301655 | 1.648204 |

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

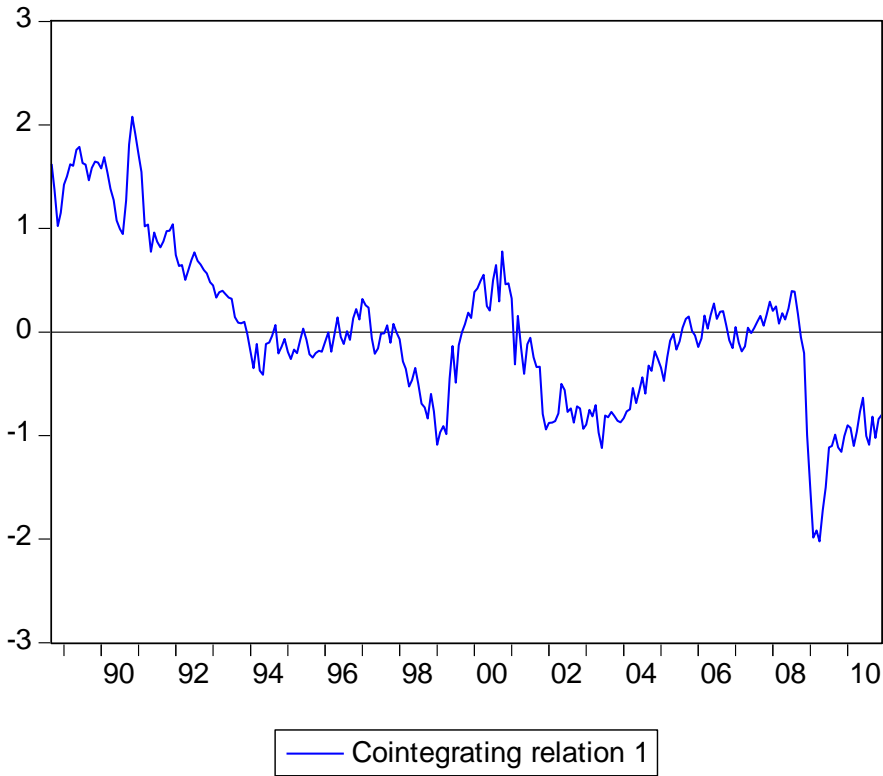
| D(LN_SP500INDEX) | -0.000537 | 0.007603 | -0.003090 | -0.000210 |
|-----------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| D(LN_TBILL_1) | -0.011794 | -0.010801 | -0.014507 | 0.001260 |
| D(LN_CPI) | 0.000441 | -5.17E-05 | -0.000139 | -5.84E-05 |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR) | -0.015768 | -0.004114 | -0.003131 | -0.002958 |

1 Cointegrating Equation(s):

Log likelihood

2256.954

| | | | |
|-----------------------------|-----------|-----------|-----------|
| D(LN_CPI) | 0.001509 | -0.000201 | -0.013125 |
| | (0.00098) | (0.00033) | (0.00553) |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR) | -0.004077 | -0.015837 | 0.206670 |
| | (0.04414) | (0.01473) | (0.24918) |



Variabler: S&P 500, T-bill 1, CPI, Brent Crude, KPI

Lags:7 Rank:1 Ikke-stabil: 2 unit root moduli

Vector Error Correction Estimates

Date: 04/16/11 Time: 12:37

Sample (adjusted): 1988M09 2010M12

Included observations: 268 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

| Cointegrating Eq: | CointEq1 |
|------------------------------|--------------------------------------|
| LN_SP500INDEX(-1) | 1.000000 |
| LN_TBILL_1(-1) | 0.120088 (0.13308) [0.90239] |
| LN_CPI(-1) | -10.36494 (1.07290) [-9.66066] |
| LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR(-1) | 1.666989 (0.27053) [6.16190] |
| C | 40.73176 |

| Error Correction: | D(LN_SP500INDEX) | D(LN_TBILL_1) | D(LN_CPI) | D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR) |
|----------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|
| CointEq1 | -0.001191 (0.00589) [-0.20216] | -0.026148 (0.01554) [-1.68239] | 0.000977 (0.00031) [3.11184] | -0.034961 (0.01414) [-2.47251] |
| D(LN_SP500INDEX(-1)) | 0.101844 (0.06579) [1.54811] | 0.372062 (0.17356) [2.14376] | 0.001685 (0.00351) [0.48055] | 0.055832 (0.15789) [0.35360] |
| D(LN_SP500INDEX(-2)) | -0.047923 (0.06665) [-0.71905] | 0.457227 (0.17583) [2.60042] | 0.008558 (0.00355) [2.40948] | 0.325994 (0.15996) [2.03797] |
| D(LN_SP500INDEX(-3)) | 0.099260 (0.06711) [1.47897] | 0.038720 (0.17706) [0.21869] | 0.002426 (0.00358) [0.67840] | 0.283142 (0.16108) [1.75776] |
| D(LN_SP500INDEX(-4)) | 0.099453 (0.06741) [1.47529] | -0.109956 (0.17785) [-0.61826] | 0.002134 (0.00359) [0.59395] | -0.140352 (0.16180) [-0.86745] |
| D(LN_SP500INDEX(-5)) | -0.028842 (0.06721) | -0.081016 (0.17730) | -0.002496 (0.00358) | 0.217904 (0.16130) |

| | | | | |
|----------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| | [-0.42916] | [-0.45694] | [-0.69690] | [1.35092] |
| D(LN_SP500INDEX(-6)) | -0.046205 (0.06726) [-0.68699] | 0.514488 (0.17744) [2.89955] | -0.006911 (0.00358) [-1.92802] | -0.104423 (0.16142) [-0.64689] |
| D(LN_SP500INDEX(-7)) | 0.076506 (0.06748) [1.13368] | 0.134634 (0.17804) [0.75621] | 0.000963 (0.00360) [0.26772] | 0.087602 (0.16197) [0.54085] |
| D(LN_TBILL_1(-1)) | 0.027626 (0.02458) [1.12371] | -0.197957 (0.06486) [-3.05215] | -0.003939 (0.00131) [-3.00685] | -0.081693 (0.05901) [-1.38451] |
| D(LN_TBILL_1(-2)) | -0.019982 (0.02462) [-0.81148] | 0.198857 (0.06496) [3.06111] | -0.000118 (0.00131) [-0.08989] | 0.065280 (0.05910) [1.10458] |
| D(LN_TBILL_1(-3)) | 0.006011 (0.02473) [0.24306] | -0.066408 (0.06525) [-1.01782] | 0.001420 (0.00132) [1.07741] | -0.018244 (0.05936) [-0.30736] |
| D(LN_TBILL_1(-4)) | 0.016967 (0.02470) [0.68696] | -0.030034 (0.06516) [-0.46093] | 0.001265 (0.00132) [0.96078] | -0.027097 (0.05928) [-0.45710] |
| D(LN_TBILL_1(-5)) | -0.053510 (0.02416) [-2.21511] | 0.118366 (0.06373) [1.85730] | -0.001649 (0.00129) [-1.28106] | -0.003065 (0.05798) [-0.05286] |
| D(LN_TBILL_1(-6)) | 0.023976 (0.02342) [1.02358] | 0.199683 (0.06180) [3.23128] | 0.002845 (0.00125) [2.27925] | 0.065634 (0.05622) [1.16745] |
| D(LN_TBILL_1(-7)) | 0.009666 (0.02411) [0.40082] | 0.121249 (0.06362) [1.90584] | 0.000920 (0.00129) [0.71577] | -0.001625 (0.05788) [-0.02807] |
| D(LN_CPI(-1)) | 3.155764 (1.48992) [2.11807] | 5.959952 (3.93070) [1.51626] | 0.462608 (0.07940) [5.82620] | 16.45115 (3.57597) [4.60047] |
| D(LN_CPI(-2)) | -1.714596 (1.58501) [-1.08176] | 0.788509 (4.18156) [0.18857] | -0.329980 (0.08447) [-3.90654] | -5.103997 (3.80419) [-1.34168] |
| D(LN_CPI(-3)) | -0.403191 (1.60049) [-0.25192] | 17.47089 (4.22239) [4.13768] | -0.083342 (0.08529) [-0.97712] | 1.169847 (3.84134) [0.30454] |
| D(LN_CPI(-4)) | 2.064865 (1.63687) [1.26147] | -2.781830 (4.31838) [-0.64418] | 0.069010 (0.08723) [0.79110] | 6.631918 (3.92867) [1.68808] |

| | | | | |
|---------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| D(LN_CPI(-5)) | -1.977777 (1.62137) [-1.21982] | 1.433750 (4.27749) [0.33518] | -0.170661 (0.08641) [-1.97509] | 1.941984 (3.89147) [0.49904] |
| D(LN_CPI(-6)) | -0.516250 (1.62803) [-0.31710] | 0.415004 (4.29505) [0.09662] | 0.013280 (0.08676) [0.15307] | -1.621634 (3.90744) [-0.41501] |
| D(LN_CPI(-7)) | -1.043561 (1.51863) [-0.68717] | -1.283195 (4.00644) [-0.32028] | -0.087619 (0.08093) [-1.08263] | 0.655081 (3.64488) [0.17973] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR(-1)) | -0.102141 (0.03141) [-3.25188] | 0.095317 (0.08286) [1.15027] | -0.000402 (0.00167) [-0.23999] | -0.071414 (0.07539) [-0.94730] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR(-2)) | 0.047131 (0.03122) [1.50952] | 0.186706 (0.08237) [2.26667] | 0.003297 (0.00166) [1.98147] | -0.071095 (0.07494) [-0.94873] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR(-3)) | 0.022604 (0.03227) [0.70055] | -0.085914 (0.08513) [-1.00926] | 0.003661 (0.00172) [2.12918] | 0.079043 (0.07744) [1.02065] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR(-4)) | -0.025507 (0.03152) [-0.80933] | -0.040725 (0.08315) [-0.48980] | -0.001467 (0.00168) [-0.87320] | -0.222029 (0.07564) [-2.93523] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR(-5)) | -0.023212 (0.03144) [-0.73834] | -0.045471 (0.08294) [-0.54825] | -0.000739 (0.00168) [-0.44090] | -0.124707 (0.07545) [-1.65276] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR(-6)) | 0.033167 (0.03131) [1.05935] | -0.046290 (0.08260) [-0.56041] | 0.001300 (0.00167) [0.77939] | -0.052278 (0.07515) [-0.69570] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR(-7)) | -0.012781 (0.03160) [-0.40448] | 0.081358 (0.08336) [0.97596] | -0.000114 (0.00168) [-0.06741] | -0.124917 (0.07584) [-1.64713] |
| C | 0.005867 (0.00961) [0.61069] | -0.067268 (0.02534) [-2.65423] | 0.002539 (0.00051) [4.95884] | -0.040169 (0.02306) [-1.74218] |
| R-squared | 0.171291 | 0.344416 | 0.353439 | 0.219918 |
| Adj. R-squared | 0.070314 | 0.264533 | 0.274656 | 0.124866 |
| Sum sq. resids | 0.450334 | 3.134343 | 0.001279 | 2.594154 |

| | | | | |
|----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| S.E. equation | 0.043499 | 0.114758 | 0.002318 | 0.104402 |
| F-statistic | 1.696333 | 4.311546 | 4.486255 | 2.313662 |
| Log likelihood | 475.8173 | 215.8325 | 1261.584 | 241.1798 |
| Akaike AIC | -3.326995 | -1.386810 | -9.190924 | -1.575969 |
| Schwarz SC | -2.925019 | -0.984834 | -8.788948 | -1.173993 |
| Mean dependent | 0.005554 | -0.011896 | 0.002297 | 0.006454 |
| S.D. dependent | 0.045114 | 0.133815 | 0.002722 | 0.111602 |

| | |
|---|------------------|
| Determinant resid covariance (dof adj.) | 9.15E-13 |
| Determinant resid covariance | 5.69E-13 |
| Log likelihood | 2256.954 |
| Akaike information criterion | -15.91756 |
| Schwarz criterion | -14.25606 |

Modell 3 USA

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LN_SP500INDEX LN_TBILL_3 LN_CPI LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR

Exogenous variables: C

Date: 04/15/11 Time: 20:10

Sample: 1988M01 2010M12

Included observations: 264

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|-----------|-----------|-----------|-------------------|------------|------------|
| 0 | -224.4988 | NA | 6.64e-05 | 1.731051 | 1.785232 | 1.752823 |
| 1 | 2025.533 | 4414.834 | 2.96e-12 | -15.19343 | -14.92252 | -15.08457 |
| 2 | 2074.665 | 94.91512 | 2.31e-12 | -15.44443 | -14.95680* | -15.24849* |
| 3 | 2096.341 | 41.21731 | 2.21e-12 | -15.48743 | -14.78308 | -15.20440 |
| 4 | 2120.258 | 44.75265 | 2.08e-12* | -15.54741* | -14.62633 | -15.17729 |
| 5 | 2130.943 | 19.67137 | 2.17e-12 | -15.50715 | -14.36934 | -15.04994 |
| 6 | 2146.423 | 28.02696 | 2.18e-12 | -15.50320 | -14.14868 | -14.95891 |
| 7 | 2158.405 | 21.33238 | 2.25e-12 | -15.47277 | -13.90152 | -14.84139 |
| 8 | 2167.731 | 16.32102 | 2.37e-12 | -15.42221 | -13.63423 | -14.70374 |
| 9 | 2182.832 | 25.96814 | 2.39e-12 | -15.41539 | -13.41069 | -14.60984 |
| 10 | 2196.089 | 22.39742 | 2.45e-12 | -15.39462 | -13.17319 | -14.50198 |
| 11 | 2213.972 | 29.66956* | 2.42e-12 | -15.40888 | -12.97074 | -14.42916 |
| 12 | 2223.187 | 15.00819 | 2.56e-12 | -15.35748 | -12.70260 | -14.29067 |

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Date: 04/16/11 Time: 12:07
Sample (adjusted): 1988M06 2010M12
Included observations: 271 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: LN_SP500INDEX LN_TBILL_3 LN_CPI LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR
Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|------------------------------|------------|--------------------|------------------------|---------|
| None * | 0.160179 | 65.64987 | 47.85613 | 0.0005 |
| At most 1 | 0.039990 | 18.34231 | 29.79707 | 0.5409 |
| At most 2 | 0.025613 | 7.282414 | 15.49471 | 0.5450 |
| At most 3 | 0.000925 | 0.250767 | 3.841466 | 0.6165 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|------------------------------|------------|------------------------|------------------------|---------|
| None * | 0.160179 | 47.30756 | 27.58434 | 0.0001 |
| At most 1 | 0.039990 | 11.05990 | 21.13162 | 0.6413 |
| At most 2 | 0.025613 | 7.031647 | 14.26460 | 0.4854 |
| At most 3 | 0.000925 | 0.250767 | 3.841466 | 0.6165 |

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'*S11*b=I):

| | LN_TBILL_ 3 | LN_CPI | LN_BRENTCRUDEOILDOL LARPR |
|---------------|----------------|-----------|------------------------------|
| LN_SP500INDEX | 1.879141 | -18.20946 | 3.258924 |
| | 0.238990 | 19.37491 | -2.459118 |
| | 0.653016 | 19.76559 | -0.050376 |
| | 1.308904 | -9.378541 | 1.711377 |
| | -1.101542 | | |

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

| | | | | |
|-----------------------------|-----------|----------|-----------|-----------|
| D(LN_SP500INDEX) | -0.004099 | 0.007757 | -0.001300 | 0.000154 |
| D(LN_TBILL_3) | -0.006564 | 0.001012 | -0.023638 | 0.000537 |
| D(LN_CPI) | 0.000403 | 0.000163 | -0.000131 | -5.45E-05 |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR) | -0.019944 | 0.000685 | -0.002672 | -0.002704 |

| | | |
|------------------------------|----------------|----------|
| 1 Cointegrating Equation(s): | Log likelihood | 2180.168 |
|------------------------------|----------------|----------|

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| | LN_TBILL_3 | LN_CPI | LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR |
|---------------|------------|-----------|--------------------------|
| LN_SP500INDEX | 0.127180 | -9.690312 | 1.734263 |
| 1.000000 | (0.10111) | (0.97381) | (0.26189) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | | | |
|-----------------------------|-----------|--|--|
| D(LN_SP500INDEX) | -0.007703 | | |
| | (0.00485) | | |
| D(LN_TBILL_3) | -0.012335 | | |
| | (0.01767) | | |
| D(LN_CPI) | 0.000758 | | |
| | (0.00027) | | |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR) | -0.037478 | | |
| | (0.01198) | | |

| | | |
|------------------------------|----------------|----------|
| 2 Cointegrating Equation(s): | Log likelihood | 2185.698 |
|------------------------------|----------------|----------|

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| | LN_TBILL_3 | LN_CPI | LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR |
|---------------|------------|-----------|--------------------------|
| LN_SP500INDEX | 0.000000 | -6.828593 | 1.122498 |
| 1.000000 | (0.00000) | (0.61602) | (0.16566) |
| 0.000000 | 1.000000 | -22.50125 | 4.810212 |
| | | (4.75907) | (1.27978) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | | | |
|-----------------------------|-----------|-----------|--|
| D(LN_SP500INDEX) | -0.046403 | 0.004086 | |
| | (0.01351) | (0.00176) | |
| D(LN_TBILL_3) | -0.017386 | -0.000908 | |
| | (0.05014) | (0.00654) | |
| D(LN_CPI) | -5.74E-05 | 0.000203 | |
| | (0.00078) | (0.00010) | |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR) | -0.040897 | -0.004319 | |
| | (0.03398) | (0.00443) | |

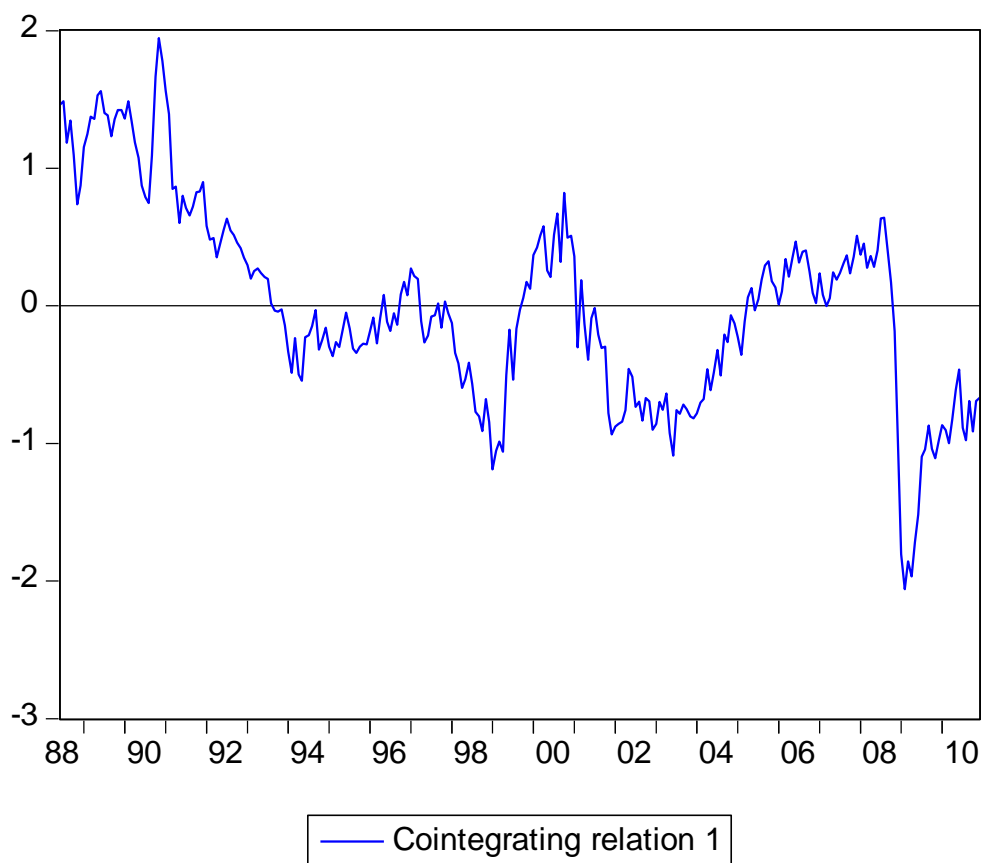
| | | |
|------------------------------|----------------|----------|
| 3 Cointegrating Equation(s): | Log likelihood | 2189.214 |
|------------------------------|----------------|----------|

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| | LN_TBILL_3 | LN_CPI | LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR |
|---------------|------------|-----------|--------------------------|
| LN_SP500INDEX | 0.000000 | 0.000000 | 0.597367 |
| 1.000000 | (0.00000) | (0.00000) | (0.40539) |
| 0.000000 | 1.000000 | 0.000000 | 3.079825 |
| | | | (0.90758) |
| 0.000000 | 0.000000 | 1.000000 | -0.076902 |
| | | | (0.05599) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | | | |
|--------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| D(LN_SP500INDEX) | -0.040829 (0.01733) | 0.002384 (0.00375) | 0.199244 (0.08390) |
| D(LN_TBILL_3) | 0.083974 (0.06354) | -0.031847 (0.01376) | -0.328063 (0.30766) |
| D(LN_CPI) | 0.000504 (0.00100) | 3.16E-05 (0.00022) | -0.006765 (0.00482) |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLAR R) | -0.029439 (0.04360) | -0.007816 (0.00944) | 0.323641 (0.21112) |



Variabler: S&P 500, T-bill 3, CPI, Brent Crude

Lags:4

Rank:1

Ikke-stabil: 3 unit root moduli

Vector Error Correction Estimates

Date: 04/16/11 Time: 12:08

Sample (adjusted): 1988M06 2010M12

Included observations: 271 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

| Cointegrating Eq: | CointEq1 |
|---------------------------------|--------------------------------------|
| LN_SP500INDEX(-1) | 1.000000 |
| LN_TBILL_3(-1) | 0.127180 (0.10111) [1.25784] |
| LN_CPI(-1) | -9.690312 (0.97381) [-9.95089] |
| LN_BRENTCRUDEOILDOLLAR R(-1) | 1.734263 (0.26189) [6.62199] |
| C | 37.05369 |

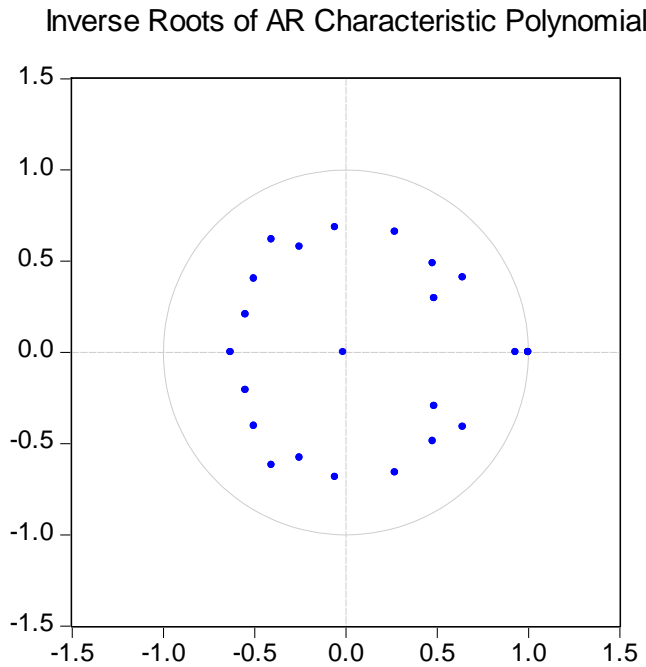
| Error Correction: | D(LN_SP500IND EX) | D(LN_TBILL _3) | D(LN_CP I) | D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLA RPR) |
|----------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|
| CointEq1 | -0.007703 (0.00485) [-1.58872] | -0.012335 (0.01767) [-0.69799] | 0.000758 (0.00027) [2.75987] | -0.037478 (0.01198) [-3.12870] |
| D(LN_SP500INDEX(-1)) | 0.104367 (0.06534) [1.59718] | 0.710995 (0.23818) [2.98517] | 0.000958 (0.00370) [0.25887] | 0.031200 (0.16144) [0.19326] |
| D(LN_SP500INDEX(-2)) | 0.008871 (0.06471) [0.13708] | 0.230772 (0.23588) [0.97835] | 0.007047 (0.00366) [1.92326] | 0.234321 (0.15988) [1.46557] |
| D(LN_SP500INDEX(-3)) | 0.038044 (0.06244) [0.60924] | -0.107609 (0.22761) [-0.47279] | 0.000260 (0.00354) [0.07356] | 0.204644 (0.15428) [1.32649] |
| D(LN_SP500INDEX(-4)) | 0.082132 (0.06139) [1.33784] | 0.218795 (0.22377) [0.97779] | 0.003001 (0.00348) [0.86350] | -0.146796 (0.15167) [-0.96784] |
| D(LN_TBILL_3(-1)) | -0.048425 (0.01809) | 0.069029 (0.06595) | 0.000311 (0.00102) | 0.085888 (0.04470) |

| | | | | | |
|-------------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------|
| | | [-2.67639] | [1.04670] | [0.30385] | [1.92135] |
| D(LN_TBILL_3(-2)) | 0.036556 (0.01784) | 0.017908 (0.06501) | -0.000984 (0.00101) | -0.016184 (0.04406) | |
| | [2.04963] | [0.27547] | [- | 0.97467] | [-0.36729] |
| D(LN_TBILL_3(-3)) | 0.046285 (0.01814) | -0.144287 (0.06610) | 0.000587 (0.00103) | 0.057323 (0.04481) | |
| | [2.55211] | [-2.18273] | [0.57142] | [1.27935] | |
| D(LN_TBILL_3(-4)) | -0.032408 (0.01774) | -0.107700 (0.06466) | -0.000553 (0.00100) | 0.000804 (0.04383) | |
| | [-1.82688] | [-1.66564] | [- | 0.55047] | [0.01835] |
| D(LN_CPI(-1)) | 3.636641 (1.37207) | 22.10741 (5.00111) | 0.467529 (0.07768) | 14.86664 (3.38985) | |
| | [2.65047] | [4.42050] | [6.01855] | [4.38563] | |
| D(LN_CPI(-2)) | -0.885863 (1.49026) | 0.798844 (5.43188) | -0.321000 (0.08437) | -5.693953 (3.68183) | |
| | [-0.59444] | [0.14707] | [- | 3.80455] | [-1.54650] |
| D(LN_CPI(-3)) | -0.610541 (1.50792) | -18.29290 (5.49627) | -0.033468 (0.08537) | 0.045518 (3.72548) | |
| | [-0.40489] | [-3.32824] | [- | 0.39202] | [0.01222] |
| D(LN_CPI(-4)) | 0.928509 (1.47850) | 7.697226 (5.38901) | -0.032249 (0.08371) | 5.581957 (3.65278) | |
| | [0.62801] | [1.42832] | [- | 0.38527] | [1.52814] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLA RPR(-1)) | -0.090728 (0.02877) | -0.129188 (0.10486) | -0.000648 (0.00163) | -0.065208 (0.07107) | |
| | [-3.15382] | [-1.23205] | [- | 0.39757] | [-0.91747] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLA RPR(-2)) | 0.039198 (0.02913) | 0.095571 (0.10616) | 0.002893 (0.00165) | -0.039189 (0.07196) | |
| | [1.34580] | [0.90023] | [1.75414] | [-0.54459] | |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLA RPR(-3)) | 0.029095 (0.02915) | 0.177435 (0.10623) | 0.002193 (0.00165) | 0.074052 (0.07201) | |
| | [0.99825] | [1.67024] | [1.32890] | [1.02840] | |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLA RPR(-4)) | -0.023092 (0.02895) | -0.080566 (0.10553) | -0.001135 (0.00164) | -0.179121 (0.07153) | |
| | [-0.79753] | [-0.76341] | [- | 0.69265] | [-2.50403] |

| | | | | |
|---|--------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|
| C | -0.002442 (0.00660) [-0.37022] | -0.050180 (0.02404) [-2.08718] | 0.002049 (0.00037) [5.48623] | -0.026570 (0.01630) [-1.63047] |
| R-squared | 0.160612 | 0.259757 | 0.264460 | 0.172171 |
| Adj. R-squared | 0.104210 | 0.210017 | 0.215037 | 0.116547 |
| Sum sq. resids | 0.456460 | 6.064292 | 0.001463 | 2.786177 |
| S.E. equation | 0.042476 | 0.154821 | 0.002405 | 0.104941 |
| F-statistic | 2.847646 | 5.222331 | 5.350891 | 3.095225 |
| Log likelihood | 480.8212 | 130.3271 | 1258.988 | 235.7119 |
| Akaike AIC | -3.415655 | -0.828983 | -9.158580 | -1.606730 |
| Schwarz SC | -3.176400 | -0.589727 | -8.919324 | -1.367475 |
| Mean dependent | 0.005640 | -0.013423 | 0.002319 | 0.006277 |
| S.D. dependent | 0.044878 | 0.174189 | 0.002714 | 0.111648 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 1.59E-12 | | |
| Determinant resid covariance | | 1.21E-12 | | |
| Log likelihood | | 2180.168 | | |
| Akaike information criterion | | -15.52892 | | |
| Schwarz criterion | | -14.51873 | | |

8.3 Vedlegg 3: Residualtest for utvalgte modeller

Modell 1 Norge



VEC Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag
order h
Date: 04/15/11 Time: 20:11
Sample: 1988M01 2010M12
Included observations: 270

| Lags | LM-Stat | Prob |
|------|----------|--------|
| 1 | 16.57026 | 0.4139 |
| 2 | 11.74616 | 0.7613 |
| 3 | 14.61643 | 0.5529 |
| 4 | 19.96179 | 0.2219 |
| 5 | 12.83618 | 0.6847 |
| 6 | 11.85425 | 0.7540 |
| 7 | 17.52367 | 0.3525 |
| 8 | 23.25926 | 0.1070 |
| 9 | 7.662148 | 0.9583 |
| 10 | 17.12356 | 0.3776 |
| 11 | 15.50011 | 0.4884 |
| 12 | 26.34402 | 0.0494 |

Probs from chi-square with 16 df.

VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 04/15/11 Time: 20:15
 Sample: 1988M01 2010M12
 Included observations: 270

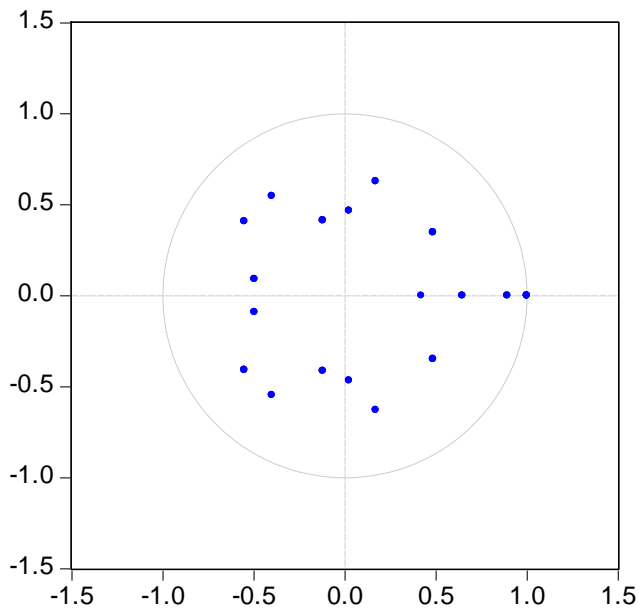
| Component | Skewness | Chi-sq | Df | Prob. |
|-----------|-----------|----------|----|--------|
| 1 | -0.755022 | 25.65260 | 1 | 0.0000 |
| 2 | 0.217248 | 2.123850 | 1 | 0.1450 |
| 3 | 0.587002 | 15.50571 | 1 | 0.0001 |
| 4 | -0.050792 | 0.116091 | 1 | 0.7333 |
| Joint | | 43.39825 | 4 | 0.0000 |

| Component | Kurtosis | Chi-sq | Df | Prob. |
|-----------|----------|----------|----|--------|
| 1 | 3.689481 | 5.348073 | 1 | 0.0207 |
| 2 | 3.296945 | 0.991983 | 1 | 0.3193 |
| 3 | 7.083559 | 187.5989 | 1 | 0.0000 |
| 4 | 6.896609 | 170.8151 | 1 | 0.0000 |
| Joint | | 364.7540 | 4 | 0.0000 |

| Component | Jarque-Bera | df | Prob. |
|-----------|-------------|----|--------|
| 1 | 31.00068 | 2 | 0.0000 |
| 2 | 3.115833 | 2 | 0.2106 |
| 3 | 203.1046 | 2 | 0.0000 |
| 4 | 170.9311 | 2 | 0.0000 |
| Joint | 408.1522 | 8 | 0.0000 |

Modell 2 Norge

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



VEC Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag
 order h
 Date: 04/15/11 Time: 21:12
 Sample: 1988M01 2010M12
 Included observations: 271

| Lags | LM-Stat | Prob |
|------|----------|--------|
| 1 | 7.053835 | 0.9722 |
| 2 | 18.00793 | 0.3234 |
| 3 | 11.45548 | 0.7805 |
| 4 | 12.71165 | 0.6937 |
| 5 | 7.959379 | 0.9501 |
| 6 | 23.35803 | 0.1045 |
| 7 | 8.093821 | 0.9460 |
| 8 | 15.66538 | 0.4765 |
| 9 | 11.95928 | 0.7468 |
| 10 | 13.20615 | 0.6576 |
| 11 | 21.29753 | 0.1674 |
| 12 | 22.95160 | 0.1150 |

Probs from chi-square with 16 df.

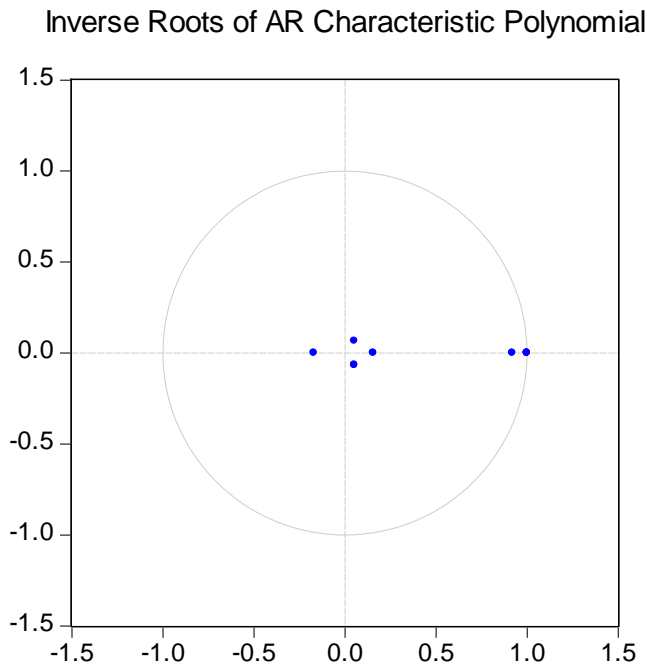
VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 04/15/11 Time: 21:13
 Sample: 1988M01 2010M12
 Included observations: 271

| Component | Skewness | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|-----------|----------|----|--------|
| 1 | -0.828269 | 30.98569 | 1 | 0.0000 |
| 2 | 1.386941 | 86.88290 | 1 | 0.0000 |
| 3 | 0.137417 | 0.852902 | 1 | 0.3557 |
| 4 | -0.494963 | 11.06533 | 1 | 0.0009 |
| Joint | | 129.7868 | 4 | 0.0000 |

| Component | Kurtosis | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|----------|----------|----|--------|
| 1 | 4.304822 | 19.22476 | 1 | 0.0000 |
| 2 | 19.77983 | 3179.312 | 1 | 0.0000 |
| 3 | 3.225825 | 0.575842 | 1 | 0.4479 |
| 4 | 7.800626 | 260.2279 | 1 | 0.0000 |
| Joint | | 3459.340 | 4 | 0.0000 |

| Component | Jarque-Bera | df | Prob. |
|-----------|-------------|----|--------|
| 1 | 50.21045 | 2 | 0.0000 |
| 2 | 3266.195 | 2 | 0.0000 |
| 3 | 1.428744 | 2 | 0.4895 |
| 4 | 271.2932 | 2 | 0.0000 |
| Joint | 3589.127 | 8 | 0.0000 |

Modell 3 Norge



VEC Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
 Date: 04/15/11 Time: 21:18
 Sample: 1988M01 2010M12
 Included observations: 274

| Lags | LM-Stat | Prob |
|------|----------|--------|
| 1 | 21.21214 | 0.1705 |
| 2 | 25.17124 | 0.0669 |
| 3 | 30.61926 | 0.0150 |
| 4 | 26.66592 | 0.0453 |
| 5 | 15.22894 | 0.5079 |
| 6 | 24.10026 | 0.0873 |
| 7 | 16.89772 | 0.3922 |
| 8 | 21.09983 | 0.1747 |
| 9 | 13.71715 | 0.6198 |
| 10 | 15.46008 | 0.4912 |
| 11 | 29.30156 | 0.0220 |
| 12 | 12.75651 | 0.6905 |

Probs from chi-square with 16 df.

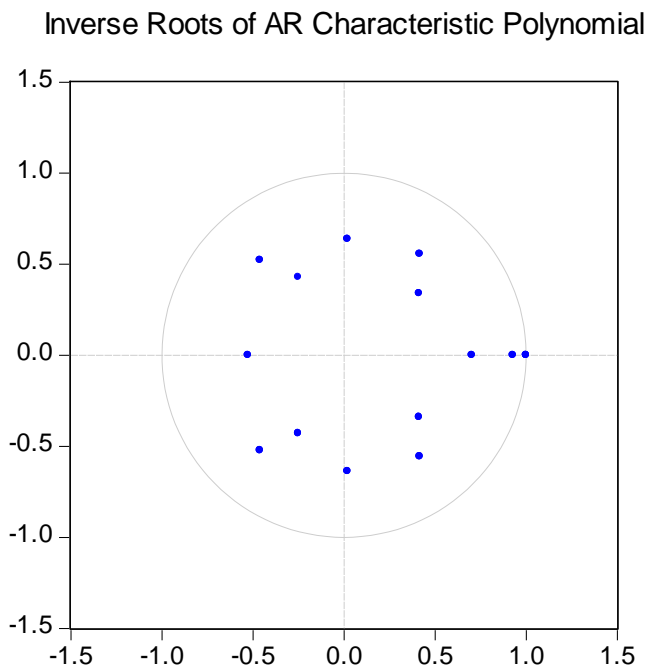
VEC Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 04/15/11 Time: 21:19
 Sample: 1988M01 2010M12
 Included observations: 274

| Component | Skewness | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|-----------|----------|----|--------|
| 1 | -0.935409 | 39.95785 | 1 | 0.0000 |
| 2 | 1.072015 | 52.48085 | 1 | 0.0000 |
| 3 | 0.043001 | 0.084441 | 1 | 0.7714 |
| 4 | 0.064742 | 0.191412 | 1 | 0.6617 |
| Joint | | 92.71455 | 4 | 0.0000 |

| Component | Kurtosis | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|----------|----------|----|--------|
| 1 | 4.822733 | 37.93022 | 1 | 0.0000 |
| 2 | 22.92894 | 4534.276 | 1 | 0.0000 |
| 3 | 3.537849 | 3.302626 | 1 | 0.0692 |
| 4 | 2.801314 | 0.450687 | 1 | 0.5020 |
| Joint | | 4575.959 | 4 | 0.0000 |

| Component | Jarque-Bera | df | Prob. |
|-----------|-------------|----|--------|
| 1 | 77.88806 | 2 | 0.0000 |
| 2 | 4586.757 | 2 | 0.0000 |
| 3 | 3.387066 | 2 | 0.1839 |
| 4 | 0.642099 | 2 | 0.7254 |
| Joint | 4668.674 | 8 | 0.0000 |

Modell 1 USA



VEC Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
Date: 04/16/11 Time: 12:15
Sample: 1988M01 2010M12
Included observations: 271

| Lags | LM-Stat | Prob |
|------|----------|--------|
| 1 | 13.10749 | 0.1578 |
| 2 | 15.78977 | 0.0714 |
| 3 | 10.28032 | 0.3283 |
| 4 | 22.68841 | 0.0069 |

Probs from chi-square with 9 df.

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Date: 04/16/11 Time: 12:15

Sample: 1988M01 2010M12

Included observations: 271

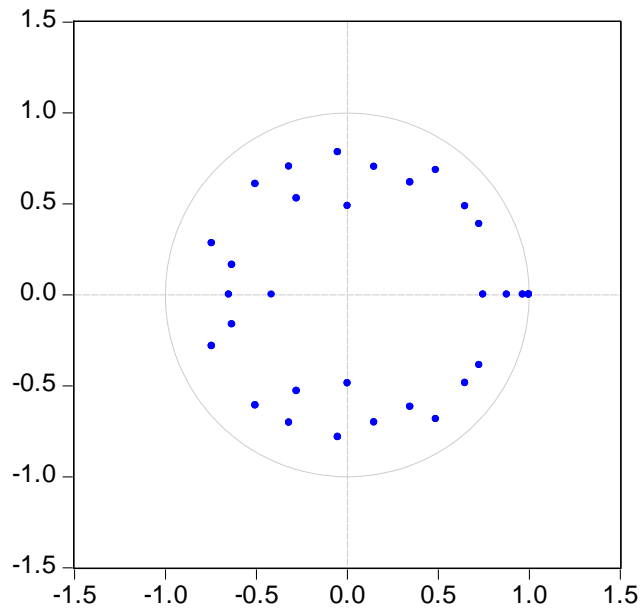
| Component | Skewness | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|-----------|----------|----|--------|
| 1 | -0.317244 | 4.545750 | 1 | 0.0330 |
| 2 | -0.537368 | 13.04253 | 1 | 0.0003 |
| 3 | -0.118045 | 0.629380 | 1 | 0.4276 |
| Joint | | 18.21766 | 3 | 0.0004 |

| Component | Kurtosis | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|----------|----------|----|--------|
| 1 | 3.754860 | 6.434150 | 1 | 0.0112 |
| 2 | 7.686699 | 248.0231 | 1 | 0.0000 |
| 3 | 3.820180 | 7.595844 | 1 | 0.0059 |
| Joint | | 262.0531 | 3 | 0.0000 |

| Component | Jarque-Bera | df | Prob. |
|-----------|-------------|----|--------|
| 1 | 10.97990 | 2 | 0.0041 |
| 2 | 261.0656 | 2 | 0.0000 |
| 3 | 8.225223 | 2 | 0.0164 |
| Joint | 280.2708 | 6 | 0.0000 |

Modell 2 USA

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Date: 04/16/11 Time: 12:39

Sample: 1988M01 2010M12

Included observations: 268

| Lags | LM-Stat | Prob |
|------|----------|--------|
| 1 | 24.95492 | 0.0706 |
| 2 | 22.89460 | 0.1166 |
| 3 | 24.33806 | 0.0824 |
| 4 | 12.27743 | 0.7247 |
| 5 | 19.35853 | 0.2505 |
| 6 | 23.63799 | 0.0977 |
| 7 | 12.47482 | 0.7107 |

Probs from chi-square with 16 df.

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Date: 04/16/11 Time: 12:40

Sample: 1988M01 2010M12

Included observations: 268

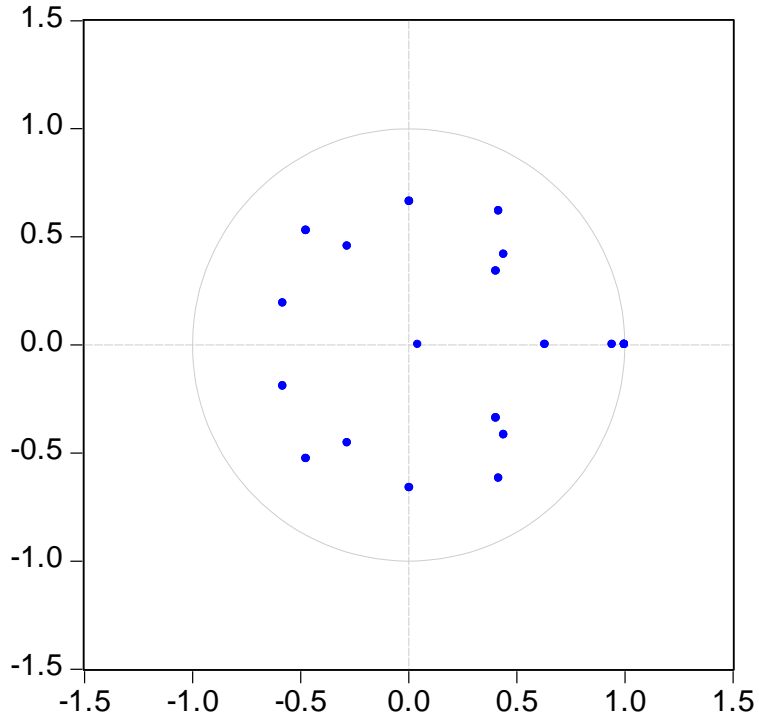
| Component | Skewness | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|-----------|----------|----|--------|
| 1 | -0.367307 | 6.026194 | 1 | 0.0141 |
| 2 | 0.221211 | 2.185733 | 1 | 0.1393 |
| 3 | -0.061963 | 0.171494 | 1 | 0.6788 |
| 4 | -0.176500 | 1.391474 | 1 | 0.2382 |
| Joint | | 9.774895 | 4 | 0.0444 |

| Component | Kurtosis | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|----------|----------|----|--------|
| 1 | 2.801630 | 0.439415 | 1 | 0.5074 |
| 2 | 14.46878 | 1468.784 | 1 | 0.0000 |
| 3 | 5.431568 | 66.02318 | 1 | 0.0000 |
| 4 | 3.330676 | 1.221036 | 1 | 0.2692 |
| Joint | | 1536.467 | 4 | 0.0000 |

| Component | Jarque-Bera | df | Prob. |
|-----------|-------------|----|--------|
| 1 | 6.465609 | 2 | 0.0394 |
| 2 | 1470.969 | 2 | 0.0000 |
| 3 | 66.19468 | 2 | 0.0000 |
| 4 | 2.612510 | 2 | 0.2708 |
| Joint | 1546.242 | 8 | 0.0000 |

Modell 3 USA

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Date: 04/16/11 Time: 12:09

Sample: 1988M01 2010M12

Included observations: 271

| Lags | LM-Stat | Prob |
|------|----------|--------|
| 1 | 24.62304 | 0.0768 |
| 2 | 15.46571 | 0.4908 |
| 3 | 25.34046 | 0.0640 |
| 4 | 30.08119 | 0.0176 |

Probs from chi-square with 16 df.

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Date: 04/16/11 Time: 12:10

Sample: 1988M01 2010M12

Included observations: 271

| Component | Skewness | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|-----------|----------|----|--------|
| 1 | -0.418275 | 7.902102 | 1 | 0.0049 |
| 2 | -1.632014 | 120.3000 | 1 | 0.0000 |
| 3 | -0.278938 | 3.514260 | 1 | 0.0608 |
| 4 | -0.174529 | 1.375796 | 1 | 0.2408 |
| Joint | | 133.0922 | 4 | 0.0000 |

| Component | Kurtosis | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|----------|----------|----|--------|
| 1 | 3.459622 | 2.385393 | 1 | 0.1225 |
| 2 | 17.88922 | 2503.238 | 1 | 0.0000 |
| 3 | 6.978185 | 178.7014 | 1 | 0.0000 |
| 4 | 3.960284 | 10.41255 | 1 | 0.0013 |
| Joint | | 2694.737 | 4 | 0.0000 |

| Component | Jarque-Bera | df | Prob. |
|-----------|-------------|----|--------|
| 1 | 10.28749 | 2 | 0.0058 |
| 2 | 2623.538 | 2 | 0.0000 |
| 3 | 182.2157 | 2 | 0.0000 |
| 4 | 11.78834 | 2 | 0.0028 |
| Joint | 2827.830 | 8 | 0.0000 |

8.4 Vedlegg 4: Utvidet modell for Norge

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/13/11 Time: 13:29

Sample (adjusted): 1988M06 2010M12

Included observations: 271 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

| Cointegrating Eq: | CointEq1 | CointEq2 |
|------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| LN_SP500INDEX(-1) | 1.000000 | 0.000000 |
| LN_CPI(-1) | 0.000000 | 1.000000 |
| LN_BOND_10YRUS(-1) | 5.154457 (0.63324) [8.13976] | 0.530155 (0.05128) [10.3386] |
| LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR(-1) | 0.755072 (0.23440) [3.22133] | -0.100163 (0.01898) [-5.27695] |
| LN_TBILL_3(-1) | -0.452929 (0.14145) [-3.20213] | -0.059399 (0.01145) [-5.18582] |
| C | -17.43686 | -5.623640 |

| Error Correction: | D(LN_SP500INDEX) | D(LN_CPI) | D(LN_BOND_10YRUS) | D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR) | D(LN_TBILL_3) |
|----------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| CointEq1 | -0.009047 (0.00523) [-1.72875] | 0.000586 (0.00030) [1.98460] | -0.029720 (0.00651) [-4.56694] | -0.036435 (0.01289) [-2.82676] | -0.008145 (0.01887) [-0.43171] |
| CointEq2 | 0.039104 (0.06808) [0.57436] | -0.012098 (0.00384) [-3.14763] | -0.057170 (0.08466) [-0.67528] | 0.371277 (0.16768) [2.21415] | 0.232161 (0.24545) [0.94586] |
| D(LN_SP500INDEX(-1)) | 0.102599 (0.06582) [1.55885] | 0.000476 (0.00372) [0.12824] | 0.377536 (0.08184) [4.61291] | 0.029213 (0.16210) [0.18021] | 0.755975 (0.23728) [3.18596] |
| D(LN_SP500INDEX(-2)) | 0.024548 (0.06704) [0.36616] | 0.006897 (0.00378) [1.82229] | 0.129385 (0.08337) [1.55198] | 0.185791 (0.16512) [1.12517] | 0.307782 (0.24170) [1.27339] |
| D(LN_SP500INDEX(-3)) | 0.050112 (0.06496) [0.77140] | 0.001465 (0.00367) [0.39949] | -0.010894 (0.08078) [-0.13486] | 0.198732 (0.16000) [1.24208] | -0.177759 (0.23420) [-0.75900] |
| D(LN_SP500INDEX(-4)) | 0.091456 | 0.004144 | 0.013647 | -0.151663 | 0.079080 |

| | | | | | |
|-------------------------------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| | (0.06380) | (0.00360) | (0.07934) | (0.15714) | (0.23001) |
| | [1.43347] | [1.15055] | [0.17201] | [-0.96516] | [0.34381] |
| D(LN_CPI(-1)) | 3.327647 | 0.454823 | 4.241402 | 15.56238 | 21.90813 |
| | (1.40314) | (0.07921) | (1.74480) | (3.45586) | (5.05859) |
| | [2.37158] | [5.74179] | [2.43088] | [4.50318] | [4.33088] |
| D(LN_CPI(-2)) | -1.133165 | -0.348929 | 2.185579 | -5.548291 | 2.884354 |
| | (1.52505) | (0.08609) | (1.89639) | (3.75612) | (5.49810) |
| | [-0.74304] | [-4.05284] | [1.15249] | [-1.47713] | [0.52461] |
| D(LN_CPI(-3)) | -0.680361 | -0.053369 | -0.457720 | -0.102094 | -16.94404 |
| | (1.54379) | (0.08715) | (1.91970) | (3.80228) | (5.56567) |
| | [-0.44071] | [-0.61236] | [-0.23843] | [-0.02685] | [-3.04438] |
| D(LN_CPI(-4)) | 0.880550 | -0.040778 | 4.030904 | 5.541822 | 6.981430 |
| | (1.51154) | (0.08533) | (1.87959) | (3.72284) | (5.44939) |
| | [0.58255] | [-0.47788] | [2.14456] | [1.48860] | [1.28114] |
| D(LN_BOND_10YRUS(-1)) | -0.013168 | 0.004216 | 0.056272 | 0.126052 | -0.366488 |
| | (0.05427) | (0.00306) | (0.06749) | (0.13367) | (0.19567) |
| | [-0.24263] | [1.37604] | [0.83381] | [0.94299] | [-1.87303] |
| D(LN_BOND_10YRUS(-2)) | -0.008607 | -0.000111 | -0.066304 | 0.006974 | 0.152747 |
| | (0.05445) | (0.00307) | (0.06771) | (0.13411) | (0.19630) |
| | [-0.15808] | [-0.03613] | [-0.97926] | [0.05200] | [0.77811] |
| D(LN_BOND_10YRUS(-3)) | -0.002688 | 0.000195 | 0.170484 | 0.015031 | 0.249231 |
| | (0.05222) | (0.00295) | (0.06494) | (0.12862) | (0.18827) |
| | [-0.05147] | [0.06615] | [2.62532] | [0.11686] | [1.32378] |
| D(LN_BOND_10YRUS(-4)) | -0.059850 | 0.000130 | 0.043729 | 0.207475 | 0.154912 |
| | (0.05131) | (0.00290) | (0.06380) | (0.12637) | (0.18498) |
| | [-1.16645] | [0.04485] | [0.68538] | [1.64177] | [0.83745] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDO LLARPR(-1)) | -0.086721 | -0.000717 | 0.008133 | -0.078516 | -0.110692 |
| | (0.02947) | (0.00166) | (0.03665) | (0.07259) | (0.10625) |
| | [-2.94244] | [-0.43116] | [0.22192] | [-1.08165] | [-1.04177] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDO LLARPR(-2)) | 0.045405 | 0.003292 | 0.039351 | -0.049645 | 0.057414 |
| | (0.02983) | (0.00168) | (0.03710) | (0.07348) | (0.10755) |
| | [1.52199] | [1.95498] | [1.06078] | [-0.67567] | [0.53382] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDO LLARPR(-3)) | 0.038033 | 0.002710 | -0.032008 | 0.055710 | 0.138689 |
| | (0.02998) | (0.00169) | (0.03728) | (0.07383) | (0.10808) |
| | [1.26870] | [1.60140] | [-0.85865] | [0.75453] | [1.28326] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDO LLARPR(-4)) | -0.015534 | -0.000477 | -0.087056 | -0.190588 | -0.125147 |
| | (0.02984) | (0.00168) | (0.03710) | (0.07349) | (0.10757) |
| | [-0.52063] | [-0.28334] | [-2.34645] | [-2.59355] | [-1.16345] |
| D(LN_TBILL_3(-1)) | -0.043220 | 7.23E-05 | 0.012578 | 0.063046 | 0.086999 |

| | | | | | |
|---|------------|------------|------------|------------|------------|
| | (0.01904) | (0.00107) | (0.02367) | (0.04689) | (0.06863) |
| | [-2.27036] | [0.06725] | [0.53132] | [1.34465] | [1.26763] |
| D(LN_TBILL_3(-2)) | 0.037657 | -0.000945 | -0.016648 | -0.016923 | 0.017939 |
| | (0.01855) | (0.00105) | (0.02307) | (0.04570) | (0.06689) |
| | [2.02955] | [-0.90207] | [-0.72154] | [-0.37031] | [0.26818] |
| D(LN_TBILL_3(-3)) | 0.043351 | 0.000693 | -0.033790 | 0.069304 | -0.176257 |
| | (0.01887) | (0.00107) | (0.02346) | (0.04648) | (0.06803) |
| | [2.29736] | [0.65010] | [-1.44002] | [1.49120] | [-2.59089] |
| D(LN_TBILL_3(-4)) | -0.025142 | -0.000547 | -0.009757 | -0.025186 | -0.123634 |
| | (0.01894) | (0.00107) | (0.02355) | (0.04664) | (0.06827) |
| | [-1.32767] | [-0.51186] | [-0.41434] | [-0.54000] | [-1.81094] |
| C | -0.001435 | 0.002209 | -0.029484 | -0.026445 | -0.054596 |
| | (0.00690) | (0.00039) | (0.00859) | (0.01701) | (0.02489) |
| | [-0.20785] | [5.66760] | [-3.43388] | [-1.55497] | [-2.19318] |
| R-squared | 0.170805 | 0.277547 | 0.304541 | 0.187280 | 0.284599 |
| Adj. R-squared | 0.097248 | 0.213458 | 0.242847 | 0.115184 | 0.221136 |
| Sum sq. resids | 0.450917 | 0.001437 | 0.697247 | 2.735325 | 5.860776 |
| S.E. equation | 0.042641 | 0.002407 | 0.053023 | 0.105022 | 0.153728 |
| F-statistic | 2.322062 | 4.330671 | 4.936308 | 2.597651 | 4.484495 |
| Log likelihood | 482.4768 | 1261.420 | 423.4181 | 238.2078 | 134.9525 |
| Akaike AIC | -3.390973 | -9.139631 | -2.955115 | -1.588250 | -0.826218 |
| Schwarz SC | -3.085258 | -8.833916 | -2.649400 | -1.282535 | -0.520503 |
| Mean dependent | 0.005640 | 0.002319 | -0.004041 | 0.006277 | -0.013423 |
| S.D. dependent | 0.044878 | 0.002714 | 0.060936 | 0.111648 | 0.174189 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 3.93E-15 | | | |
| Determinant resid covariance | | 2.52E-15 | | | |
| Log likelihood | | 2632.004 | | | |
| Akaike information criterion | | -18.50187 | | | |
| Schwarz criterion | | -16.84038 | | | |

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Date: 05/13/11 Time: 13:32

Sample: 1988M01 2010M12

Included observations: 271

| Component | Skewness | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|-----------|----------|----|--------|
| 1 | -0.387116 | 6.768623 | 1 | 0.0093 |
| 2 | -0.497247 | 11.16767 | 1 | 0.0008 |
| 3 | -0.122019 | 0.672466 | 1 | 0.4122 |
| 4 | -0.206021 | 1.917089 | 1 | 0.1662 |
| 5 | -1.283230 | 74.37500 | 1 | 0.0000 |
| Joint | | 94.90085 | 5 | 0.0000 |

| Component | Kurtosis | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|----------|----------|----|--------|
| 1 | 3.322402 | 1.173692 | 1 | 0.2786 |
| 2 | 6.901512 | 171.8794 | 1 | 0.0000 |
| 3 | 3.255932 | 0.739617 | 1 | 0.3898 |
| 4 | 3.549224 | 3.406103 | 1 | 0.0650 |
| 5 | 13.55130 | 1257.100 | 1 | 0.0000 |
| Joint | | 1434.299 | 5 | 0.0000 |

| Component | Jarque-Bera | df | Prob. |
|-----------|-------------|----|--------|
| 1 | 7.942315 | 2 | 0.0189 |
| 2 | 183.0471 | 2 | 0.0000 |
| 3 | 1.412083 | 2 | 0.4936 |
| 4 | 5.323192 | 2 | 0.0698 |
| 5 | 1331.475 | 2 | 0.0000 |
| Joint | 1529.200 | 10 | 0.0000 |

VEC Residual Serial Correlation LM Tests
Null Hypothesis: no serial correlation at lag
order h

Date: 05/13/11 Time: 13:32

Sample: 1988M01 2010M12

Included observations: 271

| Lags | LM-Stat | Prob |
|------|----------|--------|
| 1 | 33.79722 | 0.1123 |
| 2 | 25.62042 | 0.4281 |
| 3 | 53.50839 | 0.0008 |
| 4 | 31.59858 | 0.1700 |
| 5 | 47.11225 | 0.0048 |
| 6 | 37.16991 | 0.0556 |
| 7 | 24.53803 | 0.4885 |
| 8 | 19.82684 | 0.7558 |
| 9 | 35.18626 | 0.0849 |
| 10 | 46.64721 | 0.0054 |
| 11 | 26.24099 | 0.3948 |
| 12 | 39.11149 | 0.0359 |

Probs from chi-square with 25 df.

 Roots of Characteristic Polynomial

 Endogenous variables: LN_SP500INDEX LN_CPI
 LN_BOND_10YRUS LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR
 LN_TBILL_3

Exogenous variables:

Lag specification: 1 4

Date: 05/13/11 Time: 13:33

| Root | Modulus |
|-----------------------|----------|
| 1.000000 - 1.72e-15i | 1.000000 |
| 1.000000 + 1.72e-15i | 1.000000 |
| 1.000000 | 1.000000 |
| 0.950024 | 0.950024 |
| 0.418328 + 0.626149i | 0.753035 |
| 0.418328 - 0.626149i | 0.753035 |
| 0.685521 - 0.248227i | 0.729079 |
| 0.685521 + 0.248227i | 0.729079 |
| 0.723973 | 0.723973 |
| -0.485101 - 0.534596i | 0.721883 |
| -0.485101 + 0.534596i | 0.721883 |
| -0.048046 - 0.663726i | 0.665463 |
| -0.048046 + 0.663726i | 0.665463 |
| 0.491281 + 0.392177i | 0.628617 |
| 0.491281 - 0.392177i | 0.628617 |
| -0.589826 - 0.177306i | 0.615900 |
| -0.589826 + 0.177306i | 0.615900 |
| -0.217395 - 0.554749i | 0.595825 |
| -0.217395 + 0.554749i | 0.595825 |
| -0.318215 - 0.323523i | 0.453793 |
| -0.318215 + 0.323523i | 0.453793 |
| 0.137006 - 0.409984i | 0.432270 |
| 0.137006 + 0.409984i | 0.432270 |
| 0.260814 - 0.284232i | 0.385761 |
| 0.260814 + 0.284232i | 0.385761 |

VEC specification imposes 3 unit root(s).

Date: 05/13/11 Time: 13:33

Sample (adjusted): 1988M06 2010M12

Included observations: 271 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LN_SP500INDEX LN_CPI LN_BOND_10YRUS LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR LN_TBILL_3

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|------------------------------|------------|--------------------|------------------------|---------|
| None * | 0.176552 | 101.8074 | 69.81889 | 0.0000 |
| At most 1 * | 0.105726 | 49.16444 | 47.85613 | 0.0375 |
| At most 2 | 0.042078 | 18.88219 | 29.79707 | 0.5014 |
| At most 3 | 0.025551 | 7.232280 | 15.49471 | 0.5508 |
| At most 4 | 0.000803 | 0.217826 | 3.841466 | 0.6407 |

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|------------------------------|------------|------------------------|------------------------|---------|
| None * | 0.176552 | 52.64300 | 33.87687 | 0.0001 |
| At most 1 * | 0.105726 | 30.28225 | 27.58434 | 0.0220 |
| At most 2 | 0.042078 | 11.64991 | 21.13162 | 0.5825 |
| At most 3 | 0.025551 | 7.014454 | 14.26460 | 0.4874 |
| At most 4 | 0.000803 | 0.217826 | 3.841466 | 0.6407 |

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=l):

| LN_SP500INDE X | LN_CPI | LN_BOND_10YR US | LN_BRENTCRU DEOILDOLLARP R | LN_TBILL_3 |
|-------------------|-----------|--------------------|----------------------------------|------------|
| 1.798736 | -20.23260 | -1.454910 | 3.384733 | 0.387098 |
| 0.920126 | 16.77820 | 13.63780 | -0.985792 | -1.413363 |
| -5.115643 | 24.98840 | 3.073123 | -2.888862 | 0.377539 |
| -4.181903 | 20.82543 | 1.037874 | -0.085150 | 1.186961 |
| -0.471136 | 10.18937 | 0.258661 | -1.767216 | 1.095198 |

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

| | | | | | |
|-----------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| D(LN_SP500IND EX) | -0.003848 | -0.002310 | 0.007790 | -0.001554 | -0.000102 |
| D(LN_CPI) | 0.000430 | -0.000203 | 0.000112 | -0.000151 | 4.83E-05 |
| D(LN_BOND_10 YRUS) | -0.009141 | -0.014430 | -0.002373 | -0.002424 | -0.000216 |

| | | | | | |
|-------------------------------------|-----------|-----------|----------|-----------|-----------|
| D(LN_BRENTCR UDEOILDOLLAR PR) | -0.019529 | -0.001421 | 0.000390 | -0.002861 | 0.002531 |
| D(LN_TBILL_3) | -0.007178 | 0.005181 | 0.000894 | -0.023075 | -0.000493 |

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 2616.863

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| LN_SP500INDE X | LN_CPI | LN_BOND_10YR US | LN_BRENTCRU DEOILDOLLAR R | LN_TBILL_3 |
|-------------------|------------------------|------------------------|---------------------------------|-----------------------|
| 1.000000 | -11.24823 (1.93639) | -0.808851 (1.06874) | 1.881729 (0.29111) | 0.215206 (0.14383) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | |
|-------------------------------------|------------------------|
| D(LN_SP500IND EX) | -0.006922 (0.00467) |
| D(LN_CPI) | 0.000773 (0.00026) |
| D(LN_BOND_10 YRUS) | -0.016442 (0.00602) |
| D(LN_BRENTCR UDEOILDOLLAR PR) | -0.035128 (0.01148) |
| D(LN_TBILL_3) | -0.012912 (0.01681) |

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 2632.004

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| LN_SP500INDE X | LN_CPI | LN_BOND_10YR US | LN_BRENTCRU DEOILDOLLAR R | LN_TBILL_3 |
|-------------------|----------|-----------------------|---------------------------------|------------------------|
| 1.000000 | 0.000000 | 5.154457 (0.63324) | 0.755072 (0.23440) | -0.452929 (0.14145) |
| 0.000000 | 1.000000 | 0.530155 (0.05128) | -0.100163 (0.01898) | -0.059399 (0.01145) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | | |
|-------------------------------------|------------------------|------------------------|
| D(LN_SP500IND EX) | -0.009047 (0.00523) | 0.039104 (0.06808) |
| D(LN_CPI) | 0.000586 (0.00030) | -0.012098 (0.00384) |
| D(LN_BOND_10 YRUS) | -0.029720 (0.00651) | -0.057170 (0.08466) |
| D(LN_BRENTCR UDEOILDOLLAR PR) | -0.036435 (0.01289) | 0.371277 (0.16768) |
| D(LN_TBILL_3) | -0.008145 (0.01887) | 0.232161 (0.24545) |

3 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 2637.829

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| LN_SP500INDE X | LN_CPI | LN_BOND_10YR US | LN_BRENTCRU DEOILDOLLAR R | LN_TBILL_3 |
|-------------------|----------|--------------------|---------------------------------|------------------------|
| 1.000000 | 0.000000 | 0.000000 | -0.351568 (0.23225) | -0.308041 (0.14138) |
| 0.000000 | 1.000000 | 0.000000 | -0.213985 (0.03422) | -0.044497 (0.02083) |
| 0.000000 | 0.000000 | 1.000000 | 0.214696 (0.06378) | -0.028109 (0.03882) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | | | |
|-------------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| D(LN_SP500IND EX) | -0.048899 (0.01398) | 0.233767 (0.09221) | -0.001962 (0.03574) |
| D(LN_CPI) | 1.52E-05 (0.00080) | -0.009308 (0.00530) | -0.003048 (0.00205) |
| D(LN_BOND_10 YRUS) | -0.017580 (0.01770) | -0.116469 (0.11669) | -0.190792 (0.04522) |
| D(LN_BRENTCR UDEOILDOLLAR PR) | -0.038432 (0.03509) | 0.381030 (0.23137) | 0.010229 (0.08967) |
| D(LN_TBILL_3) | -0.012718 (0.05136) | 0.254499 (0.33866) | 0.083845 (0.13125) |

4 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 2641.336

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| LN_SP500INDE X | LN_CPI | LN_BOND_10YR US | LN_BRENTCRU DEOILDOLLAR R | LN_TBILL_3 |
|-------------------|----------|--------------------|---------------------------------|------------------------|
| 1.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | -0.195854 (0.15443) |
| 0.000000 | 1.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.023787 (0.04614) |
| 0.000000 | 0.000000 | 1.000000 | 0.000000 | -0.096620 (0.05613) |
| 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 1.000000 | 0.319104 (0.18140) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | | | | |
|-------------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| D(LN_SP500IND EX) | -0.042399 (0.01755) | 0.201397 (0.10625) | -0.003575 (0.03581) | -0.033120 (0.01158) |
| D(LN_CPI) | 0.000645 (0.00101) | -0.012446 (0.00610) | -0.003205 (0.00205) | 0.001345 (0.00066) |
| D(LN_BOND_10 YRUS) | -0.007445 (0.02221) | -0.166943 (0.13440) | -0.193308 (0.04529) | -0.009653 (0.01465) |
| D(LN_BRENTCR UDEOILDOLLAR PR) | -0.026468 | 0.321450 | 0.007259 | -0.065584 |

| | | | | |
|---------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | (0.04406) | (0.26669) | (0.08987) | (0.02907) |
| D(LN_TBILL_3) | 0.083778 | -0.226040 | 0.059896 | -0.030022 |
| | (0.06372) | (0.38569) | (0.12998) | (0.04204) |

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LN_SP500INDEX LN_CPI LN_BOND_10YRUS LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR
LN_TBILL_3

Exogenous variables: C

Date: 05/13/11 Time: 13:33

Sample: 1988M01 2010M12

Included observations: 264

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| 0 | 28.70921 | NA | 5.75e-07 | -0.179615 | -0.111889 | -0.152401 |
| 1 | 2425.605 | 4684.841 | 9.03e-15 | -18.14852 | -17.74216* | -17.98523 |
| 2 | 2491.785 | 126.8460 | 6.61e-15 | -18.46049 | -17.71551 | -18.16114* |
| 3 | 2520.397 | 53.75515 | 6.44e-15 | -18.48786 | -17.40423 | -18.05242 |
| 4 | 2550.956 | 56.25722 | 6.18e-15* | -18.52997* | -17.10772 | -17.95847 |
| 5 | 2568.913 | 32.37642 | 6.53e-15 | -18.47661 | -16.71573 | -17.76904 |
| 6 | 2590.100 | 37.39808 | 6.73e-15 | -18.44773 | -16.34821 | -17.60408 |
| 7 | 2614.949 | 42.92052 | 6.76e-15 | -18.44658 | -16.00843 | -17.46686 |
| 8 | 2631.626 | 28.17437 | 7.23e-15 | -18.38353 | -15.60675 | -17.26774 |
| 9 | 2652.824 | 35.00873 | 7.48e-15 | -18.35473 | -15.23932 | -17.10286 |
| 10 | 2676.993 | 38.99949 | 7.58e-15 | -18.34843 | -14.89439 | -16.96049 |
| 11 | 2701.829 | 39.13603* | 7.65e-15 | -18.34719 | -14.55452 | -16.82318 |
| 12 | 2713.593 | 18.09154 | 8.54e-15 | -18.24692 | -14.11561 | -16.58683 |

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/13/11 Time: 13:35

Sample (adjusted): 1988M06 2010M12

Included observations: 271 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

| Cointegrating Eq: | CointEq1 | CointEq2 | | | |
|------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| LN_SP500INDEX(-1) | 1.000000 | 0.000000 | | | |
| LN_CPI(-1) | 0.000000 | 1.000000 | | | |
| LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR(-1) | -1.914179 (1.02634) [-1.86505] | -0.375273 (0.10417) [-3.60249] | | | |
| LN_TBILL_3(-1) | -0.262315 (0.66647) [-0.39359] | -0.047282 (0.06765) [-0.69896] | | | |
| LN_PMI(-1) | 40.38635 (5.96365) [6.77209] | 3.844933 (0.60529) [6.35220] | | | |
| C | -158.9384 | -18.95224 | | | |
| Error Correction: | D(LN_SP500INDEX) | D(LN_CPI) | D(LN_BRENTCRUDEOILDOLLARPR) | D(LN_TBILL_3) | D(LN_PMI) |
| CointEq1 | -0.004919 (0.00461) [-1.06804] | 0.000837 (0.00026) [3.27291] | -0.021614 (0.01133) [-1.90681] | 0.013275 (0.01571) [0.84506] | -0.011100 (0.00378) [-2.93832] |
| CointEq2 | 0.056511 (0.04639) [1.21807] | -0.008111 (0.00258) [-3.14946] | 0.247074 (0.11418) [2.16384] | 0.023074 (0.15825) [0.14581] | 0.097980 (0.03805) [2.57477] |
| D(LN_SP500INDEX(-1)) | 0.085003 (0.06807) [1.24878] | -0.000287 (0.00378) [-0.07598] | -0.054004 (0.16753) [-0.32235] | 0.645747 (0.23218) [2.78118] | 0.178898 (0.05583) [3.20414] |
| D(LN_SP500INDEX(-2)) | -0.016029 (0.06767) [-0.23688] | 0.004095 (0.00376) [1.09014] | 0.128159 (0.16655) [0.76951] | 0.061860 (0.23082) [0.26800] | 0.080792 (0.05551) [1.45556] |
| D(LN_SP500INDEX(-3)) | 0.023748 (0.06536) [0.36334] | -0.001569 (0.00363) [-0.43244] | 0.129340 (0.16086) [0.80405] | -0.319185 (0.22294) [-1.43172] | 0.059530 (0.05361) [1.11043] |
| D(LN_SP500INDEX(-4)) | 0.081751 (0.06447) [1.26802] | 0.002742 (0.00358) [0.76614] | -0.202523 (0.15868) [-1.27632] | 0.094270 (0.21991) [0.42867] | 0.015213 (0.05288) [0.28767] |

| | | | | | |
|-------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| D(LN_CPI(-1)) | 3.451565 (1.39992) [2.46555] | 0.458811 (0.07771) [5.90432] | 14.01587 (3.44547) [4.06791] | 21.39119 (4.77514) [4.47970] | 1.038194 (1.14828) [0.90413] |
| D(LN_CPI(-2)) | -0.638286 (1.51849) [-0.42034] | -0.308669 (0.08429) [-3.66201] | -5.228894 (3.73730) [-1.39911] | 3.796009 (5.17959) [0.73288] | 2.074310 (1.24554) [1.66539] |
| D(LN_CPI(-3)) | -0.958991 (1.55198) [-0.61791] | -0.053312 (0.08615) [-0.61883] | -0.978632 (3.81974) [-0.25620] | -17.95920 (5.29384) [-3.39247] | -1.690391 (1.27301) [-1.32787] |
| D(LN_CPI(-4)) | 1.040037 (1.50979) [0.68886] | -0.040062 (0.08381) [-0.47803] | 5.290000 (3.71590) [1.42361] | 8.913111 (5.14993) [1.73073] | -0.319679 (1.23840) [-0.25814] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDO LLARPR(-1)) | -0.093028 (0.02932) [-3.17260] | -0.001081 (0.00163) [-0.66409] | -0.083684 (0.07217) [-1.15957] | -0.119543 (0.10002) [-1.19520] | -0.027919 (0.02405) [-1.16081] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDO LLARPR(-2)) | 0.038073 (0.02978) [1.27860] | 0.002629 (0.00165) [1.59035] | -0.052721 (0.07329) [-0.71937] | 0.078111 (0.10157) [0.76903] | -0.007475 (0.02442) [-0.30606] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDO LLARPR(-3)) | 0.035300 (0.02976) [1.18618] | 0.002742 (0.00165) [1.65980] | 0.082298 (0.07324) [1.12363] | 0.184096 (0.10151) [1.81359] | -0.007398 (0.02441) [-0.30307] |
| D(LN_BRENTCRUDEOILDO LLARPR(-4)) | -0.018387 (0.02945) [-0.62443] | -0.000662 (0.00163) [-0.40473] | -0.162976 (0.07247) [-2.24874] | -0.104962 (0.10044) [-1.04498] | -0.002478 (0.02415) [-0.10261] |
| D(LN_TBILL_3(-1)) | -0.053994 (0.01922) [-2.80939] | -0.000398 (0.00107) [-0.37286] | 0.064558 (0.04730) [1.36479] | -0.056843 (0.06556) [-0.86707] | -0.044060 (0.01576) [-2.79486] |
| D(LN_TBILL_3(-2)) | 0.037005 (0.01858) [1.99161] | -0.001367 (0.00103) [-1.32575] | -0.017992 (0.04573) [-0.39345] | -0.031090 (0.06338) [-0.49054] | 0.018896 (0.01524) [1.23984] |
| D(LN_TBILL_3(-3)) | 0.045120 (0.01885) [2.39340] | 0.000601 (0.00105) [0.57389] | 0.053651 (0.04640) [1.15633] | -0.195430 (0.06430) [-3.03918] | -0.006203 (0.01546) [-0.40117] |
| D(LN_TBILL_3(-4)) | -0.029115 (0.01900) [-1.53244] | -0.000478 (0.00105) [-0.45310] | 0.004677 (0.04676) [0.10002] | -0.185323 (0.06481) [-2.85962] | -0.023470 (0.01558) [-1.50601] |
| D(LN_PMI(-1)) | 0.073088 (0.08005) [0.91298] | 0.003207 (0.00444) [0.72160] | 0.257829 (0.19703) [1.30858] | 0.092192 (0.27307) [0.33762] | 0.049917 (0.06566) [0.76018] |

| | | | | | |
|---------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| D(LN_PMI(-2)) | 0.048237 (0.07785) [0.61965] | 0.009986 (0.00432) [2.31088] | 0.221839 (0.19159) [1.15786] | -0.042587 (0.26553) [-0.16038] | 0.109319 (0.06385) [1.71205] |
| D(LN_PMI(-3)) | 0.020457 (0.07760) [0.26364] | 0.002202 (0.00431) [0.51116] | 0.093852 (0.19098) [0.49143] | -0.258401 (0.26468) [-0.97628] | 0.131470 (0.06365) [2.06560] |
| D(LN_PMI(-4)) | -0.103604 (0.07763) [-1.33464] | -0.010630 (0.00431) [-2.46695] | -0.129985 (0.19106) [-0.68035] | -0.765662 (0.26479) [-2.89161] | -0.069195 (0.06367) [-1.08672] |
| C | -0.001837 (0.00680) [-0.27006] | 0.002120 (0.00038) [5.61435] | -0.021207 (0.01674) [-1.26665] | -0.060132 (0.02320) [-2.59150] | -0.004700 (0.00558) [-0.84240] |

| | | | | | |
|----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| R-squared | 0.171469 | 0.302097 | 0.189089 | 0.360102 | 0.220879 |
| Adj. R-squared | 0.097970 | 0.240186 | 0.117153 | 0.303337 | 0.151763 |
| Sum sq. resids | 0.450556 | 0.001388 | 2.729238 | 5.242233 | 0.303137 |
| S.E. equation | 0.042623 | 0.002366 | 0.104905 | 0.145389 | 0.034962 |
| F-statistic | 2.332955 | 4.879549 | 2.628586 | 6.343725 | 3.195785 |
| Log likelihood | 482.5853 | 1266.105 | 238.5097 | 150.0655 | 536.2837 |
| Akaike AIC | -3.391774 | -9.174203 | -1.590478 | -0.937752 | -3.788072 |
| Schwarz SC | -3.086059 | -8.868488 | -1.284763 | -0.632038 | -3.482357 |
| Mean dependent | 0.005640 | 0.002319 | 0.006277 | -0.013423 | 0.000194 |
| S.D. dependent | 0.044878 | 0.002714 | 0.111648 | 0.174189 | 0.037961 |

| | |
|---|-----------|
| Determinant resid covariance (dof adj.) | 1.49E-15 |
| Determinant resid covariance | 9.59E-16 |
| Log likelihood | 2763.050 |
| Akaike information criterion | -19.46900 |
| Schwarz criterion | -17.80751 |

9. Kilder

Akram, Q. F. (2000, August). *Norges Bank*. Hentet Mai 2011 fra Norges Bank: <http://www.norges-bank.no/upload/import/publikasjoner/arbeidsnotater/pdf/arb-2000-08.pdf>

Bordo, M. D., Dueker, M., & Wheelock, D. C. (2008, Mai 26). Inflation, Monetary Policy and Stock Market Conditions. *NBER Working Paper No. W14019* .

Braun, P., & Mittnik, S. (1993). Misspecification in VAR and their Effects on Impulse Responses and Variance decomposition. *Journal of Econometrics* 59 , ss. 319-341.

Bureau of Labor statistics. (2011). *Bureau of Labor statistics*. Hentet April 2011 fra Bureau of Labor statistics: <http://www.bls.gov/>

Fama, E., & French, K. (1992). The Cross Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance* 47 , ss. 427-465.

Fama, E., & Schwert, G. (1977). Asset returns and inflation . *Journal of Financial Economics, Volume 5, Issue 2* , ss. 115-146.

Gjerde, Ø., & Sættem, F. (1999, Januar). Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* , ss. 61-74.

Granger, C. (1988). Some recent development in a concept of causality. *Journal of Econometrics* , ss. 199-211.

Granger, R. F., & Engle, C. W. (1987, Mars). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica, Vol.55, No.2* , ss. 251-276.

Institute for supply management. (2011). *Institute for supply management*. Hentet April 2011 fra Institute for supply management: <http://www.ism.ws/about/?navItemNumber=4884>

Ivanov, V., & Kilian, L. (2005). A Practitioner's Guide to Lag Order Selection For VAR Impulse Response Analysis. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics: Vol. 9: No. 1* , s. Artikkel 2.

Kim, K.-H. (2003). Dollar exchange rate and stock price: evidence from multivariate cointegration and error correction model . *Review of Financial Economics, Volume 12, Issue 3* , ss. 301-313.

Laopodis, N. (2010). Equity prices and macroeconomic fundamentals: International evidence. *Journal of International Financial Markets, Insitutos & Money, Volume 21, Issue 2* , ss. 247-276.

Lütkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer verlag.

Mathur, I., & Subrahmanyam, V. (1990, Desember). Interdependencies among the Nordic and U.S. Stock Markets. *The Scandinavian Journal of Economics, Vol.92, No. 4* , ss. 587-597.

Norges Bank. (2011). *Norges-Bank*. Hentet Januar 2011 fra <http://www.norges-bank.no/no/prisstabilitet/rentestatistikk/statsobligasjoner-rente-manedsgjennomsnitt-av-daglige-noteringer/>

Olje- og Energidepartementet. (2009). *Webområde for Olje- og Enegridepartementet*. Hentet Mai 2011 fra <http://www.regjeringen.no/nb/dep/oed.html>

Oslo Børs. (2011). *Oslo Børs*. Hentet Mai 3, 2011 fra http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/stockIndexOverview?newt__ticker=OBX

Pilinkus, D., & Boguslauskas, V. (2008). The Stock Market as a Leading indicator in a Small Open Economy: An application of Granger Causality. *Economics & Management* , ss. 630-635.

Ratner, M. (1993). A cointegration test of the impact of foreign exchange rates on the U.S. stock market prices. *Global Finance Journal, Volume 4, issue 2* , ss. 93-101.

Ross, S. (1980). An empirical investigation of the arbitrage pricing theory. *Journal of Finance 35* , ss. 341-360.

Sadorsky, P. (2003). The macroeconomic determinants of technology stock price volatility. *Review of Financial Economics, Volume 12, Issue 2* , ss. 191-205.

Sørensen, B. E. (2011). *University of Houston*. Hentet April 2011 fra University of Houston: <http://www.uh.edu/~bsorensen/coint.pdf>

Standard & Poor's. (2011, Mars). *Standard & Poor's*. Hentet Mai 2011 fra Standard & Poor's: http://www.standardandpoors.com/servlet/BlobServer?blobheadername3=MDT-Type&blobcol=urldata&blobtable=MungoBlobs&blobheadervalue2=inline%3B+filename%3DMethodology_SP_US_Indices_Web.pdf&blobheadername2=Content-Disposition&blobheadervalue1=application%2Fpdf

Standard & Poor's. (2011). *Standard & Poor's*. Hentet April 2011 fra Standard & Poor's: <http://www.standardandpoors.com/indices/sp-500/en/us/?indexId=spusa-500-usduf-p-us-l->

Statistisk sentralbyrå. (2011). *Statistisk sentralbyrå*. Hentet Mai 3, 2011 fra <http://www.ssb.no/okind/>

Statistisk sentralbyrå. (2011). *Statistisk sentralbyrå om Konsumprisindeksen*. Hentet april 2011 fra <http://www.ssb.no/kpi/>

U.S. Energy Information Administration. (2011, Mai). *U.S. Energy Information Administration*. Hentet Mai 2011 fra U.S. Energy Information Administration: <http://www.eia.gov/>

Verbeek, M. (2008). A guide to modern econometrics. I M. Verbeek, *A guide to modern econometrics*. John Wiley & Sons Ltd.

Wongbangpo, P., & Sharma, S. (2002). Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interactions: ASEAN5 countries. *Journal of Asian Economics*; 13 , ss. 27-51.