



Internasjonal diversifisering

En studie av langsiktige likevektsforhold mellom industri- og BRIC-land.

Erik Mjåland og Kent Ove Valø

Veileder: Gunnar Stensland

Masterutredning i finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Sammendrag

I denne masteroppgaven undersøkes potensielle diversifiseringsmuligheter for en *norsk investor* ved å analysere langsiktige sammenhenger blant aksjemarkeder i industrialiserte og fremvoksende land (BRIC). Langsiktige likevektsforhold testes mellom det norske aksjemarkedet og utvalgte aksjemarkeder i USA, Storbritannia, Tyskland, Frankrike, og Brasil, Russland, India og Kina. Funnene baserer seg på de empiriske kointegrasjonstestene gitt av Engle og Granger (1987) og Johansen (1991). Langsiktige forhold undersøkes over perioden 1995-2013, som videre er delt opp i to like underperioder (1995-2004 og 2004-2013). Både Engle-Granger- og Johansen-metoden indikerer kointegrasjon mellom enkelte land, men resultatene er svake. De empiriske resultatene gir derfor ingen klar indikasjon på kointegrasjon mellom disse aksjemarkedene. Konklusjonen er følgelig at en norsk investor vil kunne oppnå langsiktige fordeler ved å diversifisere i disse aksjemarkedene.

Forord

Utredningen er utført som en del av det toårige masterprogrammet innen økonomi og administrasjon med fordypning innen finansiell økonomi ved Norges Handelshøyskole.

Det har vært en lærerik og utfordrende prosess, og vi ønsker å rette en takk til vår veileder Gunnar Stensland, som har kommet med konstruktive innspill underveis.

Vi vil også takke de som har støttet oss underveis med arbeidet av denne oppgaven.

Bergen 20. desember 2013

Erik Mjåland

Kent Ove Valø

Innholdsfortegnelse

1. INNLEDNING	8
1.1 TIDLIGERE FORSKNING	10
2. PROBLEMSTILLING.....	14
3. TEORETISK BAKGRUNN	15
3.1 FAKTORER SOM BIDRAR TIL STERKERE GJENSIDIG AVHENGIGHET.....	15
3.2 ØKONOMISKE KONSEKVENSER AV KOINTEGRASJON.....	17
3.2.1 <i>Investeringsstrategi – diversifisering</i>	18
3.2.2 <i>Risikofaktorer ved internasjonal diversifisering</i>	19
3.2.3 <i>Markedseffisiens</i>	20
3.2.4 <i>Arbitrasje</i>	21
4. EMPIRISK BAKGRUNN	24
4.1 STASJONÆRE OG IKKE-STASJONÆREPROSESSER.....	24
4.2 KOINTEGRASJON	27
5. DATA.....	29
6. METODE.....	35
6.1 TEST FOR STASJONÆRITET	35
6.2 TEST FOR KOINTEGRASJON	39
6.2.1 <i>Engle-Granger</i>	40
6.2.2 <i>Johansen</i>	42
6.3 GRANGERS KAUSUALITETSTEST	45
7. EMPIRISKE RESULTATER.....	47
7.1 ADF-STASJONÆRITETSTEST	47
7.2 ENGLE-GRANGER PARVIS-TEST.....	49
7.2.1 <i>Underperioder</i>	54
7.3 SPESIFISERING AV MODELLEN TIL JOHANSEN-TESTEN	56
7.3.1 <i>Antall lags</i>	56
7.3.2 <i>Deterministiske betingelser</i>	57
7.4 JOHANSEN PARVIS	59
7.4.1 <i>Johansen parvis, underperioder</i>	62
7.5 JOHANSEN MULTIVARIAT	66
7.5.1 <i>Antall lags</i>	66
7.5.2 <i>Deterministiske betingelser og resultater</i>	66
7.5.3 <i>Johansen multivariat-test, underperioder</i>	68

7.6	GRANGERS KAUSALITETSTEST	72
7.7	DIAGNOSTIKK	75
7.7.1	<i>Stabilitet</i>	76
7.7.2	<i>Normalitet</i>	76
7.7.3	<i>Autokorrelasjon</i>	76
7.7.4	<i>Heteroskedastisitet</i>	77
7.7.5	<i>Kalibrering</i>	77
8.	KONKLUSJON	80
9.	BEGRENSNINGER OG VIDERE FORSKNING	82
	LITTERATURLISTE	84
	VEDLEGG A: ADF	90
	VEDLEGG B: ENGLE-GRANGER	92
	VEDLEGG C: JOHANSEN PARVIS	97
	VEDLEGG D: JOHANSEN PARVIS, UNDERGRUPPER	103
	VEDLEGG E: JOHANSEN MULTIVARIAT	105
	VEDLEGG F: GRANGERS KAUSALITETSTEST	108
	VEDLEGG G: DIAGNOSTISKE TESTER	110

Figurer

Figur 1: Stasjonærhet/ikke-stasjonærhet	26
Figur 2: Log-nivå (periode 1).....	32
Figur 3: Månedlig avkastning (periode 1)	32
Figur 4: Grafisk plot av residualer: Engle-Granger kointegrasjon periode 1 (12 første par) .51	
Figur 5: Residualplot av VAR-modellen til ligningene i Johansen multivariat (periode 1)...78	
Figur 6: Engle-Granger kointegrasjon. Residualplot alle par (Periode 1).....	92
Figur 7: Engle-Granger kointegrasjon. Residualplot alle par, samme plot (periode 1)	94
Figur 8:Kointegrerende forhold av VECM, periode 1	106
Figur 9: Kointegrerende forhold av VECM, periode 2	106
Figur 10: Kointegrerende forhold av VECM, periode 3	107

Tabeller

Tabell 1: Aksjemarkedenes åpningstider.....	30
Tabell 2: Deskriptiv statistikk, månedlig avkastning (periode 1)	34
Tabell 3: Korrelasjonsmatrise, månedlig avkastning (hele tidsperioden)	34
Tabell 4: ADF-testresultater (lognivå, periode 1)	47
Tabell 5: ADF-testresultater (første differanse, periode 1).....	49
Tabell 6: Deskriptiv statistikk residualer: Engle-Granger kointegrasjon periode 1 (12 første par).....	51
Tabell 7: Engle-Granger kointegrasjonstest (periode 1).....	52
Tabell 8: Engle-Granger kointegrasjonstest – signifikante par (periode 2).....	54
Tabell 9: Engle-Granger kointegrasjonstest – signifikante par (periode 3).....	55
Tabell 10: Johansen parvis og deterministiske betingelser (periode 1).....	60
Tabell 11: Kritiske verdier 5%-nivå. Johansen parvis.....	62
Tabell 12: Johansen parvis – signifikante par (periode 2).....	63
Tabell 13: Johansen parvis – signifikante par (periode 3).....	65
Tabell 14: Johansen multivariat periode 1	67
Tabell 15: Kritiske verdier 5%-nivå. Johansen multivariat	67
Tabell 16: Sensitivitetsanalyse av Johansen multivariat gitt antall inkluderte lags og modelltype (periode 1).....	68
Tabell 17: Johansen multivariat periode 2.....	69

Tabell 18: Sensitivitetsanalyse av Johansen multivariat gitt antall inkluderte lags og modelltype (periode 2).....	69
Tabell 19: Johansen multivariat periode 3	70
Tabell 20: Sensitivitetsanalyse av Johansen multivariat gitt antall inkluderte lags og modelltype (periode 3).....	71
Tabell 21: Grangers kausalitetstest periode 1	73
Tabell 22: Feilspesifiseringstester til residualene i Johansen multivariat.....	76
Tabell 23: ADF testresultater (log-nivå periode 2)	90
Tabell 24: ADF testresultater (første differanse, periode 2)	90
Tabell 25: ADF testresultater (log-nivå, periode 3)	90
Tabell 26: ADF testresultater (første differanse, periode 3)	91
Tabell 27: Engle-Granger kointegrasjonstest – alle par (periode 2).....	95
Tabell 28: Engle-Granger kointegrasjonstest – alle par (periode 3).....	96
Tabell 29: Lags gitt av SIC (parvis, periode 1)	99
Tabell 30: Lags gitt av AIC (parvis, periode 1)	100
Tabell 31: Lags gitt av HQ (parvis, periode 1)	101
Tabell 32: Lags gitt av LR-testen (parvis, periode 1).....	102
Tabell 33: Johansen parvis – alle par (periode 2).....	103
Tabell 34: Johansen parvis - alle par (periode 3)	104
Tabell 35: Optimalt antall lags Johansen multivariat, periode 1	105
Tabell 36: Optimalt antall lags Johansen multivariat, periode 2	105
Tabell 37: Optimalt antall lags Johansen multivariat, periode 3	105
Tabell 38: Grangers kausalitetstest periode 1	108

1. Innledning

Det er et velkjent faktum at det er risikabelt å investere i aksjer og både teoretikere og profesjonelle aktører anbefaler å holde en veldiversifisert portefølje for å redusere risiko. Diversifisering på tvers av landegrenser var et etablert fenomen allerede på 1960 og 1970-tallet og investorer har siden da blitt stadig mer aktive i utenlandske markeder. Men som et resultat av liberalisering og deregulering av penge- og kapitalmarkedene i både industri- og utviklingsland, har globale markeder hatt en bevegelse mot å bli mer integrerte (Gilmore og McManus 2002). I senere tid har det blitt gjort en rekke empiriske studier hvor formålet har vært å avdekke hvorvidt det eksisterer langsiktige likevektsforhold mellom ulike nasjoners aksjemarkeder [(Kasa 1992), (Gong-meng, Firth, og Oliver Meng 2002) og (Chittedi 2010)]. Slike forhold kan avdekkes gjennom kointegrasjonsanalyse, hvor en undersøker om ulike aksjemarkeder på lang sikt har en tendens til å bevege sammen (Engle og Granger 1987). Studiene referert til ovenfor har vist at verdens aksjemarkeder ikke lenger er uavhengige, og at det er sannsynlig at de har en felles stokastisk trend¹. Det vil si at utviklingen i ett lands aksjemarked vil påvirke de andre aksjemarkedene direkte. Dersom to land har en felles stokastisk trend, inneholder hvert lands aksjemarked informasjon om trolige bevegelser hos motstående aksjemarked. Dermed kan forutsigbarheten i ett lands aksjemarked bli betydelig styrket ved å utnytte informasjon om andre lands aksjemarkeder (Lee og Jeon 1995).

Kointegrasjon har mange konsekvenser for både finanst teori og porteføljestyring for den private investor. Dersom markedseffisienshypotesen (Fama 1970) holder, vil det ikke være mulig å forutsi utviklingen i ett aksjemarked ved å bruke informasjon om andre markeder. Men dersom markeder har et langsiktig likevektsforhold, vil de over en lengre periode bevege sammen, og da vil ikke denne hypotesen holde. Kointegrasjon har dermed konsekvenser for investorer, da de ofte tar utgangspunkt i å redusere risiko ved å allokere kapital mellom ulike aksjemarkeder. I tilfellet hvor det eksisterer kointegrasjon vil aksjemarkedene ha en langsiktig sambevegelse og diversifiseringsmulighetene vil reduseres [(Kasa 1992), (French og Poterba 1991), (Richards 1995a)]. For suksessfull kapitalallokering

¹ En stokastisk trend er tilfeldig og varierer over tid (Stock and Watson 2012).

og effektiv porteføljestyling er det derfor avgjørende for en investor å ha forståelse for sambevegelser i markedet (Dunis, Sermpinis, og Karampelis 2013).

Formålet med denne oppgaven er å undersøke om det finnes bevis for kointegrasjon mellom de mest etablerte aksjemarkedene i Vesten og BRIC-landene. Grunnen til dette er å undersøke potensielle diversifiseringsmuligheter for en norsk investor i både industri- og utviklingsland. Norske investorers utenlandske aksjeinvesteringer er i hovedsak plassert i industriland; USA (38 %), Storbritannia (20 %), Frankrike (9 %) og Tyskland (9 %) (SSB 2013). Aksjemarkedene i Norge, USA, Storbritannia, Frankrike, Tyskland, Brazil, Russland, India og Kina er derfor tatt med i denne analysen.

Analyseperioden er fra september 1995 til oktober 2013 (Periode 1). Etersom flesteparten av empiriske undersøkelser på dette området er fra 1980- og 1990-tallet, er denne oppgaven unik med tanke på oppdatert data. Vi har heller ikke lyktes med å finne tidligere studier som tar for seg kointegrasjon mellom det norske markedet og ovennevnte markeder.

I denne oppgaven undersøkes både langsiktige likevektsforhold og kortsiktige kausale sammenhenger mellom aksjemarkedene. Diversifiseringsmulighetene vil være basert på de langsiktige likevektsforholdene, mens de kortsiktige kausale sammenhengene vil brukes som en validitetssjekk for resultatene fra den langsiktige analysen. Langsiktige likevektsforhold blir undersøkt ved å teste for parvis kointegrasjon ved bruk av både Engle-Granger- og Johansens kointegrasjonstest. Johansens-test er også brukt til å undersøke for kointegrasjon mellom aksjemarkedene som et system, ved å se på den dynamiske bevegelsen i aksjemarkedene og deres tilpasning til en langsiktig likevekt. Kortsiktige forhold blir analysert med Granger-kausaltetsanalyse. Tidsperioden på 18 år er delt i to like underperioder på ni år, kalt Periode 2 (september 1995 – september 2004) og periode 3 (oktober 2004 – oktober 2013) for å teste om resultatene er stabile.

Oppgaven er delt inn i ni kapitler. Problemstillingen blir gjennomgått i kapittel 2. Kapittel 3 inneholder en teoretisk introduksjon og diskusjon av betydningen av kointegrasjon. Kapittel 4 beskriver den empiriske bakgrunnen til stasjonaritet og kointegrasjon. En beskrivelse av dataen som er brukt er gitt i kapittel 5. Kapittel 6 forklarer metodene som blir brukt i analysen. Resultatene av disse testene er presentert i kapittel 7. Kapittel 8 inneholder konklusjonen av oppgaven, og kapittel 9 går gjennom begrensinger videre forskning.

1.1 Tidligere forskning

Forskningslitteraturen har de siste tiårene vist stor interesse for langsiktige sammenhenger mellom ulike lands aksjemarkeder. Dereguleringen av finansmarkedene, teknologiske nyvinninger innen kommunikasjon og handelssystemer, lavere transaksjonskostnader, samt introduksjonen av nye finansielle produkter har alle bidratt til den økende oppmerksomheten rundt internasjonal diversifisering. Globaliseringen har i tillegg gjort land ytterligere gjensidige avhengige av hverandre og i de senere år har aksjemarkedene i de nye, fremvoksende økonomiene fått stadig mer oppmerksomhet fra porteføljeforetakerer som er på jakt etter gunstige diversifiseringsfordeler.

Chan, Gup og Pan (1992) undersøkte kointegrasjonen mellom det amerikanske aksjemarkedet og fem asiatiske markeder i perioden 1983-1987. De fant ingen bevis for kointegrasjon mellom aksjemarkedene. Dette resultatet støttes av DeFusco, Geppert og Tsetsekos (1996) som anvendte Johansen og Johansen-Juselius-kointegrasjonstest for å undersøke om det fantes kointegrasjon mellom aksjemarkedet i USA og 13 vekstmarkeder i perioden 1989-1993. Taylor og Tonks (1989) fant derimot en økende kointegrasjon mellom Storbritannia og aksjemarkedene i Nederland, Tyskland og Japan i perioden 1979-1986, og antydte derfor at det ikke ville være vesentlige diversifikasjonsfordeler å hente i disse markedene. Büttner og Hayo (2011) undersøkte integrasjonen blant aksjemarkedene i EU-landene i perioden 1999-2007 og fant en signifikant trend mot mer integrasjon for nesten alle markedene. Kasa (1992) brukte månedlig og kvartalsvis data fra 1974-1990 og fant sterke bevis for en felles stokastisk trend bak bevegelsene til aksjemarkedene i USA, Japan, England, Tyskland og Canada. Kasa konkluderer i denne studien med at fordelene ved internasjonal diversifisering i disse markedene sannsynligvis er overvurdert. Disse funnene er til dels i strid med annen forskning på disse områdene som viser ubetydelig eller ingen kointegrasjon mellom aksjemarkedene.

Richards (1995a) studerte 16 internasjonale aksjemarkeder, inkludert landene i Kasa (1992), og fant lite empirisk bevis for kointegrasjon. Kanas (1998) testet for parvis kointegrasjon mellom USA og de seks største aksjemarkedene i Europa i perioden 1983-1996. Resultatene viser en robust og konsekvent antydning til at det amerikanske aksjemarkedet ikke er parvis kointegrert med noen av de europeiske markedene.

Yang, Kolari og Sutanto (2004) brukte rekursiv kointegrasjonsanalyse og finner ustabilitet i det langsiktige likevektsforholdet mellom USA og 13 utviklingsland (inkludert Brazil, India og Kina). Analysen strekker seg over 26 år (1981-1996) og finner ikke bevis for kointegrasjon i årene 1981 til 1997. Men under Asiakrisen i 1997-1998 eksisterte det et likevektsforhold mellom USA og de fleste aksjemarkedene i analysen, og det konkluderes derfor med at kriser kan styrke graden av kointegrasjon mellom aksjemarkeder.

De tidligere studiene har i hovedsak fokusert på de største og mest etablerte aksjemarkedene, mens det i nyere tid har blitt mer fokus på diversifiseringsmuligheter i utviklingsland. Bare et fåtall studier har undersøkt sambevegelsen mellom det russiske og indiske aksjemarkedet og internasjonale markeder.

Lucey og Voronkova (2008) anvender Johansen-Juseliuskointegrasjonstest og undersøkte likevektsforholdet mellom Russland og EMU²-land, Storbritannia, USA, Japan, Ungarn, Tsjekia og Polen i perioden 1994-2004. Studien viser ingen langsiktig sammenheng mellom Russland og de øvrige aksjemarkedene. Bevisene taler for at Russland er adskilt fra påvirkninger fra verdensmarkedene og tilbyr vedvarende diversifiseringsmuligheter for utenlandske investorer på både kort og lang sikt.

Sharma og Kennedy (1977) sammenlignet prisatferden til det indiske aksjemarkedet og markedene i USA og Storbritannia. De finner det statistisk umulig å skille mellom prisatferden til disse markedene og konkluderer med at utviklingen følger en random walk. Wong et al. (2005) brukte ukentlig data i perioden 1991-2003 og finner et langsiktig likevektsforhold mellom India og tre industriland (USA, Storbritannia og Japan). Chiteddi (2009) undersøkte om det eksisterer et langtidslikevektsforhold mellom India og USA, Storbritannia, Japan, Frankrike og Australia over perioden 1997-2007. Studien finner bevis for at det eksisterer kointegrasjon mellom India og de respektive landene i perioden. Mukherjee og Bose (2008) undersøkte om det eksisterte en felles stokastisk trend mellom aksjemarkedet i India og USA, samt syv andre asiatiske markeder for perioden 1995 til 2005. Studien konkluderer med at det ikke finnes kointegrasjon mellom markedene og at det er tilstrekkelige muligheter for internasjonal diversifisering. Forskningen på dette feltet viser imidlertid til forskjellige resultater og andre studier har funnet en styrkende sammenheng

² Den europeiske monetære union.

mellom disse markedene, da særlig etter finanskrisen i 1987 og Asiakrisen på slutten av 1990-tallet (Cha og Oh 2000).

En rekke empiriske studier har undersøkt langsiktige sammenhenger og kortsiktige kausale sammenhenger blant de fremvoksende asiatiske finansmarkedene og de største etablerte aksjemarkedene. Til tross for disse, er lite oppmerksomhet gitt til aksjemarkedene i BRIC-landene. Studiene til Kenourgious *et al.*(2007), Bhar og Nikolova (2009) og Queensly (2010) er tre av få studier som er utført på disse markedene.

Kenourgious *et al.*(2007) forsøkte å fange den ikke-lineære sammenhengen i BRIC-landene og to utviklede land (USA og Storbritannia) under de fem siste finanskriser (Asiakrisen, Russlands konkurs, Dot com-boblen, børskrakket i Brasil og Brasilkrisen). Resultatene beviser en assymetrisk økning i avhengigheten mellom aksjemarkedene under alle fem krisene. Hoppet i korrelasjoner og volatiliteter fra stabile perioder til kriseperioder viser en internasjonal smitte av finanskriser.

Bhar og Nikolova (2009) undersøkte graden av integrasjon og dynamisk sammenheng mellom aksjemarkedene i BRIC-landene og verden. India viste den høyeste graden av regional og global integrasjon blant BRIC-landene, etterfulgt av Brasil og Russland og til sist Kina. Studien konkluderer med at det finnes diversifiseringsmuligheter, og at porteføljeinvestorer kan fortsette å få solid avkastning ved å investere i disse aksjemarkedene.

Queensly Jeyanthi (2010) brukte månedlig data fra 2002-2009 og undersøker kort- og langsiktige sammenhenger mellom BRIC-landene og USA og Japan. Studien finner ingen bevis for et langtidslikevektsforhold og begrunner at det finnes langsiktige diversifiseringsmuligheter for internasjonale porteføljeinvestorer. Av kortsiktige sammenhenger finner studien at India er dominert av USA, Russland er dominert av Japan, og de andre markedene er verken dominert av USA eller Japan. På kort sikt er derfor diversifiseringsmulighetene i India og Russland begrenset.

Det finnes lite forskningslitteratur på langsiktige likevektsforhold mellom aksjemarkedet i Norge og internasjonale markeder. Knif and Pynnönen (1999) undersøkte hvilken innflytelse verdens ledende aksjemarkeder (USA, Japan, Hong Kong, Storbritannia, Frankrike, Sveits og Tyskland) har på avkastningen til de mindre nordiske markedene (Danmark, Finland, Norge og Sverige) i perioden 1993-1996. Resultatene indikerer at endringer i Dow Jones

Industrial Average (USA) har en innvirkning på alle markedene. De finner også langtidslikevektsforhold mellom Norge og Sverige. Zhang (2012) brukte Johansens metode og fant to kointegrerte vektorer mellom de skandinaviske markedene i perioden 2006-2011, noe som konkluderes med at fordelene ved å diversifisere mellom disse markedene kan være noe begrenset.

Resultatene fra tidligere forskning er inkonsistent og tvetydig. Kointegrasjonsanalyse er betydelig avhengig av valg av aksjemarked, utvalgsperiode, tidsfrekvens og spesifikasjoner i modellen.

Denne oppgaven vil bidra til den stadige økende litteraturen innen internasjonal integrasjon ved å undersøke om det eksisterer langsiktige likevektsforhold mellom Norge og internasjonale handelspartnere, samt BRIC-landene. Studien vil gi norske investorer et bevis på om det finnes potensielle diversifiseringsmuligheter blant deres viktigste internasjonale handelspartnere og verdens største fremvoksende økonomier. De fremvoksende økonomiene er svært interessante og i følge prediksjonene til økonomen Jim O'Neil (2001) vil økonomien i BRIC-landene overgå økonomien i G7-landene³ innen 2027.

³ G7-landene består av USA, Storbritannia, Frankrike, Tyskland, Italia, Canada og Japan.

2. Problemstilling

Ifølge moderne internasjonal porteføljeteori er internasjonal diversifisering er fordelaktig da aksjer notert i forskjellige land skal ha lavere korrelasjon, sammenlignet med aksjer notert i samme land og den totale porteføljerisikoen vil dermed reduseres (Eiteman 2013).

Langsiktige sammenhenger, gjensidig avhengighet og langtidslikevektsforhold mellom lands aksjemarkeder påvirker fordelene ved internasjonal diversifisering. De fremvoksende markedene er også integrert med resten av verden, men har kommet kortere i integrasjonsprosessen enn de industrielle landene. En økende integrasjon over tid vil føre til at fordelene ved internasjonal diversifisering vil avta og også føre til mer finansiell smitte under ustabile perioder (Ibrahim 2005).

Gitt bakgrunnen til studien, er formålet med denne oppgaven å *undersøke potensielle diversifiseringsmuligheter for en norsk investor ved å analysere langsiktige sammenhenger blant industrialiserte⁴ og fremvoksende land (BRIC) ved bruk av kointegrasjonsanalyse.*

⁴ Med industriland siktes det i oppgaven til Norge og de fire markedene norske investorer har mest aksjeinvesteringer i (USA, Storbritannia, Frankrike og Tyskland) (SSB 2013).

3. Teoretisk bakgrunn

Det empiriske begrepet kointegrasjon vil bli presentert og diskutert i kapittel 4.2, men for å forstå betydningen av kointegrasjon, er det viktig å introdusere konseptet først. Dette vil gi en større forståelse for den økonomiske teorien som ligger bak kointegrasjon og hvordan kointegrasjon kan brukes som investeringsverktøy. Hovedideen bak kointegrasjon er at variablene har en tendens til å bevege seg sammen over tid – de har et likevektsforhold. Kortsiktige avvik fra likevekten er mulig, men på lang sikt vil variablene returnere tilbake til likevektsforholdet på grunn av såkalte likevekts- eller feilkorrigeringsmodeller (Engle og Granger 1987).

3.1 Faktorer som bidrar til sterkere gjensidig avhengighet

Det er liten tvil om at handel og investeringer på tvers av landegrenser og markeder har økt betydelig de siste tiårene⁵. En av grunnene til dette er blant annet liberaliseringen av markedene. En annen grunn er selve globaliseringen av verdensøkonomien som har gjort det mulig å investere i aksjemarkeder verden over ved hjelp av kun et tastetrykk (Corhay, Tourani - Rad, og Urbain 1993).

Det er mange grunner til at investorer velger å investere i utlandet, det kan være høyere avkastning og/eller lavere risiko. Flere benytter seg også av denne muligheten for å diversifisere porteføljen sin (lavere risiko). Økt handel mellom markedene har ført til større gjensidig avhengighet mellom aksjemarkedene. Økt avhengighet har mange positive sider; blant annet at det gir større muligheter for internasjonal kapitalflyt til fremvoksende markeder, noe som øker investeringsgraden og fører til økt real vekst. Økt kapitalflyt kan spesielt knyttes til flyt fra industrielle land til utviklingsland [(Rangvid 2001, Bessler og Yang 2003)], men i senere tid også fra BRIC-land til LIC-land⁶ (Samake og Yang 2011).

⁵ Se blant annet Rangvid (2001), Corhay et al. (Corhay, Tourani - Rad, and Urbain 1993), Kasa (1992) and Bang Nam & Chiang (1991).

⁶ LIC (Low Income Countries) er land med en bruttonasjonalinntekt (BNI) per innbygger lavere enn 1 308 USD (TheWorldBank 2011).

Globalisering er en betydelig grunn til at verden og aksjemarkedene blir stadig mer gjensidig avhengige. Verden forandres ved at varer, kapital og mennesker stadig lettere flyttes over landegrensene. Ulike land og individer påvirkes i dag i stor grad av de samme økonomiske, politiske og kulturelle utviklingstrekkene. Dereguleringer av valuta- og finansmarkedene, utviklingen av IT og nye finansielle instrumenter har de siste 15-20 årene muliggjort en stadig tettere integrasjon av de globale kapitalmarkedene. I tillegg har omfattende skritt i retning av friere handel (EUs indre marked, EØS, NAFTA, WTO) bidratt i samme retning. Den viktigste drivkraften er og har imidlertid trolig vært utviklingen av kommunikasjonssystemer (NOU 2000).

Mer relevant for oppgavens diskusjon om globalisering er utviklingen i IT som i økende grad gjør det mulig å handle aksjer over landegrenser til lave internasjonale transaksjonskostnader. I dag kan meglere, banker, selskaper og individuelle investorer flytte store kapitalbeholdninger fra et land til et annet ved hjelp av kun et tastetrykk (NOU 2000). Disse faktorene har hatt en betydelig innvirkning på økt kapitalflyt og gjensidig avhengighet i finansmarkedene (Blackman, Holden, og Thomas 1994).

Phengpis og Apilado (2004) analyserte hvorvidt økonomisk avhengighet kan forklare kointegrasjon og felles stokastiske trender i internasjonale aksjemarkeder. De gjennomførte en komparativ analyse av aksjemarkedene i fem EMU-land og fem ikke EMU-land i perioden 1979-2002. Aksjemarkedene for ikke-medlemslandene viste ingen antydninger til kointegrasjon over perioden. EMU fremmer økonomisk avhengighet og samordner pengepolitikken til medlemmene, og resultatene viste at EMU-landene er kointegrerte over hele perioden. Kointegrasjonen ble sterkere utover analyseperioden og ble styrket ytterligere etter innføringen av euroen i 1998. De konkluderer med at økonomisk avhengighet mellom land er avgjørende for om det eksisterer kointegrasjon og felles stokastiske trender mellom land.

Fremvoksende land har ofte som hensikt å øke sine økonomiske gevinster gjennom samarbeid, gjerne sektorspesifikke avtaler. Kina og Russland er medlem av Shanghaigruppen, en politisk, økonomisk og militær organisasjon, som blant annet fremmer økonomisk samarbeid. For eksempel har møter mellom disse landene muliggjort signeringen

av store energiavtaler. Sektorspesifikke organisasjoner (G-20⁷ eller IOR-ARC⁸) er særlig populært blant fremvoksende land da de ikke involverer tap av suverenitet (Renard 2009).

I perioden 2002-2007 var den gjennomsnittlige årlige BNP-veksten 3,7 % i Brasil, 6,9 % i Russland, 7,9 % i India og 10,4 % i Kina (Renard 2009). Veksten har tiltrukket seg mye oppmerksomhet fra multinasjonale selskaper, investeringsfond, finansinstitusjoner og private investorer over hele verden. Globalt rangerer investorer BRIC-landene blant de fem beste destinasjonene å gjøre utenlandske direkteinvesteringer (UDI) i. Kina er rangert høyest, dernest India, USA på tredje, etterfulgt av Russland og Brasil, som opptar henholdsvis fjerde og femte plass (UNCTAD 2008). I 2010 representerte BRIC-landene 15 % av de totale globale UDI (nesten tre ganger høyere enn i år 2000). Selskapene i BRIC-landene utvidet også sin globale tilstedeværelse og seksdoblet sine utenlandske investeringer i denne perioden, og utgjorde 3 % av verdens totale UDI i 2010 (Queensly Jeyanthi 2010).

BRIC-landene har i senere tid blitt mer gjensidig avhengige av hverandre og også mer sammenknyttet med de industrielle landene, gjennom blant annet organisasjoner som fremmer økonomisk samarbeid og industrilandenes direkteinvesteringer i BRIC. Disse forholdene kan tyde på at det kan eksistere kointegrasjon mellom landene i analysen.

3.2 Økonomiske konsekvenser av kointegrasjon

Å investere i internasjonale aksjemarkeder er i oppgavens tilfelle en langsiktig investeringsstrategi og det er derfor svært nyttig å studere aksjemarkeders sammenheng over tid. Moderne porteføljeteori foreslår å diversifisere investeringene mellom ulike typer aktiva på tvers av nasjoner med lavere korrelasjoner for å minimere risiko, uten å ofre avkastning. Økt integrasjon reduserer fordelene ved internasjonal diversifisering betydelig.

⁷ G-20 er en gruppe bestående av de 20 største økonomiene i verden, med formål om å bringe sammen viktige industri- og utviklingsland, og fremme en balansert og bærekraftig økonomisk utvikling for å begrense skjevheter og redusere fattigdom (GPFI).

⁸ IOR-ARC (Indian Ocean Rim Association for Regional Co-operation) er internasjonal organisasjon som jobber for fremme økonomisk samarbeid mellom 20 medlemsland som grenser til det indiske hav (IOR-ARC).

3.2.1 Investeringsstrategi – diversifisering

Kointegrasjonsanalyse kan være nyttig i beslutninger knyttet til investeringsstrategi. Ser man bort fra de positive sidene ved økt økonomisk avhengighet, vil sterkere sammenhenger mellom aksjemarkeder by på diversifiseringsproblemer for den enkelte investor.

Fordelene med internasjonal diversifisering er at avkastningen i ulike aksjemarkeder rundt om i verden ikke er perfekt positivt korrelert. I forskjellige land finnes det ulike industrielle strukturer og økonomiene følger gjerne forskjellige konjunkturer. Dermed kan en forvente lavere korrelasjon mellom avkastningen til investeringer i forskjellige land enn mellom investeringer innenfor et gitt land. De fleste empiriske studier bekrefter dette (Eiteman 2013). Dersom globale aksjemarkeder blir mer integrert over tid, vil fordelene med diversifisering reduseres. Eiteman (2013) utførte en korrelasjonsanalyse for å undersøke hvorvidt aksjemarkedet i USA og utvalgte land⁹ ble mer korrelert over perioden 1977-1996. Han delte perioden i to like underperioder på 10 år (1977-1986 og 1987-1996). Resultatene viser at alle landene i analysen, utenom Danmark, viste en betraktelig økende korrelasjon over perioden. Studien konkluderer med at korrelasjonene har økt over tid og at aksjemarkedene mest sannsynlig har blitt mer integrerte, men at det fortsatt finnes mange muligheter for internasjonal porteføljediversifisering da korrelasjonskoeffisientene er langt fra 1,00. Men det er ikke mulig å trekke konklusjoner om markedsintegrasjon ved å se på korrelasjonskoeffisientene alene (Longin og Solnik 1995). Denne oppgaven studerer derfor markedsintegrasjon ved å undersøke det langsiktige likevektsforholdet mellom internasjonale aksjemarkeder.

Dersom kointegrasjonsanalysen viser at aksjemarkedene følger sin egen trend og ikke beveger seg sammen over tid, kan investorer oppnå fordeler ved langsiktig internasjonal diversifisering. Hvis det imidlertid finnes kointegrasjon, vil det innebære at en felles stokastisk trend fører markedene sammen på lang sikt. I en slik situasjon vil bevegelsen i ethvert marked representere bevegelsene i de andre markedene, og dette kan til dels eller helt fjerne fordelene ved internasjonal diversifisering. Ettersom markedene beveger seg sammen, vil tap i et marked føre til tap i andre markeder, og dersom man investerer i en portefølje med kointegrerte markeder, vil en derfor ikke på lang sikt få redusert risikoen.

⁹ Canada, Danmark, Frankrike, Tyskland, Hong Kong, Japan, Singapore, Sveits og Storbritannia.

Kointegrasjon mellom aksjemarkeder tyder på at færre aktiva tilbyr diversifiseringsfordeler og investorer bør revurdere plasseringen av kapital i disse markedene. For å maksimere fordelene ved langsiktig diversifisering bør en identifisere aktiva som er uavhengige av signifikante langtids sambevegelser (Phengpis og Swanson 2011).

3.2.2 Risikofaktorer ved internasjonal diversifisering

Som nevnt ovenfor, brukes internasjonal diversifisering til å redusere risikoen i en portefølje, men det knyttes også risiko til investeringer på tvers av landegrenser. Investorer vil være utsatt for ulike skattesatser, transaksjonskostnader og politisk risiko¹⁰ knyttet til de ulike landene, og dette bør inkluderes når fordelene ved diversifisering skal vurderes (Bartram og Dufey 2001). Bodie et al. (2011) trekker frem valutarisiko som en av de mest betydningsfulle risikofaktorene.

Valutakursrisiko

Investeringer i ulike land med ulike valutaer øker valutarisikoen. Volatile valutakurser kan fjerne eller ekstremt forbedre avkastningen i utenlandske investeringer (Bodie, Kane, og Alan 2011).

En enkel illustrasjon av hvordan endringer i valutakursen kan påvirke en investering er som følger: 2 USD veksles mot 1,00 EUR og blir investert i DAX i et år og gir 20 % avkastning per år. Ved årets slutt har investeringen på 1,00 EUR vokst til 1,20 EUR. I løpet av året har imidlertid valutakursen endret seg til 2,20 USD per 1,00 EUR. 1,20 EUR blir vekslet tilbake for 2,64 USD¹¹, hvilket gir en totalavkastning på 32 %. Dermed har en 10 % appresiering av USD/EUR bidratt til en 12 % høyere totalavkastning. Eksempelet viser at valutakursene kan ha stor innvirkning på avkastning og risiko ved utenlandske investeringer, og bør derfor inkluderes i investeringsbeslutningen. For å sikre seg mot valutarisiko i internasjonale porteføljer kan investorer benytte seg av valutasikring ved å for eksempel handle i opsjons- og futuresmarkedet¹².

¹⁰ Politisk risiko er risikoen for at myndighetene endrer skattesystem, skattesatser, eller andre reguleringer og rammebetingelser som påvirker avkastningen på investeringen.

¹¹ $1,20 \text{ EUR} * 2,20 = 2,64 \text{ USD}$, hvilket gir avkastning på $(2,64 - 2,00) / 2,00 = 0,32$.

¹² For utredning om valutasikring i internasjonale porteføljer, se Maurer and Valiani (2007).

3.2.3 Markedseffisiens

Et marked anses effisient dersom prisene på en finansiell eiendel til enhver tid gjenspeiler all tilgjengelig informasjon om eiendelens fundamentale verdi (Fama 1970). Ifølge markedseffisienshypotesen (EMH) vil det derfor være umulig for en forvalter konsistent å slå markedet og aktiv forvaltning vil tilføre minimal verdi. Hypotesen bygger på at aksjemarkedet er en stor aktiv markedsplass, preget av hard konkurranse mellom forvalterne som fører den spekulative fortjenesten til null (ingen ekstraavkastning utover normal risikojustert avkastning). Ettersom aksjehandel koster penger i form av kurtasje, vil en aktiv forvaltningsstrategi, karakterisert som en strategi som prøver å utnytte feilprisede aktiva, tape mot en ren indekseringsstrategi. Ifølge markedseffisienshypotesen finnes det ingen feilprisede aktiva (arbitrasjemuligheter), fordi den usynlige hånden reagerer raskere enn enhver enkelt forvalter (Ang, Goetzmann , og Schaefer 2009).

Aksjeprisene inneholder ifølge hypotesen til enhver tid all eksisterende verdirelevant informasjon, og prisene vil derfor kun endre seg i respons til ny informasjon. Ettersom ny informasjon er uforutsigbar, vil også prisendringer være uforutsigbare. Dette betyr at utviklingen i aksjeprisene følger en random walk, hvor prisendringene er tilfeldige og umulige å predikere (Fama 1965). For å kunne oppnå meravkastning, må altså markedet være ineffisient.

Markedseffisienshypotesen er basert på en rekke strenge forutsetninger og i de siste tiårene har akademisk forskning videreutviklet hypotesen til å gjenspeile et mer realistisk bilde av finansmarkedet¹³. Resultatet er en mer moderne hypotese med mindre strenge forutsetninger, som blant annet tar hensyn til at det finnes markedsfriksjoner, kostnader ved informasjonsinnhenting, prinsipal-agent problemer og restriksjoner knyttet til kapitalstruktur. Den moderne hypotesen tillater at det eksisterer lønnsomme arbitrasjestrategier dersom de er basert på utnyttelse av komparative fortrinn (Ang, Goetzmann , og Schaefer 2009).

Hvordan er markedseffisienshypotesen knyttet til kointegrasjon? Granger (1986) hevder at dersom prisen på to (eller flere) eiendeler er kointegrert, som angitt av

¹³ Se (Grossman and Stiglitz 1976), (Ross 1976) og (Shleifer and Vishny 1997).

feilkorrigeringsmodellen, er minst prisen på en eiendel forutsigbar. Dette bryter med den opprinnelige markedseffisienshypotesen (Fama 1970).

3.2.4 Arbitrasje

Prinsippet om ingen arbitrasje er en svært viktig forutsetning for prisingen av en finansiell eiendel. Arbitrasjehandel vil si samtidig kjøp og salg av det samme, eller vesentlig tilsvarende, aktiva i to forskjellige markeder til fordel for forskjellige priser (Bodie, Kane, og Alan 2011). Den første investoren som oppdager en arbitrasjemulighet og har muligheten til å handle raskt, vil oppnå en risikofri fortjeneste. Investoren vil da selge det overprisede aktivumet (shortsalg) og samtidig kjøpe det underprisede, og oppnår en fortjeneste lik prisforskjellen. Mange investorer vil prøve å dra nytte av denne muligheten, noe som skaper stort handelsvolum, og fører til at feilprisingen korrigeres og arbitrasjemuligheten utlignes (Berk og DeMarzo 2011).

Av årsaker nevnt i kapittel 3.1, har alle typer investorer nå bedre tilgjengelighet til å handle på tvers av markeder, og rent praktisk også bedre tilgjengelighet til å utnytte arbitrasjemuligheter. Men økt integrasjon og informasjonsflyt fører, mest sannsynlig, også til at aksjemarkedet blir mer effisient og at slike muligheter sjeldnere oppstår. Dersom en mulighet skulle oppstå vil det bli flere investorer i konkurransen om å plassere de første ordrene.

Statistisk arbitrasje er en investeringsstrategi og har lenge vært brukt av hedgefond. Konseptet går ut på å finne verdipapirer som historisk sett har hatt et langtidslievektsforhold (kointegrasjon). Når prisspredningen mellom dem blir betydelig; shortsalg vinneren og kjøp taperen. Så snart spredningen går tilbake til sin normale (faste) posisjon (mean-reversion¹⁴), gir det en fortjeneste. Lønnsomheten i statistisk arbitrasje avhenger av at den historiske sammenhengen mellom aktivaene også vil gjelde i fremtiden. Det betyr ikke at de beveger seg i samme retning hver handelsdag, men at eventuelle avvik fra den modellerte sammenhengen antas å være midlertidig og forventes å bli korrigert. Når

¹⁴ En teori som sier at priser og avkastning over tid beveger seg mot gjennomsnittet. Gjennomsnittet kan være det historiske gjennomsnittet av aksjeprisen eller aksjeavkastningen.

investorer utnytter avviket blir spredningen skjøvet tilbake til sitt (faste) likevektsforhold igjen (Alexakis 2010).

De er viktig å skille mellom korrelerte og kointegrerte aksjekurser. Korrelasjon reflekterer den kortsiktige samvariasjonen i *aksjeavkastningen* og er utsatt for stor ustabilitet over tid. Aksjer som korrelerer vil bevege seg i samme retning mesteparten av tiden, men størrelsen på bevegelsen er ukjent. Dersom du handler på spredningen mellom aksjeavkastningen, kan denne vokse og vokse og ikke nødvendigvis vise noen tegn til mean-reversion. I en slik situasjon er det ingen arbitrasjemulighet og heller ikke meravkastning. Korrelasjon er altså et kortsiktig begrep og slike hedgingstrategier krever ofte hyppig rebalansering.

I kointegrerte markeder er det mulig å finne og utnytte arbitrasjemuligheter. Slik arbitrasje er blitt beskrevet ovenfor, utelates hensyn til transaksjonskostnader, risiko, kapitalbehov, og likviditet og irrasjonalitet i markedet. Ideen om at markedsprisene vil bevege seg og utligne arbitrasjemulighetene er en av de mest fundamentale konseptene i finansiell teori. Et aktuelt eksempel på identiske eiendeler med forskjellige priser er verdipapirene American Depositary Receipt (ADR). En ADR er et amerikansk verdipapir som representerer en aksje i et ikke-amerikansk selskap notert på en utenlandsk børs. Etter å ha justert for valutakurser bør prisene på ADR og den underliggende utenlandske aksjen til enhver tid være den samme. Det hender imidlertid ofte at disse prisene spriker og at en ADR omsettes høyere/lavere enn den underliggende aksjen (Liu og Bogomolov 2012). Liu og Bogomolov (2012) fant en empirisk månedlig arbitrasjeavkastning på mellom 0,5 % til 3,8 % (inkludert transaksjonskostnader) ved å utnytte prisforskjeller på disse eiendelene.

Irrasjonelle investorer er en stor trussel for arbitrasjører. Long et al. (1990) beskriver aksjemarkedet som en arena hvor rasjonelle arbitrasjører konkurrerer mot irrasjonelle støy-handlere¹⁵. Støy-handlerne har feilaktige informasjonsoppfatninger som påvirker aksjeprisene og kan få prisene til å avvike betydelig fra fundamentale verdier. Dersom en aksje er underpriset, kan en investor kjøpe den og oppnå en fortjeneste, men den kommer ikke uten risiko. Selv om aksjeprisen omsider skal konvergere til sin fundamentale verdi, kan

¹⁵ Investorer som ikke handler på grunnlag av faktisk informasjon, men på grunnlag av pseudo-informasjon som diverse rykter eller mindre kvalifiserte råd fra profesjonelle forståelsegjære (NOU 1995).

støy-handlerne gjøre feilprisingen enda verre. Dersom markedet er irrasjonelt lenger enn investoren kan holde seg likvid, vil investoren tape penger (Bodie, Kane, og Alan 2011).

Risikoen for at arbitrasjører må realisere ugunstige posisjoner gjør at ikke alle arbitrasjemuligheter blir utnyttet. Dette kan føre til at den viktige effekten av arbitrasje; å føre prisene tilbake til likevekt, ikke til enhver tid er gjeldende. Priser på identiske eiendeler kan da være ulike over tid og føre til at kointegrasjonsforholdet ikke er slik det ble predikert. Utgangspunktet er likevel at dersom det eksisterer kointegrasjon mellom aksjemarkeder, vil det være mulig å utnytte arbitrasjemuligheter ved strategisk investering. Og i tilfeller hvor det ikke eksisterer kointegrasjon mellom aksjemarkeder, kan investorer redusere risiko ved å diversifisere i disse markedene.

4. Empirisk bakgrunn

4.1 Stasjonære og ikke-stasjonæreprosesser

Det er viktig å skille mellom stasjonære og ikke-stasjonære prosesser innen tidsseriedata, og i sistnevnte skille mellom *streng* og *svak* stasjonæritet. Dette er relevant for kointegrasjon mellom aksjemarkeder da det er velkjent at aksjepriser generelt er ikke-stasjonære (Corhay, Tourani - Rad, og Urbain 1993).

En tidsserie regnes som *strengt stasjonær* dersom hele sannsynlighetsfordelingen av dens verdier, til enhver tid, ikke er påvirket av en vilkårlig forskyvning langs tidsaksen. Altså er sannsynlighetsfordelingen til y_1 den samme som for hvilken som helst annen y_t . Eksempelvis vil dette bety at kovariansen mellom y_t og y_{t-k} for hvilken som helst k , ikke avhenger av t [Verbeek (2008) og Stock og Watson (2012)]:

$$f(y, y_{t+1}, \dots, y_T) = f(y_{t+k}, y_{t+1+k}, \dots, y_{T+k}) \quad (4.0)$$

Strengt stasjonære tidsserier finnes sjelden i praksis og denne oppgaven vil derfor fokusere på *svakt stasjonære* prosesser i analysen. En tidsserie vil derfor anses som stasjonær dersom vilkårene og forutsetningene for svakt stasjonære prosesser er oppfylt. Under denne definisjonen trenger ikke *hele* sannsynlighetsfordelingen å være stasjonær over tid, men kun de viktigste moment-estimatene; gjennomsnitt, varians og kovarians (Verbeek 2008).

Egenskapene til ikke-stasjonære tidsserier vil derimot endre seg over tid. I slike tidsserier vil varians, gjennomsnitt og kovarians ha ulik verdi ut i fra hvor på tidsaksen observasjonen befinner seg. Variansen vil øke etter hvert som utvalget til tidsserien går mot uendelig (Robert og Harris 2003).

Det er flere grunner til hvorfor det er viktig å skille mellom stasjonære og ikke-stasjonære tidsserier. For å avdekke historiske sammenhenger og forhold må man nødvendigvis bruke historisk data. Dersom hensikten er å bruke de historiske sammenhengene til å si noe om fremtiden, er det viktig at dataene som brukes er stasjonære. Hvis fremtiden er fundamentalt

forskjellig fra fortiden, vil trolig ikke de historiske sammenhengene være pålitelige (Stock og Watson 2012).

Dette kan vises matematisk ved bruk av en autoregressiv prosess, en AR(1)- prosess¹⁶:

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

hvor nåverdien av y_t er lik en konstant μ , pluss ϕ multiplisert med sin tidligere verdi y_{t-1} , pluss en uforutsigbar komponent u_t som er feilleddet. I dette tilfellet er det verdien av ϕ som er spesielt interessant, da variabelen indikerer om prosessen er stasjonær eller ikke-stasjonær. Brooks (2008) nevner tre tilfeller, som representerer tre ulike verdier av ϕ :

1. $|\phi| < 1$; vil si at et sjokk i systemet i gjeldende tidsperiode t er midlertidig; det vil gradvis dø bort og dermed er denne tidsserien **stasjonær** – over tid vil denne tidsserien ha lik sannsynlighetsfordeling og dermed ha et konstant gjennomsnitt, varians og kovarians. Tidsserien vil dermed konvergere mot sin gjennomsnittlige verdi over tid.
2. $\phi = 1$; sjokk i tidsperiode t vil vedvare i systemet og aldri dø ut; sjokket er altså permanent. I dette tilfellet er tidsserien å anse som **ikke-stasjonær** og modellen vil inneholde en *enhetsrot*, noe som tilsier at variabelen y_t avhenger av y_{t-1} .
3. $\phi > 1$; i dette tilfellet blir sjokk mer innflytelsesrike ettersom tiden går. Sjokk i tidsperiode t vil ha en eksponentiell utvikling og eksplodere etterhvert. Tidsserier av denne typen er **ikke-stasjonære**.

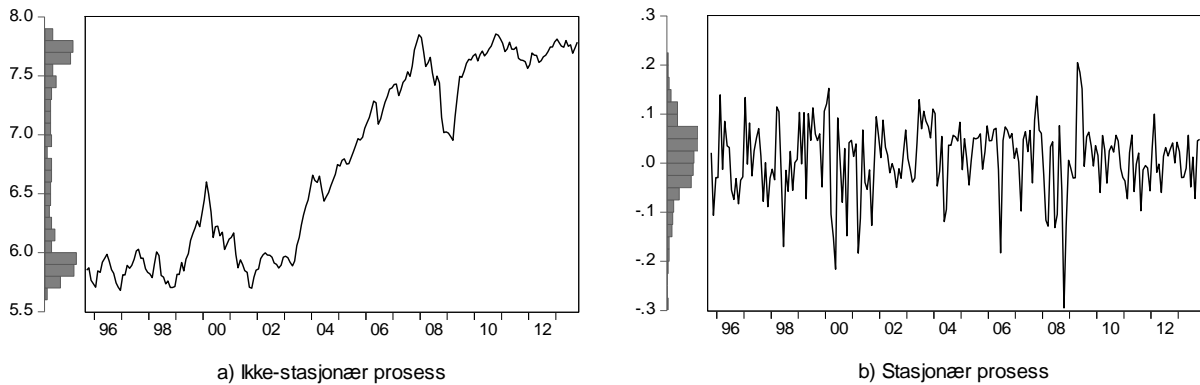
Konseptene ovenfor er mer forståelig dersom man ser på et diagram som grafisk viser sammenhengene mellom verdier av ϕ og stasjonærhet/ikke-stasjonærhet. Figur 1 viser to simulerte tidsserieprosesser: Figur 1 a) er en ikke-stasjonær prosess, mens Figur 1 b) er en stasjonær prosess av tilsvarende tidsserie. En utvidet Dickey-Fuller-test¹⁷ er anvendt for

¹⁶ En første ordens autoregressiv-modell forkortes: AR (1), hvor "1" indikerer at variabelen er integrert av orden 1 (Stock and Watson 2012). Dette er en transformasjon av variablene i en modell og vil bli forklart mer utdypende i kapittel 4.2.

¹⁷ En test som avgjør hvorvidt en tidsserie er stasjonær/ikke-stasjonær. Testen forklares i kapittel 6.1.

begge prosessene og ikke-stasjonæritet bekreftes for Figur 1 a). Av Figur 1 a) kan en også tydelig se at moment-estimatene ikke er konstante over tid.

Figur 1: Stasjonæritet/ikke-stasjonæritet



Dersom man benytter seg av ikke-stasjonære variabler i en modell, kan det føre til misvisende estimater og spuriøse testresultater. Dersom man har to ikke-stasjonære tidsserievariabler, kan en regresjonsligning av de variablene generere høy forklaringsgrad selv om variablene er helt urelaterte. Altså dersom standard regresjonsteknikker blir brukt på ikke-stasjonære data, kan det resultere i en regresjon som *ser* tilfredsstillende ut i følge standard statistiske mål (eksempelvis høy R^2 ¹⁸), men som i virkeligheten er verdiløs. En slik modell vil bli betegnet som en falsk regresjon

En ikke-stasjonær variabel, y_t som blir stasjonær etter differensiering en gang, sies å være integrert av orden 1. Variabelen y_t er da en $I(1)$ -variabel, som betegnes: $y_t \sim I(1)$. En ikke-stasjonær variabel av typen $y_t \sim I(1)$ tilsvarer da en prosess med én enhetsrot (har dermed en stokastisk trend). En *stasjonær* variabel er definisjonsmessig en $I(0)$ -variabel og har dermed ingen enhetsrot. Generelt er en prosess y_t integrert av orden d ($I(d)$), dersom den må differensieres d ganger for å oppnå stasjonæritet (Brooks 2008). Videre vil denne oppgaven kun omhandle dataserier som er integrert av orden $d = 0$ eller $d = 1$.

¹⁸ R^2 forklarer hvor bra en regresjonsmodell passer med et gitt datasett; hvor mye av variansen til den avhengige variabelen som forklares av den uavhengige variabelen(e) (Stock and Watson 2012).

4.2 Kointegrasjon

Konseptet kointegrasjon i tilknytning til tidsserieanalyse og økonometri går tilbake til arbeidet til Engle og Granger (1987). To eller flere tidsserier kointegrerer dersom det eksisterer et langsiktig likevektsforhold mellom dem; altså at de over tid har en felles stokastisk trend. Regresjonsanalyse kan, ved hjelp av kointegrasjon, avdekke et slikt forhold (Stock og Watson 2012).

Brooks (2008) forklarer at når to $I(1)$ -variabler kombineres, vil det i de fleste tilfeller skapes en kombinasjon (likning) som også er $I(1)$. Mer generelt kan det sies at dersom variabler med ulik integrasjonsorden kombineres, vil resultatet bli en kombinasjon med integrasjonsorden lik den variabelen med høyest orden¹⁹.

Med kointegrasjon er derimot dette ikke tilfellet. For å undersøke om det eksisterer en felles stokastisk trend, gjennomfører man en regresjonsanalyse hvor man kombinerer to eller flere variabler og ser om en lineær kombinasjon av disse er stasjonære. Da aksjeindekser som oftest er $I(1)$ -variabler, betyr det i denne sammenhengen at dersom det eksisterer en lineær kombinasjon av to eller flere ikke-stasjonære variabler $I(1)$, hvor *kombinasjonen* er stasjonær ($I(0)$), eksisterer det kointegrasjon mellom nevnte variabler (Brooks 2008).

Matematisk kan stasjonæritet forklares på følgende måte. Dersom en tar utgangspunkt i to ikke-stasjonære variabler y_t og x_t og genererer en OLS-likning slik at de kombineres:

$$y_t = \mu + \beta x_t + z_t \quad (4.2)$$

eksisterer det kointegrasjon dersom feilleddet mellom y_t og x_t , z_t , er $I(0)$ og dermed konstant over tid:

$$z_t = y_t - \beta x_t \quad (4.3)$$

Det vil si at det eksisterer en β slik at (4.3) er $I(0)$.

¹⁹ Eksempelvis: Dersom $y_t \sim I(0)$ og $x_t \sim I(1)$, vil kombinasjonen deres ($\alpha y_t + \beta x_t$) være $I(1)$, da $I(1)$ er en høyere integrasjonsorden og overskygger derfor den lavere ordenen $I(0)$.

Det er viktig å merke seg at to variabler ikke kan være kointegrerte dersom de i utgangspunktet ikke er integrert av samme orden. Dersom en variabel er $I(1)$ og en annen er $I(0)$, kan ikke disse være kointegrerte da den høyeste integrasjonsorden vil dominere. Variablene må altså være integrert av samme orden for at feilleddet til den lineære kombinasjonen er $I(0)$.

5. Data

I analysen benyttes det månedlige observasjoner, hvor sluttkurs²⁰ siste børsdag i måneden er brukt. Analyseperioden er september 1995 til oktober 2013 (Periode 1). Perioden er delt inn i to like underperioder, fra 1995 til 2004 (Periode 2) og fra 2005 til 2013 (Periode 3), for å sjekke at det er konsistens i resultatene og modellene, samt sjekke om det eksisterer bevis for økende kointegrasjon over tid. Formålet er å se på langsiktige og dynamiske sammenhenger mellom det norske markedet og aksjemarkedene i industri- og utviklingsland (BRIC). Følgende aksjeindekser representerer de ulike landene i analysen:

- *OBX* for Norge
- *S&P500* for USA
- *FTSE100* for Storbritannia
- *DAX30* for Tyskland
- *CAC40* for Frankrike
- *RTS* for Russland
- *Shanghai Stock Exchange A Shares* for Kina
- *S&P BSE National 200* for India
- *Brazil Bovespa Index* for Brasil

Data for den russiske aksjeindeksen (RTS) er kun tilgjengelig fra september 1995 og begrenser analyseperioden til 18 år. Dataen er hentet fra Thomson Reuters Datastream og ettersom oppgaven tar utgangspunkt i diversifiseringsmuligheter for en norsk investor, blir indeksene konvertert til NOK ved å bruke valutasluttkursen tilsvarende dag som observasjonen er hentet. Analysen tar da hensyn til valutarisiko og inflasjonseffekter, slik at resultatene gjenspeiler (potensielle) effektive diversifiseringsmuligheter for en investor med

²⁰En aksjes sluttkurs på en gitt børsdag, justert for utbytte og andre selskapshendelser som har oppstått før børsåpning neste handelsdag.

formue i norske kroner. Resultatene vil indikere hvilke langsiktige sammenhenger som eksisterer mellom aksjemarkedene, målt i NOK. Endringer i aksjeindeksene er da også påvirket av endringer i valutakursene. Dersom formålet var kun å avdekke underliggende kointegrerende forhold mellom aksjemarkedene, kunne en ha benyttet lokal valuta. Et kointegrasjonsforhold som eksisterer mellom to aksjemarkeder målt i USD, behøver imidlertid ikke å eksistere dersom aksjemarkedene måles i lokal valuta eller i NOK. Vi har ikke lyktes i å finne tidligere studier som har gjennomført tester i NOK, mesteparten av litteraturen har benyttet lokal valuta eller USD. Rent intuitivt kan man kanskje tro at resultatene derfor ikke lar seg sammenligne med tidligere studier. Flere studier har testet for kointegrasjon, ved bruk av både lokal valuta og en referansevaluta, og funnet tilsvarende empiriske resultater, uavhengig av hvilken valuta som benyttes²¹. Sammenligninger av resultatene i denne oppgaven og tidligere forskning vil på tross av dette bli gjort med forsiktighet da, store valutaendringer kan påvirke funnene i forskjellige retninger.

Videre i oppgaven vil det i diskusjonen rundt kointegrerende forhold, gitt av oppgavens funn, være med utgangspunkt i at disse forholdene ikke nødvendigvis reflekterer underliggende kointegrerende forhold.

Flere av aksjemarkedene er representert i ulike tidssoner. Dette fører til at børsenes åpningstider ikke er helt synkronisert, selv om det i de fleste markeder er overlappende handelstimer. Tabell 1 viser børsdagen i kronologisk rekkefølge.

Tabell 1: Aksjemarkedenes åpningstider

	Kina	India	Russland	Norge	Storbritannia, Frankrike, Tyskland	USA	Brasil
GMT(+1)	02:30-04:30	05:00-	08:00-	09:00-	09:00-17:30	15:30-	16:00-
Norsk tid	06:00-08:30	12:00	17:00	16:30		22:00	23:00

La oss anta at verdens aksjemarkeder påvirkes av utviklingen i det amerikanske aksjemarkedet [(Fun og Shim 1989), (Baumöhl og Výrost 2010)]. Det kinesiske og indiske

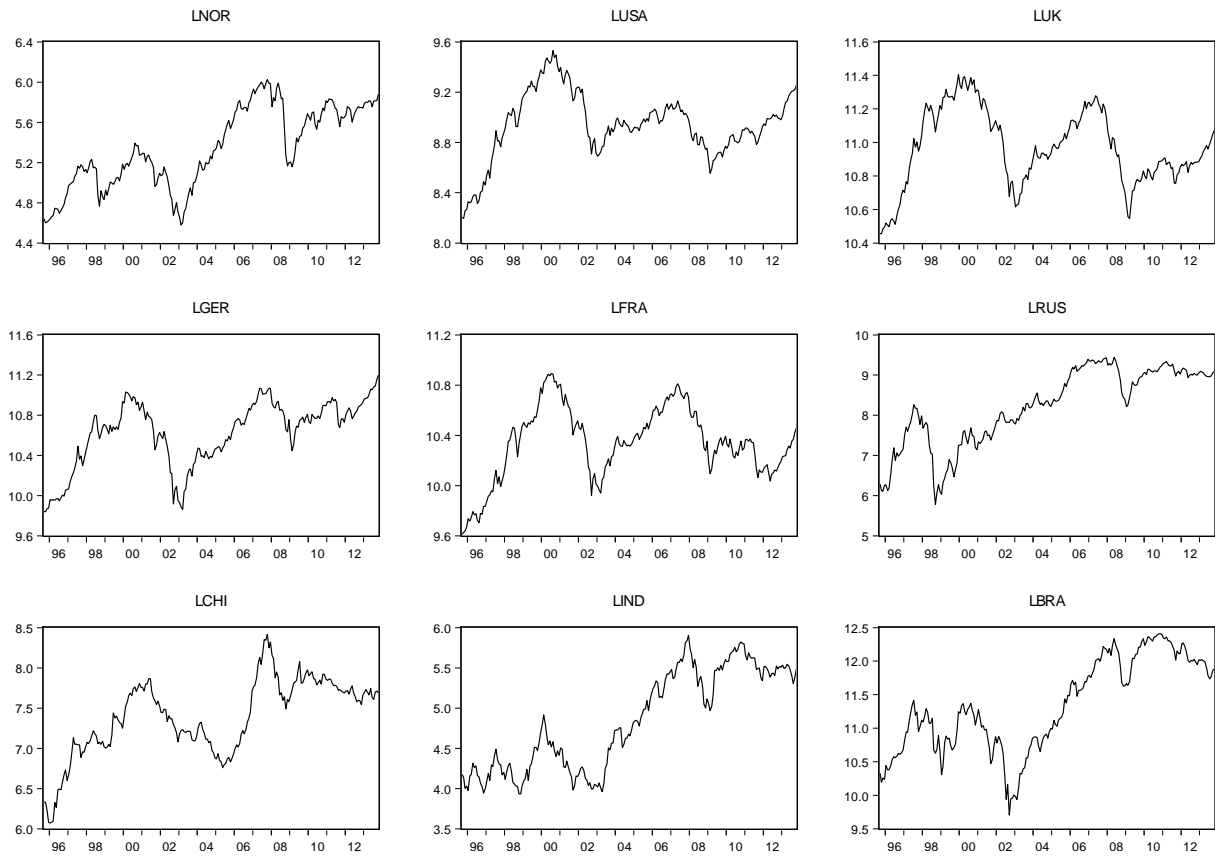
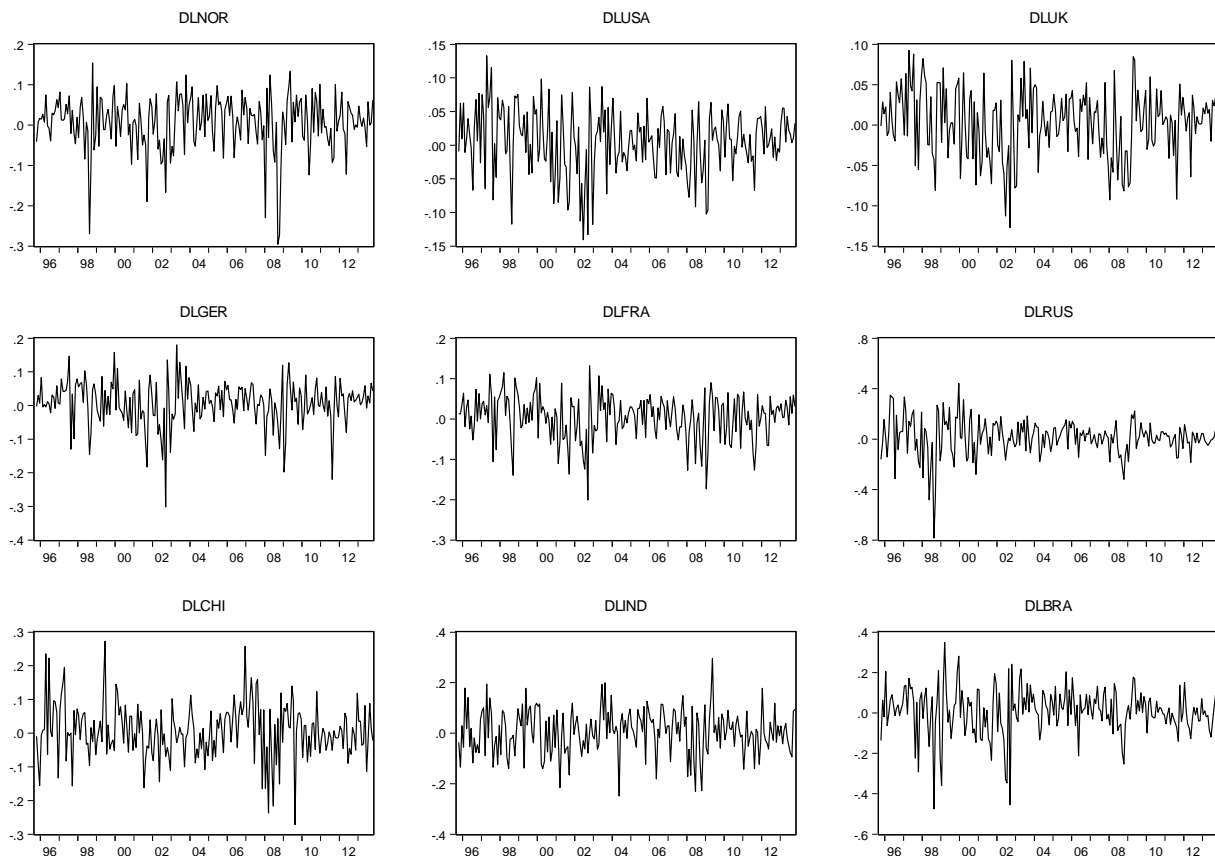
²¹ Se blant annet Koch og Koch (1991), Chen et al. (2002) og Darrat og Zhong (2005).

aksjemarkedet er allerede stengt før det amerikanske åpner, og vil derfor ikke reagere på amerikanske sjokk på samme tid, men med én dags etterslep. Dersom det amerikanske markedet er påvirket av utviklingen i Kina og India, vil S&P 500 reagere på sjokkene deres samme dag. Dette kan bli en utfordring dersom man bruker daglige observasjoner, og en kan derfor vurdere å lagge S&P500 (og for Brasil) én dag før ($t-1$) de andre indeksskursene. Denne analysen benytter derimot månedlig data og unngår effekten av ikke-overlappende åpningstider (Baumöhl og Výrost 2010).

Kointegrasjon er et langsiktig konsept og et høyere antall observasjoner som følge av en lenger tidsperiode ville ha gjort testen mer kraftfull, men å øke frekvensen på dataen ville ikke ha bidratt til mer nøyaktige resultater [(Bailey og Stulz 1990, Hakkio og Rush 1991)]. Daglig data inneholder et høyt nivå av støy som forstyrrer sammenhengene mellom variablene (Bailey og Stulz 1990). Videre er daglig data vanligvis også utsatt for day-of-the-week-effekten²² (Ibrahim 2005).

I testene er aksjeindeksene transformert til sin (naturlige) logaritmiske form. Aksjemarkedsindekser er som regel integrert av første orden $I(1)$ (Brooks 2008), og en grafisk observasjon kan gi en indikasjon på tidsseriens statistiske egenskaper. Figur 2 indekserne på log-nivå og Figur 3 viser månedlig log-avkastning (første differanse).

²² Et fenomen i finansmarkedene hvor aksjeavkastningen på mandager ofte er betydelig lavere enn på foregående fredag.

Figur 2: Log-nivå (periode 1)*Figur 3: Månedlig avkastning (periode 1)*

Figur 2 tyder på at tidsseriene på log-nivå er ikke-stasjonære prosesser med en stigende drift over perioden. De industrielle aksjemarkedene ser alle ut til å ha en lignende utvikling. Blant BRIC-landene er utviklingen i Brasil og India lignende fra år 2003, mens det i tidligere år av utvalget er vanskelig å trekke sammenhenger. I Kina og Russland er det vanskelig å dra forbindelser med andre markeder. En kan se at alle markedene fikk en kraftig nedgang under dot-com-krisen i 2001-2002 og under finanskrisen i 2008-2009. I Figur 3 ser det ut til at tidsseriens avkastning er mean-reverting og gjennomsnittlig beveger seg rundt null. De sterkeste svingningene observeres også her rundt år 2002 og 2008. Det er verdt å merke seg at det grafiske plottet til tidsseriene fort kan være misvisende, og det gir derfor kun indikasjoner til faktisk distribusjon.

Aksjeindeksene på log-nivå Figur 2 og de månedlige avkastningene (Figur 3) tyder på at tidsseriene er $I(1)$ prosesser, da log-nivåene blir stasjonære prosesser $I(0)$ ved å differensieres en gang. Det må likevel utføres formelle statistiske tester for å få mer solide resultater.

Tabell 2 inneholder deskriptiv statistikk fra de differensierte variablene fra alle de ni markedene. Russland har hatt den klart høyeste gjennomsnittlige månedlige avkastningen over perioden, mens Storbritannia har hatt den laveste. Med hensyn til standardavvik, har landene med høyest/lavest avkastning også har hatt tilsvarende volatilitet. BRIC-landene har hatt en langt bedre avkastning enn industrilandene (med unntak av Tyskland), men også høyere volatilitet. Dette kan observeres i Figur 3 ved å se på svingningene i aksjeindeksene. Høye (eksess') kurtoseverdier²³ betyr at distribusjonen til de differensierte variablene ikke er normalfordelt, og i en slik fordeling er det større sannsynligheten for ekstreme verdier. Negativ skjevhet tilsier at avkastningen har en venstreskjev fordeling, hvor mesteparten av fordelingen befinner seg på høyre side av seriens median og inneholder dermed relativt få lave verdier.

²³Normalfordelingen har kurtoseverdi på 3, og fordelinger med høyere verdier enn dette sies å ha "eksess kurtose" relativt til normalfordelingen (Stock and Watson 2012).

Tabell 2: Deskriptiv statistikk, månedlig avkastning (periode 1)

	Gj.snitt	Median	Maks.	Min.	Std.avvik	Skjevhet	Kurtose
DLNOR	0,0057	0,0129	0,1540	-0,2958	0,0678	-1,3289	6,6365
DLUSA	0,0048	0,0090	0,1330	-0,1407	0,0474	-0,4379	3,3149
DLUK	0,0028	0,0057	0,0925	-0,1272	0,0413	-0,3545	2,8972
DLGER	0,0063	0,0107	0,1799	-0,3018	0,0655	-0,9737	5,8067
DLFRA	0,0039	0,0123	0,1315	-0,2008	0,0552	-0,7147	3,7495
DLRUS	0,0129	0,0243	0,4416	-0,7844	0,1438	-0,9333	7,7423
DLCHI	0,0062	0,0024	0,2726	-0,2712	0,0808	0,0418	4,3624
DLIND	0,0060	0,0074	0,2961	-0,2490	0,0875	-0,1603	3,3384
DLBRA	0,0072	0,0132	0,3492	-0,4753	0,1160	-0,8743	5,7010

DLNOR beskriver at første differanse av log-nivå er brukt for å kalkulere månedlig avkastning for aksjeindeksen i Norge. Dette gjelder for alle variablene; DLUSA, DLUK, DLGER, DLFRA, DLRUS, DLCHI, DLIND og DLBRA.

Tabell 3 uttrykker korrelasjonskoeffisientene mellom avkastningen til aksjemarkedene. Matrisen viser at markedsavkastningen i industrilandene er sterkt positivt korrelerte med hverandre, mens avkastningen i BRIC-landene uttrykker en betraktelig lavere samvariasjon. Blant industrilandene finnes den sterkeste korrelasjonen mellom Frankrike og Tyskland (90,39 %) og den laveste mellom Norge og USA (50,52 %). Blant BRIC-landene er korrelasjonen høyest mellom Brasil og Russland (57,67 %) og lavest mellom Brasil og Kina (17,88 %). Generelt viser matrisen en vesentlig høyere korrelasjon mellom avkastningen i industrilandene, enn mellom avkastningen i industri- og utviklingsland. Markedsavkastningen i Kina viser lav samvariasjon med alle de andre aksjemarkedene i analysen.

Tabell 3: Korrelasjonsmatrise, månedlig avkastning (hele tidsperioden)

	DLNOR	DLUSA	DLUK	DLGER	DLFRA	DLRUS	DLCHI	DLIND	DLBRA
DLNOR	1,0000								
DLUSA	0,5052	1,0000							
DLUK	0,6466	0,8026	1,0000						
DLGER	0,6397	0,7415	0,7768	1,0000					
DLFRA	0,6670	0,7298	0,7964	0,9039	1,0000				
DLRUS	0,5473	0,4523	0,4837	0,3966	0,4044	1,0000			
DLCHI	0,1527	0,2080	0,1685	0,1764	0,1547	0,2003	1,0000		
DLIND	0,4568	0,3623	0,3762	0,4216	0,4129	0,3522	0,2566	1,0000	
DLBRA	0,6093	0,5295	0,5907	0,6239	0,5742	0,5767	0,1788	0,4278	1,0000

Alle korrelasjonene er statistisk signifikant på 1 %-nivå, bortsett fra korrelasjonen mellom Kina og Norge, Kina og Storbritannia, samt Kina og Frankrike som er signifikante på 5 % nivå.

6. Metode

6.1 Test for stasjonæritet

I kapittel 4.1 ble konseptet stasjonæritet diskutert, mens dette kapittelet viser hvordan stasjonæritet testes. Det finnes flere metoder som tester for stasjonæritet og forskningslitteraturen viser til ulike tester. Chen et al. (2002) benytter seg både en Dickey-Fuller-test (DF) og en Phillips-Perron-test (PP), mens blant andre Kasa (1992) og Richards (1995b) kun benytter seg av en DF-test. Dickey-Fuller-testen (Dickey og Fuller 1979) er utvilsomt den mest brukte (Stock og Watson 2012).

Testen som vil bli benyttet i denne oppgaven er en Augmented Dickey-Fuller test (ADF), og er en utvidet versjon av en vanlig DF-test. Teorien bak en vanlig DF-test vil bli gjennomgått først og deretter presenteres ADF-testen.

DF-testen undersøker om det eksisterer en eller flere enhetsrøtter – hvorvidt hver individuelle serie er $I(1)$. Denne testen blir gjennomført for å unngå å inkludere ikke-stasjonære variabler som kan gi misvisende resultater. Testen finnes i flere versjoner, hvor den mest elementære baserer seg på en autoregressiv modell (AR(1)), som ble introdusert i kapittel 4.1:

$$y_t = \phi y_{t-1} + u_t \quad (6.1)$$

Formålet er, som nevnt tidligere, å teste nullhypotesen $\phi = 1$, mot den ensidige alternativhypotesen $\phi < 1$. Eller formulert på en annen måte; H_0 : serien inneholder en enhetsrot, mot H_A : serien er stasjonær. I praksis blir testen utført noe annerledes. Ved å differensiere (transformere) (6.1) en gang, det vil si å trekke i fra y_{t-1} på begge sider av likhetstegnet:

$$y_t - y_{t-1} = \phi y_{t-1} - y_{t-1} + u_t \quad (6.2)$$

som gir

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + u_t \quad (6.3)$$

der $\psi = (\phi - 1)$ og feilleddet antas å være såkalt *hvit støy* (white noise)²⁴. En test for $\phi = 1$ vil da være tilsvarende som å teste om $\psi = 0$, ettersom $\psi = (\phi - 1)$.

Hypotesene i Dickey-Fuller-testen blir da følgende:

$$\begin{aligned} H_0: \psi &= 0 \text{ eller } \phi = 1 \\ H_A: \psi &< 0 \text{ eller } \phi < 1 \end{aligned} \quad (6.4)$$

Nullhypotesen (H_0) påstår at serien har en enhetsrot (er ikke-stasjonær). Når det utføres en DF-test av en variabel på nivåform, testes det for stasjonæritet; hvorvidt variabelen inneholder en eller flere enhetsrøtter. Dersom samme test utføres på en differensiert variabel, vil den gi et svar på hvilken orden variabelen er integrert av. Som nevnt i kapittel 4.2, må variablene ha samme integrasjonsorden for at det skal være mulig å teste for kointegrasjon.

Nullhypotesen testes mot alternativhypotesen, hvor H_A påstår at ψ er mindre enn null, noe som tilsier at serien er stasjonær og vil konvergere mot en konstant forventning over tid.

Koeffisienten til ψ beregnes ved en OLS-metode utført på ligning (6.3). Denne benyttes videre for å beregne testobservatoren som brukes i DF-testen (Brooks 2008):

$$\text{testobservator} = \frac{\hat{\psi}}{SE(\hat{\psi})} \quad (6.5)$$

hvor $\hat{\psi}$ er den OLS-estimerte koeffisienten og $SE(\hat{\psi})$ er standardavviket til $\hat{\psi}$. Testobservatoren følger ikke en vanlig t -fordeling under nullhypotesen, ettersom H_0 er ikke-stasjonær, og det finnes egne kritiske verdier som tar hensyn til dette. Denne fordelingen kalles ofte for en *Dickey-Fuller-fordeling* og dersom en sammenligner denne fordelingen med en standard t -fordeling, kan en se at de kritiske verdiene i en DF-fordeling er mye høyere i absoluttverdier (mer negative). Det er altså vanskeligere å forkaste nullhypotesen i en DF-test enn for en vanlig t -test²⁵ (Brooks 2008).

²⁴ Dersom restleddet antas å være et resultat av en uavhengig identisk normalfordelt stokastisk variabel med forventningsverdi = 0 og konstant varians, betegnes det som *hvit støy*.

²⁵ Nullhypotesene blir forkastet når testobservatoren er høyere (i absoluttverdier), enn den kritiske verdien gitt av DF-fordelingen.

Flere praktiske problemstillinger må vurderes før man iverksetter en DF-test for stasjonærhet. En av disse er hvorvidt man skal inkludere deterministiske betingelser som en konstant eller en trend i basisligningen (6.3). Dette gir tre mulige modelleringer av (6.3) (Enders 2010):

1. En modell uten konstant og uten trend (representerer en random walk).
2. En modell med en konstant og uten trend (representerer en random walk med et drift-element).
3. En modell med en konstant og trend (representerer en random walk med drift rundt en stokastisk trend).

Utførelsen av de tre modellene er den samme, men det er viktig å finne ut hvilken av modellene som er korrekt gitt et spesifikt datasett. Det innebærer blant annet valg av betingelser for de ulike kritiske verdiene en skal sammenligne testobservatoren med. Dersom det inkluderes irrelevante betingelser i modellen øker den kritiske verdien (i absolutt verdi) i DF-fordelingen. Her vil en feilspesifisering kunne føre til misvisende resultater. Dersom en inkluderer flere betingelser enn nødvendig, fører dette til at det blir vanskeligere å forkaste nullhypotesen og vice versa. Sannsynligheten for type I og type II feil²⁶ øker.

Sollis og Harris (2003) foreslår at man velger modell ut fra hvordan tidsseriens graf fortøner seg. Dersom grafen ikke starter fra null, kan tidsserien ikke bestå av en random walk med gjennomsnitt lik null. Tidsserien passer derfor ikke inn en modell av type 1, og ved et slikt tilfelle burde man inkludere en konstant i modellen. Dersom grafen indikerer en klar oppadgående eller nedadgående trend, burde en i tillegg inkludere en trend. Underliggende økonomisk teori tilsier likevel at en fornuftig modell av aksjekursens logaritme er en random walk med drift (konstant inkludert)²⁷. Den inkluderte konstanten betyr da at man har en forventet avkastning som er forskjellig fra null (forhåpentligvis også positiv). Dette betyr at tidsserien er en $I(1)$ -variabel. For å teste hvorvidt en aksjeindeks er stasjonær, er det derfor

²⁶ Type I feil innebærer at man feilaktig forkaster en sann nullhypotese. Type II feil innebærer at man feilaktig *unnlater* å forkaste en usann nullhypotese.

²⁷ Økonometrikere er enige i at det er hensiktsmessig å modellere tidsseriedata med en stokastisk trend (random walk med drift) (Stock and Watson 2012).

fornuftig å ta utgangspunkt i at modell 2, er den hensiktsmessige modelleringen i en ADF-test. I kapittel 7.1 vil likevel tidsseriene bli testet for både modell 2 og 3, for å undersøke om resultatene endrer seg.

En annen praktisk utfordring med DF-testen er at den kun er gyldig dersom feilleddet til en modell er hvit støy. Feilleddet vil ofte ha autokorrelasjon og i den vanlige DF-testen blir ikke dette tatt hensyn til, noe som igjen kan føre til misvisende resultater. For å kontrollere for autokorrelasjon kan man utvide ligning 6.3. Dette gjøres ved å legge til laggede verdier (lags) av den avhengige variabelen som forklaringsvariabler - utvide den avhengige variabelen Δy_t med p antall tidsforskyvninger (Brooks 2008):

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-1} + u_t \quad (6.6)$$

De laggede verdiene i (6.6) vil nå fange opp en eventuell autokorrelasjon. Denne testen kalles naturlig nok for en utvidet Dickey-Fuller (ADF) test, og vil bli benyttet videre i oppgaven for å sikre at feilleddene ikke lider av autokorrelasjon. Testens utførelse er fremdeles den samme, slik at hypotesene, testobservatorene og de kritiske verdiene er som tidligere.

Spørsmålet blir da hvor mange lags man skal inkludere. Dersom man inkluderer for få vil ikke autokorrelasjonen forsvinne. Ved å inkludere for mange bruker man opp frihetsgrader, noe som fører til at man øker koeffisientenes standardfeil og reduserer testens styrke²⁸.

I litteraturen er det forslått flere metoder for hvordan man kan velge antall lags, og i følge Verbeek (2008) eksisterer det ikke noen formell konsensus om hvilken metode som bør benyttes. Brooks (2008) foreslår likevel to fremgangsmåter: 1) velge ut i fra den aktuelle tidsseriens frekvens; dersom man har kvartalsdata velger man 4 lags, månedlig data 12 lags etc. Eller 2) velg korrekt antall lags ved hjelp av informasjonskriterier; velg det antallet som minimerer valgt(e) kriterier. For selve ADF-testen vil oppgaven benytte sistnevnte framgangsmåte. For en mer inngående forklaring av informasjonskriterier se Vedlegg C. Blant informasjonskriteriene velges "Aikake Information Criterion" (AIC), da dette kriteriet

²⁸ Styrken til en statistisk test er sannsynligheten for at testen vil forkaste nullhypotesen når alternativhypotesen er sann (sannsynligheten for *ikke* å begå en type II feil). Dersom styrken reduseres impliserer det i dette tilfelle at for en stasjonær prosess vil nullhypotesen om en enhetsrot bli avvist *sjeldnere* enn normalt (Brooks 2008).

er best egnet ved bruk av en ADF-test (Stock og Watson 2012). AIC veier “residual sum of squares” (RSS) mot antall frihetsgrader:

$$AIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T} \quad (6.7)$$

hvor $\hat{\sigma}^2$ er residualvariansen²⁹, k er antall koeffisienter i ligningen og T er antall observasjoner (Brooks 2008).

6.2 Test for kointegrasjon

Det er tre ulike metoder man kan benytte for å vurdere hvorvidt to eller flere variabler er kointegrerte: (1) benytt kunnskap om økonomisk teori, (2) se på grafen til seriene og vurderer om de ser ut til å ha en felles stokastisk trend, og (3) utføre statistiske tester for kointegrasjon. I praksis burde alle tre metodene benyttes supplerende i forhold til hverandre (Stock og Watson 2012). Med hensyn til statistiske tester, kan en skille mellom bi- og multivariat analyse:

En bivariat analyse er en analyse av to variabler og hvordan disse forholder seg til hverandre. I denne oppgaven og innen kointegrasjon vil dette tilsvare en parvis analyse av aksjeindeksene introdusert i kapittel 5. For å granske konsistensen i resultatene, vil de parvise testene vil bli gjennomført med to ulike framgangsmåter (Kühl 2010). Først gjennomføres en parvis analyse med Engle-Granger metoden, deretter utføres en parvis analyse med Johansen metoden.

En multivariat analyse er en analyse av flere variabler samtidig og deres forhold til hverandre. Innen kointegrasjon tester man hvorvidt det eksisterer kointegrasjon i et system hvor mer enn to variabler er inkludert. Den mest brukte metoden for multivariat kointegrasjonsanalyse er Johansen-metoden (Jusélius 2007). I motsetning til Engle-Granger-metoden, hvor en av de to inkluderte variablene må være eksogen³⁰, tillater Johansen-

²⁹ Tilsvarende også “residual sum of squares” (RSS) delt på antall observasjoner, T .

³⁰ En variabel som ikke er avhengig av andre variabler i en regresjon; variabelen er *ikke* korrelert med feilledet (Stock og Watson 2010).

metoden at samtlige inkluderte variabler er endogene³¹. Det er dermed mulig å sjekke for kointegrasjon blant alle de inkluderte aksjemarkedene. Videre i dette kapitlet vil begge metodene bli forklart mer utdypende.

6.2.1 Engle-Granger

Engle-Granger-metoden (EG) benytter seg av en regresjonsligning mellom to variabler (bivariat) for å estimere hvorvidt det eksisterer et kointegrasjonsforhold mellom dem. Metoden er basert på Engle og Granger (1987):

1. Begge variablene må være integrert av samme orden. ADF-metoden benyttes derfor for å teste for stasjonæritet og avdekke variablenes integrasjonsorden. Kointegrasjon er mulig dersom begge variablene er $I(1)$. I motsatt tilfelle hvor variablene er integrert av forskjellig orden kan det ikke eksistere kointegrasjon.
2. Estimere det langsiktige forholdet mellom variablene med en OLS-regresjon:

$$y_t = \beta x_t + u_t \quad (6.8)$$

Ligningen er her vist uten en konstant og/eller trend inkludert. En utvidelse av denne ligningen vil bli diskutert i kapittel 7.2. Dersom variablene er kointegrerte vil estimatet på den virkelige β , benevnt $\hat{\beta}$, være “superkonsistent”. Dette fordi man ved kointegrasjon opererer med stasjonæritet, noe som betyr at dersom $\beta = \hat{\beta}$ vil variansen være mye lavere enn dersom $\beta \neq \hat{\beta}$. Da OLS estimerer $\hat{\beta}$ ved å minimere variansen mellom y_t og x_t , vil $\hat{\beta}$ raskere konvergere mot den virkelige β enn ved en konvensjonell sannsynlighetsfordeling (Verbeek 2008)³².

3. Teste for stasjonæritet i residualene gitt av regresjonsligningen til variablene. Dette gjøres ved å kjøre en ADF-test på det estimerte feilleddet i ligning (6.8) som en egen variabel:

$$\hat{z}_t = y_t - \hat{\beta} x_t \quad (6.9)$$

ADF-testen blir utført som forklart i kapittel 6.1, og hypotesene blir følgende:

³¹ En variabel som er avhengig av andre variabler i en regresjon; variabelen er korrelert med feilleddet i regresjonen (Stock og Watson 2010).

³² For bevis se Verbeek (2008), side 328 – 329.

$$\begin{aligned} H_0: \hat{z}_t &\sim I(1) \\ H_A: \hat{z}_t &\sim I(0) \end{aligned} \quad (6.10)$$

H_0 tilsvarer ikke-stasjonæritet og en forkastelse betyr at feilleddet er stasjonært og at variablene fra modellen er kointegrerte.

Ved Engle-Granger-metoden benyttes de samme testobservatorene som ved en vanlig ADF-test, men det benyttes ikke samme kritiske verdier. Ettersom der her gjennomføres en ADF-test på *estimat*-residualene, vil distribusjonen bli endret på grunn av estimat-feil. Dermed, ved å bruke de vanlige kritiske verdiene gitt av ADF-metoden, kan det ende med at nullhypotesen forkastes for ofte. De kritiske verdiene benyttet i Engle-Granger-metoden vil derfor bli høyere i absoluttverdier (mer negative) enn hva som er tilfellet for en vanlig ADF-test. Testobservatoren fra EG-metoden må altså være mye høyere enn ved en vanlig ADF-test for å kunne forkaste nullhypotesen.

Kritikk av Engle-Granger-metoden

Selv om Engle-Granger-metoden er mye brukt har den sine ulemper [(Jusélius 2007), (Enders 2010)]:

- Ettersom ADF-testen har svak styrke og denne benyttes på regresjonsresidualene, lider følgelig også EG-metoden av noe svak styrke i testen.
- Man må definere hva som er eksogen- og endogen-variabel. Det kan derfor hende at man finner kointegrasjonsforhold gjennom en regresjon, mens dersom man reverserer variablene, altså bytter på hvilken som er eksogen og endogen, vil man ikke finne tilsvarende sammenheng. Dette er uheldig ettersom det langsiktige forholdet burde være uavhengig av hvilken av variablene som er valgt til å være avhengig.
- Testen kan i utgangspunktet kun gjennomføres mellom to variabler, da metoden kun kan identifisere én kointegrasjonsvektor. Dette er et problem ved mer enn to variabler, da det kan eksistere flere kointegrasjonsvektorer i et system. Problemene fra første punkt vil også åpenbart forsterkes dersom man benytter tre eller flere variabler.

Videre er det også en utfordring å bestemme hvorvidt/hvilke deterministiske betingelser det skal inkluderes i modellen. Testens styrke synker dersom man inkluderer for mange vilkår. Siden testen gjennomføres over flere steg vil det også eksistere en risiko for følgefeil.

Flere av disse utfordringene kan utelukkes dersom man benytter Johansen-metoden.

6.2.2 Johansen

Johansen-metoden blir brukt til å finne kointegrasjonsvektorer i ikke-stasjonære tidsserier og er anvendelig både som en bivariat- og en multivariat-modell. I tilfellet der man benytter en multivariat-modell, kan Johansen-metoden finne alle kointegrasjonsvektorene i systemet (Juselius 2007). Johansen-metoden bygger på en Vector Autoregressive Model (VAR), og det er derfor naturlig å gjøre rede for VAR-modellen. En VAR-modell er en regresjonsmodell for et system som omfatter mer enn én avhengig variabel. For hver variabel dannes en regresjon som inkluderer både egne laggede verdier og laggede verdier fra andre variabler som er inkludert i systemet. I sin enkleste form er modellen som følger, hvor k er antall lags som er inkludert (Brooks 2008):³³

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_k y_{t-k} + u_t \quad (6.11)$$

Johansen-metoden er videre basert på feilkorrigeringsmodellen (Vector Error Correction Model – VECM). Ved å utvide VAR-konseptet og bygge videre på ligning (6.11), gjennom å differensiere, får man følgende ligning på VECM-form:³⁴

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + u_t \quad (6.12)$$

hvor det er g antall variabler i modellen og $k-1$ lags av den avhengige variabelen. Γ er koeffisientmatrisen for hver laggede variabel og Π er den langsiktige koeffisientmatrisen (Brooks 2008).

For å undersøke hvorvidt det eksisterer kointegrasjon i et system av flere variabler benytter Johansen-metoden seg av en såkalt “Maximum Likelihood” (ML)³⁵ estimeringsprosess. Dette skiller seg fra Engle-Granger-metoden som bruker OLS-estimering. Det er nyttig å legge merke til sammenlignbarheten mellom ligning (6.12) og ligningen for ADF-testen (6.6), som tilsvarende har et første differensiert uttrykk som avhengig variabel, sammen med

³³ En fullstendig utredning av VAR-modellen finnes i Juselius (2007), side 43-46.

³⁴ For en grundigere gjennomgang av VECM tilknyttet Johansen-metoden, se Juselius (2007), side 79-84.

³⁵ For en gjennomgang av ML-estimeringsprosessen se Johansen og Juselius (1990).

et laggede nivåuttrykk og laggede differanser på høyre side av ligningen. Dette er naturlig da Johansen-testen er en multivariat generalisering av ADF-testen for enhetsrot. Johansen-testen er sentrert rundt en undersøkelse av Π -matrisen. For å kalkulere hvorvidt det eksisterer kointegrasjon mellom variablene ser man på hvilken *rang* (rank) Π -matrisen har via såkalte *eigenverdier* (eigenvalues, benevning λ). Matrisens rang bestemmes ut fra antall karakteristiske røtter (eigenverdier) som er vesentlig forskjellig fra null, altså vil matrisens rang gi oss antall kointegrasjonsvektorer i et system av variabler (Brooks 2008).

Johansen og Juselius (1990) forklarer at det eksisterer tre mulige tilfeller med forskjellig rang (benevning r) av Π -matrisen:

- i. $r = g$: Π -matrisen har full rang, alle eigenverdier er derfor vesentlig forskjellig fra null, og alle variablene i systemet er stasjonære. Det er g kointegrerende vektorer i systemet.
- ii. $r = 0$: Π -matrisen er lik null. Ingen av eigenverdiene er da vesentlig forskjellig fra null, og det eksisterer ingen kointegrasjon.
- iii. $0 < r < p$: har en rang mellom 0 og p . Det eksisterer r kointegrerende vektorer i systemet.

Johansen-metoden benytter to forskjellige testobservatorer for å teste for kointegrasjon og finne antall kointegrerende vektorer (Brooks 2008):

1) Trace-testen:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (6.13)$$

og

2) Max-testen:

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (6.14)$$

Hvor $\hat{\lambda}_i$ representerer den estimerte verdien av en variabels karakteristiske enhetsrot, altså eigenverdi, hentet fra Π -matrisen og T er antall observasjoner.

λ_{trace} tester nullhypotesen hvorvidt antall kointegrerte vektorer er mindre enn eller lik r , mot et mer generelt alternativ hvor det foreligger *mer* enn r kointegrerende vektorer. Eksempelvis, dersom λ_{trace} er lik null, så er alle $\hat{\lambda}_i$ lik null for $i = 1, \dots, g$

λ_{max} tester nullhypotesen om at antall kointegrerte vektorer er r mot alternativet $r + 1$ kointegrerende vektorer.

Distribusjonen til λ_{trace} og λ_{max} er ikke standard og de kritiske verdiene avhenger av verdien til $g - r$, og hvor mange/hvilke deterministiske betingelser som inkluderes i modellen (Johansen og Juselius 1990). Dersom testobservatoren er høyere enn kritisk verdi, forkastes nullhypotesen om at det er r kointegrerende vektorer, til fordel for alternativhypotesen om at det er mer enn r vektorer (λ_{trace} test), eller $r + 1$ vektorer (λ_{max} test) (Brooks 2008).

Men hvordan svarer dette til en test av graden av Π -matrisen? Dersom kointegrasjon skal kunne eksistere kan ikke Π være full rang ($r = g$), siden dette vil tilsvare at den opprinnelige y_t er stasjonær. Tilsvarende dersom Π har null rang ($r = 0$), som tilsvarende at Δy_t avhenger bare av Δy_{t-j} og ikke y_{t-1} , det er altså ingen langsiktig sammenheng mellom de laggede verdiene av y_t og y_{t-1} . Følgelig er det ingen kointegrasjon. I tilfellet hvor $1 < r < g$, er det r kointegrerende vektorer. Π er da definert som produktet av to matriser, α og β' , med dimensjonene ($g \times r$) og ($r \times g$) henholdsvis [(Enders 2010, Brooks 2008)]. Kort sagt vil dette si at for å teste restriksjonene på en kointegrerende vektor benytter Johansen (1990) følgende matrise:

$$\Pi = \alpha\beta' \tag{6.15}$$

Her tilsvarende β -matrisen de kointegrerende vektorene, mens α -matrisen tilsvarende den andelen av hver kointegrerende vektor i hver VECM-ligning (for hver g).

Nok en gang er det viktig å velge hvilke betingelser man legger til grunn for modellen til det kointegrerende forholdet, da feilspesifisering vil endre de kritiske verdiene³⁶ i Johansen-metoden. Spesifiseringen av modellen og antall lags som skal inkluderes vil bli diskutert i kapittel 7.3.

³⁶ Kritiske verdier er gitt i Osterwald-Lenum (1992).

6.3 Grangers kausalitetstest

Kointegrasjon undersøker det langsiktige forholdet mellom variablene. For å få et mer nyansert og helhetlig bilde av relasjonene mellom variablene, vil det også bli utført en (Granger) kausalitetstest. Dette er gjort for å få en bedre forståelse for det kortsiktige forholdet mellom variablene.

Granger-kausalitetstest er basert på en vanlig F-test og studerer hvordan to eller flere prosesser påvirker hverandre; hvordan endringen i en prosess blir påvirket av det som tidligere har skjedd i den samme prosessen og i andre prosesser (Granger 1969). Eksempelvis kan en tidsserie x_t sies å Granger-forårsake (Granger cause) y_t dersom nåværende og tidligere verdier av x_t gir statistisk signifikant informasjon om fremtidige verdier av y_t . Grangers kausalitetsbegrepet bygger altså på prinsippet av at årsak må komme foran virkning. F-testen undersøker hvorvidt alle lags til hver variabel er signifikante (Andersson 2005):

$$\begin{aligned} H_0: \alpha_1 = \dots = \alpha_p = 0 \\ H_A: \text{Minst en } \alpha_j \neq 0 \end{aligned} \quad (6.16)$$

Hvor parameterne er gitt av følgende VAR modell:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + u_t \quad (6.17)$$

hvor α er koeffisientene til de laggede variablene og u_t er hvit støy. Dersom nullhypotesen (H_0) i (6.16) ikke blir forkastet antyder det at x_t ikke Granger-forårsaker y_t . Finner man derimot at det faktisk eksisterer Granger-kausalitet fra x_t til y_t , men ikke andre veien, kalles dette ensidig kausalitet. Det er også mulig at det eksisterer granger-kausalitet begge veier, og kalles da tosidig kausalitet (Brooks 2008). Testobservatorene gitt av F-testen følger en kji-kvadrat fordeling med en frihetsgrad lik p , hvor p er antall lags som er optimal for modellen.³⁷

Det er viktig å skille mellom uttrykket kausalitet og Granger-kausalitet. Kausalitet brukes normalt om noe som har direkte årsakssammenheng i statistikken; altså at en endring i en

³⁷ For en mer dyptgående redegjørelse av Grangers kausalitetstest se (Hamilton 1994)

variabel forårsaker en endring i en annen variabel. Granger-kausaltet betyr at dersom x_t Granger-forårsaker y_t , da er tidligere verdier av x_t effektive til å predikere y_t , gitt de andre variablene i regresjonen (Stock og Watson 2012).

F-testen og Grangers kausalitetstest foreslår hvilke av variablene i en modell som har statistisk signifikant innvirkning på fremtidige verdier av hver av variablene i et system. Testen klarer derimot ikke å forklare hvorvidt en endring i en gitt variabel har en positiv eller negativ effekt på andre variabler, eller hvor lenge denne effekten vedvarer. Slik informasjon er derimot mulig å innhente via en impuls respons-test. Ettersom kointegrasjon er hovedtemaet i denne masteroppgaven, vil det ikke bli utført en impuls respons-test. Dette imidlertid noe som kan anbefales til videre forskning.

7. Empiriske resultater

7.1 ADF-stasjonæritetstest

Som forklart under kapittel 4.1, er det viktig å undersøke hvorvidt tidsseriene i analysen er stasjonære, og å finne ut hvilken orden variablene er integrert av. Ved å studere Figur 2 og Figur 3 kan det se ut som at aksjemarkedene er integrert av orden 1 ($I(1)$), altså at de blir stasjonære ved å differensiere tidsserien en gang, og da får en graf som er integrert av orden 0 ($I(0)$). Det vil imidlertid også bli benyttet en ADF-test, som forklart i kapittel 6.1, for å statistisk teste for stasjonæritet og tidsseriens integrasjonsorden.

For at testen skal kunne justere for autokorrelasjon i feilleddet må det velges optimalt antall lags for hvert aksjemarked. Antall lags vil bli bestemt ut fra Akaike Information Criterion (AIC). Ettersom denne oppgaven benytter seg av månedlig data, vil 12 lags bli vurdert som maks antall lags, for så å velge ut fra det antallet lags som minimerer AIC (Brooks 2008).

I tabellen nedenfor presenteres optimalt antall lags og ADF-testresultatene for hvert av aksjemarkedene. Nullhypotesen er at tidsserien er ikke-stasjonær, mens alternativhypotesen er at tidsserien er stasjonær. Dersom testobservatoren i absoluttverdier er høyere (mer negativ) enn kritisk verdi, forkastes nullhypotesen til fordel for alternativhypotesen.

Tabell 4: ADF-testresultater (lognivå, periode 1)

Aksjemarked	Antall lags	ADF verdi (konstant)	ADF-verdi (konstant + trend)
LNOR	3	-1.7780	-2.8814
LUSA	1	-2.6869	-2.6123
LUK	1	-2.4014	-2.5500
LGER	0	-1.9430	-2.1467
LFRA	1	-2.5943	-2.4386
LRUS	7	-1.9561	-3.1088
LCHI	7	-2.6984	-2.9304
LIND	1	-1.0697	-2.4202
LBRA	1	-1.5391	-2.1107

Merk: Både en konstant og/eller trend er inkludert da det ikke er helt klart ut i fra figurene til tidsseriene (figur 2) hvorvidt alle variablene burde inkludere kun konstant eller en konstant og trend. En konstant inkluderes uansett, ettersom dataseriene ikke starter fra null eller har et gjennomsnitt lik null.

Kritisk verdi varierer i forhold til hvilke betingelser man legger til grunn og hvor mange observasjoner man har inkludert i datasettet. Dersom en konstant inkluderes vil de kritiske verdiene være -3,46 og -2,88 for henholdsvis 1% og 5% signifikansnivå. Dersom både en konstant og en trend er inkludert, er de kritiske verdiene -3,99 og -3,43 for henholdsvis 1% og 5% signifikansnivå (Verbeek 2008).

Som vi ser av Tabell 4, er det ingen av testobservatorene som er høyere enn de kritiske verdiene i absolutte verdier, og dermed kan ikke nullhypotesen om ikke-stasjonæritet forkastes. Samtlige aksjemarkeder inneholder dermed en enhetsrot og er altså ikke-stasjonære på log-nivå.

Ettersom ADF-testen er sensitiv med hensyn til hvor mange lags som inkluderes, er det blitt gjennomført en følsomhetsanalyse hvor ulikt antall lags blir inkludert. Med utgangspunkt i Brooks (2008) gjennomføres denne analysen med bakgrunn i tilgjengelige informasjonskriterier og basert på frekvensen på datasettet inkludert i analysen. Det blir da sjekket for p antall lags som både Schwarz Info Criterion (SIC) og Hannan-Quinn Criterion (HQ) anbefaler³⁸, samt 12 lags da datasettet består av månedlige observasjoner. Testresultatene viser at ingen av aksjemarkedene, foruten Frankrike, er sensitive i forhold til valgt optimal lag. Gitt optimal lag i følge de ulike informasjonskriteriene, er ikke ADF-testen for Frankrike signifikant på 1% eller 5%-nivå³⁹, men dersom vi inkluderer 12 lags er ADF-testen signifikant på 5%-nivå, og nullhypotesen forkastes. Dette betyr at det franske aksjemarkedet har en tidsserie som kan tyde på å være stasjonær ved 12 lags. Forskjellen på å velge 12 lags på bakgrunn av frekvensen i datasettet og å velge lags på bakgrunn av informasjonskriterier, er at man ved informasjonskriterier "straffer" inkluderingen av for mange regressorer, gitt at de ikke bidrar mer enn hva de "ødelegger" med hensyn til forklart varians og kompleksitet/høyere usikkerhet (Verbeek 2008). Det vil derfor bli lagt mer vekt på optimalt antall lags gitt av informasjonskriteriene. Det konkluderes da som Corhayet et al. (1993) og flere andre⁴⁰ med at aksjemarkedene er ikke-stasjonære på log-nivå.

For å finne ut hvilken orden aksjemarkedene er integrert av gjennomføres det også en ADF-test på dataserienes første differanse. Dersom resultatene fra denne ADF-testen indikerer at

³⁸ Disse informasjonskriteriene blir grundigere forklart og matematisk framstilt i Vedlegg C.

³⁹ Gjelder for både AIC, SIC og HQ.

⁴⁰ Se blant annet Kasa (1992) og Richards (1995a).

tidsseriene er stasjonære ($I(0)$), tilsier dette at aksjemarkedene på log-nivå er integrert av første orden ($I(1)$). Igjen testes nullhypotesen om ikke-stasjonærhet (enhetsrot), mot alternativhypotesen om stasjonærhet. Resultatene vises i Tabell 5.

Tabell 5: ADF-testresultater (første differanse, periode 1)

Aksjemarked	Antall lags	ADF verdi (konstant)
DLNOR	0	-12.55945*
DLUSA	0	-12.79492*
DLGB	0	-12.24239*
DLGER	0	-13.69493*
DLFRA	0	-12.99032*
DLRUS	6	-4.96505*
DLCHI	6	-4.384082*
DLIND	0	-13.41825*
DLBRA	0	-13.56364*

Merk: (i) Den grafiske fremstillingen i figur 3 viser tydelig at ingen av tidsseriene inkluderer en trend og derfor er kun en konstant inkludert. (ii) (*) og (**) betegner signifikans på henholdsvis 1% og 5%.

Kritiske verdier er fortsatt de samme: -3,46 og -2,88 for henholdsvis 1% og 5% signifikansnivå. Testobservatorene viser at alle nullhypotesene forkastes på 1 %-nivå. Dette tyder på at første differansen til aksjemarkedene er stasjonære ($I(0)$). Tilsvarende resultater ble også oppnådd for undergruppene og resultatene kan sees i Vedlegg A

ADF-testen viser at alle indeksene er ikke-stasjonære på nivåform, men at første differansen er stasjonær. Dette innebærer at indeksene er integrert av første orden, $I(1)$. Forskningslitteraturen viser til ulike resultater når det gjelder kointegrasjon mellom aksjemarkeder, men de fleste konkluderer med at aksjepriser er ikke-stasjonære $I(1)$ variabler⁴¹. På bakgrunn av disse funnene kan det sies at kointegrasjon mellom aksjemarkedene kan eksistere og det kan gjennomføres en kointegrasjonstest.

7.2 Engle-Granger parvis-test

Som forklart i kapittel 6.2.1 vil det blir gjennomført en parvis test av de ni aksjemarkedene. Testen undersøker hvorvidt regresjonsresidualene til den lineære kombinasjonen av to aksjemarkeder er stasjonær. Dersom residualene er stasjonære, tilsier det at variablene deler

⁴¹ Se blant annet Kasa (1992), Corhay, Tourani – Rad og Urbain (1993), Richards (1995a) og Rangvid (2001)

en felles langsiktig stokastisk trend, og dermed er kointegrerte. EViews er blitt benyttet som analyseverktøy og resultatene vises i Tabell 6. For hvert par er det generert en regresjonsligning av typen (7.1). En konstant er inkludert i ligningen og OLS er brukt for å estimere regresjonen. Førstnevnte par i Tabell 7 blir brukt som eksempel:

$$LNOR_t = \beta_0 + \beta_1 LUSA_t + z_t \quad (7.1)$$

Residualene er betegnet z_t for å illustrere at de bli lagret som en egen variabel, og det vil senere bli utført en ADF-test på disse. De ni aksjemarkedene genererer totalt 36 par. I Tabell 7 er parets førstnevnte variabel den avhengige variabelen, mens den siste er den uavhengige variabelen. Dersom vi igjen ser på eksempelet i ligning (7.1), hvor paret er LNOR – LUSA, er LNOR den uavhengige variabelen y_t , mens LUSA er den avhengige variabelen x_t . Tabellen viser også de estimerte verdiene for konstanten β_0 og koeffisienten til den avhengige variabelen β_1 for hvert par.

Følgelig når regresjonen er klar, blir det utført en ADF-test på residualene z_t , hvor hypotesene til Engle-Grangerskointegrasjonstest er:

$$\begin{aligned} H_0: \hat{z}_t \sim I(1) \text{ ikke-stasjonære residualer; ingen kointegrasjon mellom aksjemarkedene} \\ H_A: \hat{z}_t \sim I(0) \text{ stasjonære residualer; kointegrasjon mellom aksjemarkedene} \end{aligned} \quad (7.2)$$

De kritiske verdiene for Engle-Granger-testen avhenger av hvorvidt det kun er inkludert en konstant eller om det er inkludert både en konstant og trend. Som nevnt i kapittel 6.1, foreslår Harris og Sollis (2003) at man bør vurdere dette på bakgrunn av et grafisk plot av residualene, samt forståelse av underliggende økonomisk teori. Videre ble det også forklart hvorfor tidsseriene i seg selv burde modelleres med en konstant inkludert (random walk med drift). Det skal nå kombineres to slike prosesser ved hjelp av en OLS av den ene på den andre, og residualene får da en forventet verdi rundt null. For å illustrere dette presenteres gjennomsnittet til et utvalg av de tolv første parene gjennomført i EG-testen i Tabell 6.

Tabell 6: Deskriptiv statistikk residualer: Engle-Granger kointegrasjon periode 1 (12 første par)

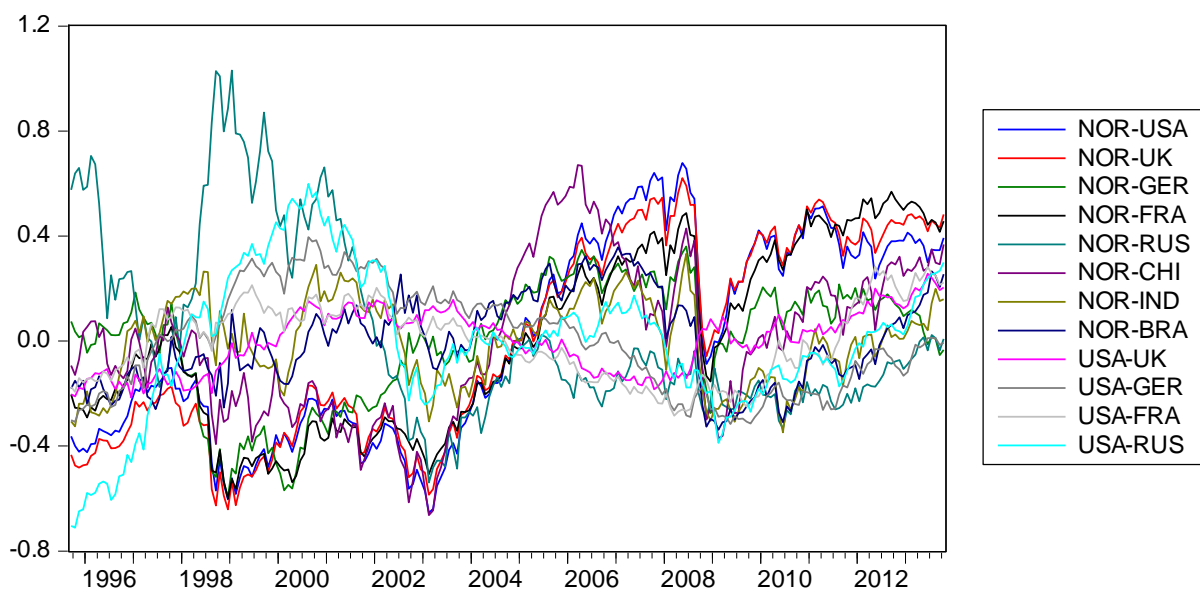
Par	NOR-USA	NOR-UK	NOR-GER	NOR-FRA	NOR-RUS	NOR-CHI
Gjennomsnitt	-1.53E-15	-7.55E-16	-4.78E-16	-1.52E-15	0.03222	-2.24E-15

Par	NOR-IND	NOR-BRA	USA-UK	USA-GER	USA-FRA	USA-RUS
Gjennomsnitt	-9.93E-16	2.03E-16	4.56E-15	9.02E-16	-1.73E-15	-1.29E-15

Tabell 6 indikerer isolert sett at en kun bør inkludere en konstant, også i ADF-testen for residualene til hvert par.

Dersom dette suppleres med en vurdering av de grafiske plottene av parene i Tabell 6 (Figur 4), ser vi at ingen av parene starter i null, eller indikerer en *klar* oppadgående eller nedadgående trend. Dette gjelder for alle de 36 parene, og grafiske plott finnes i Vedlegg B.

Figur 4: Grafisk plot av residualer: Engle-Granger kointegrasjon periode 1 (12 første par)



Følgelig konkluderes det med at ADF-testen til residualene vil bli modellert med kun konstant inkludert. Resultatene er presentert i Tabell 7.

Tabell 7: Engle-Granger kointegrasjonstest (periode 1)

Par	Konstant β_0	Koeffisient β_1	Antall lags	ADF testobservator (av z_t)
LNOR-LUSA	2.4162	0.3561	0	-1.9804
LNOR-LUK	-0.3899	0.5226	0	-1.0235
LNOR-LGER	-5.2042	0.9927	0	-1.8272
LNOR-LFRA	-1.7280	0.6838	12	-0.7096
LNOR-LRUS	2.4162	0.3561	0	-1.9804
LNOR-LCHI	1.1021	0.5733	0	-1.7443
LNOR-LIND	2.4828	0.5902	3	-3.4500**
LNOR-LBRA	-0.5129	0.5164	0	-2.3467
LUSA-LUK	-2.5027	1.0434	1	-1.6144
LUSA-LGER	3.0240	0.5569	0	-1.7230
LUSA-LFRA	0.9516	0.7727	0	-1.5806
LUSA-LRUS	8.8035	0.0166	1	-2.5667
LUSA-LCHI	7.0200	0.2597	1	-2.1414
LUSA-LIND	8.7678	0.0356	1	-2.6207
LUSA-LBRA	8.3856	0.0489	1	-2.5031
LUK-LGER	6.2076	0.4480	0	-1.1173
LUK-LFRA	3.7548	0.6975	1	-1.5346
LUK-LRUS	11.0115	-0.0055	1	-2.4470
LUK-LCHI	9.7592	0.1633	1	-1.9951
LUK-LIND	9.7592	0.1633	1	-1.9951
LUK-LRBA	10.5637	0.0355	8	-2.9046
LGER-LFRA	1.7706	0.8563	0	0.0065
LGER-LRUS	9.1541	0.1789	12	-2.5775
LGER-LCHI	6.6447	0.5380	0	-2.3290
LGER-LIND	8.8310	0.3701	0	-2.3171
LGER-LBRA	6.5188	0.3620	8	-2.5434
LFRA-LRUS	9.7490	0.0718	1	-2.2116
LFRA-LCHI	7.8142	0.3414	1	-2.2116
LFRA-LIND	9.6624	0.1397	1	-2.3782
LFRA-LBRA	8.8677	0.1298	8	-2.6419
LRUS-LCHI	-0.9790	1.2432	4	-1.8289
LRUS-LIND	1.7051	1.3439	4	-2.8060
LRUS-LBRA	-4.0321	1.0801	0	-1.8292
LCHI-LIND	4.9177	0.5114	0	-2.3215
LCHI-LBRA	1.9732	0.4782	0	-2.3375
LIND-LBRA	-4.5072	0.8247	3	-2.2009

Merk: (i) Optimalt antall lags er bestemt etter informasjonskriteriet AIC. (ii) (*) betegner signifikans på 1% nivå, (**) og (***) betegner signifikans på henholdsvis 5% og 10 % nivå.

Kritiske verdier for kun konstant er -3,9472, -3.,643 og -3.,640 for henholdsvis 1 %, 5 % og 10 % signifikansnivå for $T=218$ ⁴².

Resultatene fra Tabell 7 tyder på et kointegrasjonsforhold mellom Norge og India på 5 %-nivå. ADF-testobservatoren er større enn kritisk verdi på absolutt nivå ($3,45 > 3,36$). Gitt at AIC og de andre informasjonskriteriene angir det beste utgangspunktet for optimalt antall lags, gjennomføres en sensitivitetsanalyse for å sjekke om resultatet endres ved å inkludere ± 1 lag. Resultatet viser seg å være relativt stabilt i forhold til antall lags, da det i alle tilfellene indikeres signifikans, men signifikansnivået endres fra 5% til 10% ved noen tilfeller⁴³. Konklusjonen blir derfor at det indikeres et kointegrasjonsforhold mellom Norge og India.

Dersom en tar utgangspunkt i ligning 4.2 og 4.3 i kapittel 4.2, ser man at konstanten β_0 må være nær 0 for at kointegrasjon skal eksistere, og β_1 burde være nær 1. I Tabell 7 vises det at dette ikke gjelder for noen av parene, selv ikke for Norge – India hvor det ble funnet signifikante indikasjoner for kointegrasjon.

Den estimerte koeffisienten β_1 mellom Norge og India indikerer at dersom den indiske aksjeindeksen øker med 1,00 %, vil den norske aksjeindeksen øke med 0,59 %. Funnet er robust i den forstand at det er signifikant på 5 %-nivå, men ettersom det utføres et solid antall tester, inntreffer problemet med multipel hypotesetesting (og multiple comparisons problemet). Det er en betydelig høy sannsynlighet for minst et falskt positivt resultat; altså en høy sannsynlighet for at minst en av hypotesene blir signifikant av ren tilfeldighet. Dette gjelder åpenbart for resultatene i periode 2 og 3 også. Problemet vil bli forklart og gjennomgått mer inngående i kapittel 9.1. Det betyr av den grunn at funnet ovenfor ikke er særlig robust. Dersom en også inspiserer det grafiske plottet over residualene til Norge - India i Figur 6 i Vedlegg B, ser en at Norge – India er det paret som faktisk har et grafisk

⁴² Ved hjelp av tabellene i MacKinnon (2010) kan en enkelt regne ut kritisk verdi for enhver utvalgsstørrelse T . Kritisk verdi er: $\beta_\infty + \beta_1/T + \beta_2/T^2 + \beta_3/T^3$, hvor β_i finnes i tabellene og er oppgitt med ulike verdier for kun konstant og både konstant og trend.

⁴³ Som tidligere nevnt, finnes det ikke noen klar enighet om hvor mange lags som bør inkluderes og eventuelt testes for. Ettersom informasjonskriterier blir brukt som utgangspunkt her, er det naturlig at sensitivitetsanalysen gjennomføres rundt disse kriteriene (Brooks 2008).

plot som ligner en stasjonær prosess. Videre testing av dette forholdet vil avgjøre hvorvidt resultatet kan bli ansett som mer robust.

For de resterende parene er ADF-testobservatorene lavere enn kritiskverdi og nullhypotesen om en enhetsrot i residualene kan ikke forkastes. Residualene er dermed $I(1)$, hvilket grafene i Vedlegg B også antyder. Det er altså ingen langsiktige sammenhenger mellom disse markedene over periode 1 og ligning (7.1) gir spuriøse resultater, uten økonomisk betydning. Dette på tross av at flere aksjeindekser så ut til å følge sammenfallende mønstre i Figur 2.

7.2.1 Underperioder

Perioden fra september 1995 til oktober 2013 (periode 1) er delt inn i to like underperioder for å sjekke konsistens og stabilitet i resultatene:

- Periode 2: september 1995 til september 2004
- Periode 3: oktober 2004 til oktober 2013.

Resultatene for underperiodene er presentert Tabell 8 og Tabell 9 for henholdsvis periode 2 og periode 3. Her vises kun de parene som ga signifikante resultater i periode 1, 2 eller 3. Full oversikt finnes i Vedlegg B.

Testprosedyren og argumentasjonen er lik som ovenfor. Den eneste forskjellen er at utvalget er mindre og dermed er kritiske verdier (i absolutt verdi) noe høyere.

Tabell 8: Engle-Granger kointegrasjonstest – signifikante par (periode 2)

Par	Konstant β_0	Koeffisient β_1	Antall lags	ADF testobservator (z_t)
LNOR-LUSA	0,8853	0,4601	3	-2,1146
LNOR-LIND	2,6742	0,5435	3	-2,3618
LUSA-LFRA	-1,1097	0,9783	0	-3,2629***
LUK-LGER	2,7259	0,7911	0	-3,2629***

Merk: (i) Optimalt antall lags er bestemt etter informasjonskriteriet AIC. (ii) (*) betegner signifikans på 1% nivå, (**) og (***) betegner signifikans på henholdsvis 5% og 10% nivå.

Kritisk verdi (1%, 5% og 10%) for hhv: -3,9988, -3,3928 og -3,0836 for T=109 (MacKinnon 2010).

Tabell 9: Engle-Granger kointegrasjonstest – signifikante par (periode 3)

Par	Konstant β_0	Koeffisient β_1	Antall lags	ADF testobservator (z_t)
LNOR-LUSA	-2,1079	0,8722	2	-3,2751***
LNOR-LIND	2,9918	0,4975	1	-2,2557
LUSA-LFRA	5,8983	0,2915	1	-0,3423
LUK-LGER	7,0844	0,3575	3	-1,4439

Merk: (i) Optimalt antall lags er bestemt etter informasjonskriteriet AIC. (ii) (*) betegner signifikans på 1% nivå, (**) og (***) betegner signifikans på henholdsvis 5% og 10% nivå.

Kritisk verdi (1%, 5% og 10%) for hhv: -3,9988, -3,3928 og -3,0836 for T=109 (MacKinnon 2010).

Resultatene fra periode 2 og periode 3 samsvarer ikke med funnet gjort i periode 1. I periode 2 indikeres det kointegrasjon mellom USA og Frankrike, og Storbritannia og Tyskland på 10%-nivå.

Ved å gjennomføre tilsvarende sensitivitetsanalyse som i kapittel 7.2, å teste ulike for lags, endrer ikke resultatene seg i retning av høyere signifikans. Resultatet er derimot noe ustabil i form av at ved enkelte lags faller testobservatoren under kritisk verdi på 10 %-nivå. For resterende par i periode 2, blir ingen kointegrerende forhold funnet på 10 %-nivå eller lavere.

I periode 3 oppdages det, tilsvarende som i periode 2, ingen kointegrerende forhold på 5% signifikansnivå. På 10 %-nivå indikerer Norge - USA et kointegrasjonsforhold. Også i denne perioden viser en sensitivitetsanalyse at resultatene er følsomme ovenfor antall lags inkludert i modellen. Informasjonskriteriene AIC og HQ angir at to lags skal inkluderes for dette paret, mens SIC mener 0 lags bør inkluderes. Dersom tre lags inkluderes, indikerer paret fortsatt kointegrasjon på 10 %-nivå. Endres derimot antall inkluderte lags til 0 eller 1, faller testobservatoren og ingen kointegrasjon indikeres. Det er derfor knyttet noe usikkerhet til resultatet.

Ingen av parene i undergruppene gir sterke bevis for kointegrasjon, da funnene kun er signifikante på 10 %-nivå og i tillegg er sensitive med hensyn til antall lags som inkluderes. Dette kan ha en sammenheng med at utvalgene i periode 2 og 3 er små, bestående av kun 109 observasjoner. Blough (1992) påpeker akkurat dette, og forklarer at ADF-testen ved små utvalg har en tendens til å feilaktig forkaste nullhypotesen når denne er sann, og har dermed tilsvarende lav styrke mot alternativhypotesen når denne er sann; altså en tendens til å ikke avvise nullhypotesen når den er feil.

Engle-Granger-testen gir generelt ingen sterke bevis for at det finnes kointegrerende forhold. I underperiodene ser vi at det eksisterer en svak indikasjon på at USA sporadisk har langsiktig likevekt med ulike land i Europa, men dette er ikke tilstedeværende periode 1. Selv på 5 % signifikansnivå, er det indikerte kointegrasjonsforholdet mellom Norge og India, ganske svakt som argumentert ovenfor. Dette forholdet er heller ikke stabilt over de to underperiodene. Overraskende nok ble ingen kointegrasjonsforhold funnet i periode 3 på 5 % signifikansnivå eller sterkere. En kan tydelig se, av både Figur 4 og Figur 7 i Vedlegg B, at residualene i større grad samvarierer i periode 3 enn i periode 2, noe som indikerer at parene kan være mer kointegrerte på lang sikt.

Videre vil resultatene verifiseres ved bruk av en parvis Johansen-test.

7.3 Spesifisering av modellen til Johansen-testen

I metodekapittelet ble det nevnt at de kritiske verdiene i Johansen-testen påvirkes av hvilke betingelser man legger til grunn for modellen; i form av deterministiske vilkår og antall lags som inkluderes. VAR-modellen vil bli spesifisert her før Johansen-testen blir gjennomført.

7.3.1 Antall lags

Tilsvarende som ved valg av lags i ADF-testen (kapittel 6.1), finnes det ikke en formell enighet om hvilken metode man bør benytte for å velge optimalt antallet lags. I følge Brooks (2008) og Enders (2010) er de to vanligste framgangsmåtene for å velge korrekt antall lags følgende:

1. Sannsynlighetskvotetest (Likelihood Ratio (LR) test)
2. Bruk av informasjonskriterium (AIC, SIC, HQ)

For en mer detaljert forklaring og matematisk gjennomgang av 1. og 2. ovenfor, se Vedlegg C. Enkelt forklart blir det som regel lagt mer vekt på kombinasjoner av informasjonskriterier enn på LR-testen, men forskningen er likevel delt. Dersom informasjonskriteriene innad og LR-testen motsier hverandre, mener enkelte at man burde velge det antall lags flesteparten av vurderingskriteriene indikerer er korrekt (altså vurdere både LR, AIC, SIC og HQ) (Hatemi-J og Hacker 2009), mens andre mener at enkelte kriterier burde vektlegges tyngre enn andre. Koehler og Murphree (1988) mener SIC er det beste, mens Agung (2009) nevner at både AIC og SIC bør benyttes. Hensikten med å inkludere lags er i hovedsak å fjerne

eventuelt autokorrelasjon i feilleddene, og vurderingskriteriene er til for at en ikke skal inkludere for mange lags og skade styrken til testen. Med dette tatt i betraktning, argumenterer Juselius (2007) sterkt for at man, selv ved bevis for autokorrelasjon, kun bør inkludere to lags. Dette begrunnes med at to lags i de fleste tilfeller er tilstrekkelig for å beskrive en rik og dynamisk struktur, selv i et system av små dimensjoner. Selv om man finner indikasjoner på autokorrelasjon ved to lags, vil dette i praksis som oftest kun reflektere at residualene inkluderer avvikende observasjoner eller ikke er normalfordelte (etc.). Disse feilspesifikasjonene kan føre til at lags-testen og autokorrelasjonstesten vil angi at for mange lags bør inkluderes. Problemet her er altså som med alle feilspesifikasjonstester: de er kun gyldige dersom det ikke eksisterer andre feilspesifikasjoner i modellen. Juselius nevner videre at det å inkludere for mange lags er mer skadelig enn å akseptere moderat autokorrelasjon i feilleddene. Det er likevel vanskelig å vite hvorvidt autokorrelasjonen egentlig er et resultat av feilspesifisering i modellen eller grunnet inkludering av for få lags. Med dette tatt i betraktning, har det vist seg at en velspesifisert modell i praksis sjelden har behov for mer enn to lags.

Denne utredningen følger prosedyren i Juselius (2007): modellene estimeres først med to lags, deretter tas en vurdering av hvorvidt det eksisterer strukturelle skift i residualene. Dersom slike skift eksisterer, og det viser seg nødvendig, estimeres modellen på nytt med formål om å bli kvitt autokorrelasjon. Da brukes i stedet kriterier som LR-testen og informasjonskriterier til å velge optimalt antall lags i modellen.

7.3.2 Deterministiske betingelser

Når korrekt antall lags er valgt er neste steg å velge hvilke deterministiske betingelser som skal modelleres inn i det kointegrerende forholdet. Det må vurderes om det skal inkluderes en konstant og/eller trend. Det er viktig å merke seg at deterministiske betingelser spiller en slags dobbeltrolle når en benytter Johansen-metoden; man må skille mellom hvilken del (av en konstant og en trendfaktor) som tilhører det som kalles det kointegrerende forholdet $\Pi = \alpha\beta'$ og ligningen (VECM) Δy_t (begge forklart i kapittel 6.2.2). EViews tillater at man tester for de følgende fem forskjellige modellene, som også er foreslått av Jusélius(2007) og Harris og Sollis (2003):

- **Modell 1:** Det er ingen deterministiske komponenter i datasettet, noe som innebærer at det ikke er noe skjæringspunkt med y-aksen for noen av de kointegrerende

forholdene. Dersom dette skal være berettiget, må følgelig alle dataseriene som sammenlignes starte fra *null*.

- **Modell 2:** En konstant er begrenset til å være inkludert kun i de kointegrerende forholdene. Det vil her være ingen lineær trend i datasettet på nivåform, noe som tilsvarer at gjennomsnittet til førstedifferansen (Δy_t) vil være lik null. Det gjennomsnittlige likevektsforholdet mellom variablene er forskjellig fra null.
- **Modell 3:** En konstant er inkludert, men i dette tilfellet er den ubegrenset, noe som tilsier at det eksisterer en lineær trend i variablene, men som kanselleres i det kointegrerte forholdet. Benyttes dersom man mener det eksisterer en stokastisk trend i dataseriene.
- **Modell 4:** En trend er begrenset til kun å eksistere i de kointegrerende forholdene (men ikke i selve VECM-modellen). Det er også inkludert en ubegrenset konstant. Dette er konsistent med trend-stasjonære variabler på nivåform.
- **Modell 5:** Ingen begrensninger med hensyn til inkludert konstant eller trend. Det vil si at både konstant og trend er ubegrenset i både de kointegrerende forholdene og i VECM-modellene.

På grunn av den usannsynlige og lite praktiske naturen til modell 1 og 5, vil følgelig kun modell 2, 3 og 4 bli vurdert videre i oppgaven (Jusélius 2007). Ikke bare er korrekt valg av spesifikasjoner viktig for estimatene man får fra modellen og følgelig deres tolkning, det er også viktig da kritiske verdier og distribusjonen til kointegrasjonstesten endres som følge av valgt modell. Feilspesifisering vil naturlig nok føre til misvisende resultater.

Det er mulig å undersøke behovet for inkludering av konstant og trend ved å se på de grafiske plottene på log-nivå og avkastningen til aksjeindeksene. Dette vil derimot kun gi en indikasjon med hensyn til modell 2 og 3, men ikke modell 4. Harris og Sollis (2003) og Juselius (2007) anbefaler derfor å benytte det såkalte Pantula-prinsippet for å velge hvilken modell som er hensiktsmessig. Pantula-prinsippet innebærer at man tester de tre plausible modellene (2-4) fra den mest restriktive modellen (modell 2), videre til den minst restriktive modellen (modell 4). Ved hver modell sammenlignes testobservatoren med tilhørende kritisk verdi, og man stopper ved den modellen hvor nullhypotesen for første gang *ikke* blir avvist. Det vil si at dersom man ved gjennomgang av den første modellen (modell 2), avviser nullhypotesen om en enhetsrot, går man videre til neste modell (modell 3) for så å gjøre

tilsvarende. Dersom man ikke får avvist nullhypotesen i dette tilfellet, har man i følge Pantula-prinsippet funnet den modellen som er mest hensiktsmessig for datasettet.

7.4 Johansen parvis

En av fordelene med Johansen-metoden er at den både kan gjennomføres som en multivariat-test og også som en parvis kointegrasjonstest. Ved å gjennomføre en parvis Johansen-test gir det en mulighet til å sjekke konsistensen til resultatene fra Engle-Granger-testen med resultatene fra Johansen-testen direkte. Parene er følgelig tilsvarende de i EG-testene, alle variablene er på log-nivå og en VAR-modell blir generert for hvert par.

Først må vi bestemme oss for hvor mange lags som skal inkluderes i modellen. Som nevnt vil det bli tatt utgangspunkt i Juselius (2007) og vi starter derfor med å inkludere to lags. Antall lags ble også sjekket ut fra LR-testen og informasjonskriteriene og resultatene kan sees i Tabell 29, Tabell 30 og Tabell 31 i Vedlegg C. Optimalt antall lags varierer, men de fleste kriteriene indikerer at det burde inkluderes omkring to, som er i samsvar med Juselius. Residualene ble også testet for autokorrelasjon gitt forskjellige inkluderte lags, og resultatene viser at samtlige par forkaster nullhypotesen om autokorrelasjon ved å inkludere to lags. Mer utdypende detaljer rundt disse testene og andre diagnostiske tester blir gjennomgått i kapittel 7.7.

Neste steg blir å vurdere hvilke deterministiske betingelser som burde inkluderes i VECM-modellen. Dette ble gjort ved hjelp av Pantula-prinsippet, hvor VAR-modellen estimeres med optimalt antall lags, med utgangspunkt i modell 2, 3 og 4 fra kapittel 7.3.2. Gjennom EViews hentes Trace- og Max-testobservatorene, som sammenlignes med kritiske verdier gitt av Osterwald-Lenum (1992). Det første tilfellet hvor nullhypotesen *ikke* kan forkastes, tilsier at den korrekte modellen og antall kointegrerende vektorer er funnet. Et praktisk eksempel på dette gitt vårt datasett vil bli gjennomgått senere i dette kapitlet. Da det i første omgang blir gjennomført parvise tester, vil det ikke være mulig å finne flere kointegrerende vektorer enn 1.

Resultatene vises i Tabell 10, hvor tilhørende kritiske verdier er gitt i Tabell 11. For hvert av parene er det oppgitt testobservator for både Trace og Max for modell 2, 3 og 4. Alle par har testobservatorer som er lavere enn kritisk verdi for modell 2 (modell 2, $r=0$), for både Trace

og Max. Gitt Pantula-prinsippet skal vi derfor ikke gå videre og teste for modell 3 ($r=0$), og resultatene indikerer at modell 2 er den modellen som best representerer samtlige par.

Tabell 10: Johansen parvis og deterministiske betingelser (periode 1)

Par	Antall kointegrerende vektorer (r)	Model 2		Model 3		Model 4	
		Testobservator Trace	Testobservator Max	Testobservator Trace	Testobservator Max	Testobservator Trace	Testobservator Max
LNOR-LUSA	Ingen	10.14	8.67	8.36	6.97	12.43	7.32
	Maks 1	1.47	1.47	1.39	1.39	5.12	5.12
LNOR-LUK	Ingen	8.79	7.85	7.60	7.12	14.23	7.51
	Maks 1	0.94	0.94	0.48	0.48	6.72	6.72
LNOR-LGER	Ingen	10.92	7.51	9.20	5.94	13.87	7.93
	Maks 1	3.41	3.41	3.26	3.26	5.94	5.94
LNOR-LFRA	Ingen	9.22	8.12	7.97	7.15	15.24	8.52
	Maks 1	1.11	1.11	0.81	0.81	6.72	6.72
LNOR-LRUS	Ingen	10.95	6.45	9.40	5.12	13.93	9.53
	Maks 1	4.50	4.50	4.28**	4.28**	4.40	4.40
LNOR-LCHI	Ingen	13.03	9.93	11.54	8.71	18.88	10.48
	Maks 1	3.09	3.09	2.83	2.83	8.41	8.41
LNOR-LIND	Ingen	16.61	14.10	15.20	13.14	22.16	14.34
	Maks 1	2.51	2.51	2.06	2.06	7.82	7.82
LNOR-LBRA	Ingen	8.89	5.47	7.68	4.70	10.76	6.80
	Maks 1	3.42	3.42	2.98	2.98	3.96	3.96
LUSA-LUK	Ingen	11.42	7.97	9.32	6.56	10.81	7.19
	Maks 1	3.45	3.45	2.76	2.76	3.61	3.61
LUSA-LGER	Ingen	9.31	7.96	7.57	6.39	11.84	7.06
	Maks 1	1.34	1.34	1.18	1.18	4.79	4.79
LUSA-LFRA	Ingen	13.24	10.61	11.68	9.15	12.27	9.38
	Maks 1	2.63	2.63	2.53	2.53	2.89	2.89
LUSA-LRUS	Ingen	13.49	12.19	11.39	10.09	15.78	13.71
	Maks 1	1.31	1.31	1.30	1.30	2.07	2.07
LUSA-LCHI	Ingen	16.73	12.86	14.74*	10.86	16.23	12.12
	Maks 1	3.88	3.88	3.88**	3.88**	4.11	4.11
LUSA-LIND	Ingen	9.63	8.69	7.83	6.94	13.69	8.11
	Maks 1	0.94	0.94	0.89	0.89	5.58	5.58
LUSA-LBRA	Ingen	11.26	9.73	9.71	8.36	14.01	9.24
	Maks 1	1.53	1.53	1.34	1.34	4.77	4.77
LUK-LGER	Ingen	11.00	8.87	8.93	8.69	14.79	9.41
	Maks 1	2.12	2.12	0.25	0.25	5.38	5.38
LUK-LFRA	Ingen	18.92	12.07	18.15**	11.46	18.57	11.48
	Maks 1	6.86	6.86	6.69**	6.69**	7.09	7.09
LUK-	Ingen	13.09	11.79	11.60	10.42	14.84	11.53

LRUS	Maks 1	1.30	1.30	1.18	1.18	3.32	3.32
LUK-LCHI	Ingen	18.11	13.50	17.90**	12.64	20.62	14.41
	Maks 1	5.57	5.57	5.26**	5.26**	6.21	6.21
LUK-LIND	Ingen	8.74	7.98	7.66	7.13	14.94	7.81
	Maks 1	0.76	0.76	0.52	0.52	7.13	7.13
LUK-LRBA	Ingen	9.34	8.53	8.55	7.74	12.30	7.75
	Maks 1	0.82	0.82	0.80	0.80	4.55	4.55
LGER-LFRA	Ingen	9.60	8.04	7.35	7.19	14.76	9.35
	Maks 1	1.56	1.56	0.16	0.16	5.41	5.41
LGER-LRUS	Ingen	11.58	9.05	9.46	7.05	15.90	13.24
	Maks 1	2.53	2.53	2.40	2.40	2.66	2.66
LGER-LCHI	Ingen	17.74	12.74	15.84**	11.65	18.58	11.99
	Maks 1	5.01	5.01	4.19**	4.19**	6.59	6.59
LGER-LIND	Ingen	10.94	8.98	9.21	7.25	17.45	10.47
	Maks 1	1.96	1.96	1.96	1.96	6.98	6.98
LGER-LBRA	Ingen	11.54	8.55	9.87	7.39	13.26	9.23
	Maks 1	2.99	2.99	2.48	2.48	4.04	4.04
LFRA-LRUS	None	12.49	10.74	10.81	9.23	14.30	10.48
	Maks 1	1.75	1.75	1.58	1.58	3.82	3.82
LFRA-LCHI	None	18.02	13.04	17.35**	11.77	19.50	13.40
	Maks 1	5.65	5.65	5.58**	5.58**	6.10	6.10
LFRA-LIND	None	8.82	7.96	7.59	6.97	16.66	10.31
	Maks 1	0.86	0.86	0.62	0.62	6.35	6.35
LFRA-LBRA	None	9.44	8.55	8.50	7.66	12.12	7.66
	Maks 1	0.89	0.89	0.84	0.84	4.46	4.46
LRUS-LCHI	None	12.31	9.66	10.64	8.05	17.17	12.38
	Maks 1	2.66	2.66	2.58	2.58	4.80	4.80
LRUS-LIND	None	11.39	8.85	9.80	8.00	15.18	8.68
	Maks 1	2.54	2.54	1.80	1.80	6.50	6.50
LRUS-LBRA	None	10.04	6.38	8.58	5.09	13.90	10.37
	Maks 1	3.66	3.66	3.49	3.49	3.52	3.52
LCHI-LIND	None	11.93	10.17	10.35	8.92	19.16	10.90
	Maks 1	1.76	1.76	1.43	1.43	8.26	8.26
LCHI-LBRA	None	13.46	10.50	12.21	9.40	16.57	9.48
	Maks 1	2.96	2.96	2.80	2.80	7.09	7.09
LIND-LBRA	None	15.84	13.21	14.75	12.71	26.50**	18.72
	Maks 1	2.63	2.63	2.03	2.03	7.78	7.78

Merk: (i) "Ingen" tilsvarer ingen kointegrerende vektorer, altså $r=0$. (ii) "Maks 1" tilsvarer 1 kointegrerende vektor, altså $r=1$. (iii) (**) betegner forkastelse av nullhypotesen på 5% signifikansnivå.

Tabell 11: Kritiske verdier 5%-nivå. Johansen parvis

	Modell 2		Modell 3		Modell 4	
	Trace	Max	Trace	Max	Trace	Max
Ingen	19.96	15.67	15.41	14.07	25.32	18.96
Maks 1	9.24	9.24	3.76	3.76	12.25	12.25

(Osterwald-Lenum 1992)

Vi kan demonstrere Pantula-prinsippet med det siste paret i Tabell 10; India – Brasil. Testobservatoren på 15,84 (modell 2, $r=0$) er lavere enn kritisk verdi på 19,96 (5%-nivå). Nullhypotesen om ingen kointegrasjon blir da *ikke* forkastet. Dette blir da det første tilfellet nullhypotesen *ikke* forkastes, og vi skal følgelig ikke fortsette til neste modell. Konklusjonen blir da at modell 2 er hensiktsmessig for dette paret for Johansen-testen. Samme konklusjon kan trekkes for alle par. For at det skulle ha blitt indikert kointegrasjon, måtte testobservatoren blitt forkastet på alle modellene gitt $r=0$. I dette tilfellet ville man så sjekket for forkasting av nullhypotesen ved modell 2 til 4 gitt $r=1$, nullhypotesen er da at det eksisterer maks ett kointegrerende forhold. En stopper fortsatt ved den modellen hvor nullhypotesen *ikke* forkastes for første gang. Dersom det skjer ved en av modellene gitt $r = 1$, vil resultatet blitt at det eksisterer et kointegrerende forhold. Det er også mulig at man ved $r = 1$ også forkaster nullhypotesen ved alle modellene. I dette tilfellet vil det indikere to kointegrerende vektorer (full rang, $r = g$), og variablene i dette paret ville vært stasjonære (noe som ikke er tilfellet).

Dersom vi sammenligner funnene ved Johansen-metoden og funnene ved Engle-Granger-metoden i periode 1, gir resultatene sprikende svar. Ved Engle-Granger eksisterer det kointegrasjon på 5 %-nivå mellom Norge og India. Johansen-metoden finner ikke tilsvarende forhold, selv ved 10 % signifikansnivå.

Det eksisterer derfor ingen sterke bevis for kointegrasjon mellom noen av parene ved vurdering av periode 1 (september 1995 til oktober 2013). Dette er positive resultater med hensyn til diversifiseringsmuligheter for en norsk investor. Teoretisk sett kan en investor investere i aksjeindeksene til disse parene og oppnå diversifiseringsfordeler, da det ikke indikeres langsiktig likevekt mellom disse markedene, målt i norsk valuta.

7.4.1 Johansen parvis, underperioder

Kointegrasjon vil her bli testet for periode 2 og periode 3 ved bruk av Johansen-metoden. Resultatene fra Engle-Granger indikerte svake kointegrerende forhold mellom ulike par i

periode 2 og 3. Det testes her hvorvidt tilsvarende forhold blir indikert av Johansen-metoden.

I spesifiseringen av modellene for underperiodene, gjelder tilsvarende argumentasjon og funn som for periode 1. Antall lags inkludert og benyttet modelltype vil altså tilsvare det som ble benyttet i periode 1. Resultatene for underperiodene er presentert i Tabell 12 og Tabell 13 for henholdsvis periode 2 og periode 3. Ettersom ingen par var signifikante i periode 1, vises de parene som ga signifikante resultater i periode 2 og 3, kombinert med parene som indikerte signifikans under Engle-Granger-testen. Full oversikt finnes i Tabell 33 og Tabell 34 i Vedlegg D, for henholdsvis periode 2 og periode 3.

Tabell 12: Johansen parvis – signifikante par (periode 2)

Par	Antall kointegrerende vektorer (r)	Model 2	
		Testobservator Trace	Testobservator Max
LNOR-LUSA	Ingen	7.54	5.73
	Maks 1	1.81	1.81
LNOR-LIND	Ingen	21.08**	12.97
	Maks 1	8.10	8.10
LNOR-LBRA	Ingen	18.49	11.65
	Maks 1	6.84	6.84
LUSA-LFRA	Ingen	12.68	8.05
	Maks 1	4.64	4.64
LUSA-LCHI	Ingen	20.36**	15.97**
	Maks 1	4.38	4.38
LUK-LGER	Ingen	16.36	11.93
	Maks 1	4.43	4.43
LFRA-LCHI	Ingen	17.98	14.05
	Maks 1	3.93	3.93

Merk: (**) indikerer forkasting av nullhypotesen på 5%-nivå.

Kritiske verdier er tilsvarende som de under periode 1 (se Tabell 11).

Tabell 12 viser at flere par indikerer kointegrasjon i periode 2 (september 1995 – september 2004). Det er her oppdaget kointegrasjon mellom følgende par:

- Norge – India
- USA – Kina

Testene viser at det eksisterer en kointegrerende vektor mellom disse parene på 5 % signifikansnivå, da Trace-testobservatoren er høyere enn kritisk verdi. Det er derimot ikke konsistens mellom Trace- og Max-testen mellom Norge og India. Problemet med inkonsistens mellom Trace- og Max-testen er hyppigere i små utvalg. I følge Juselius (2007) og Enders (2010) er styrken til Trace-testen høyere enn hva den er hos Max-testen. Trace-testen vil derfor bli bukt som avgjørende resultat. Funnet mellom USA og Kina er derimot signifikant for både Trace og Max.

EG-testen for periode 1 indikerte også kointegrasjon mellom Norge og India, slik Johansen-testen indikerte i periode 2. Dette styrker til en viss grad funnet gjort ved EG-testen og kan indikere at det tidligere eksisterte et kointegrerende forhold mellom Norge og India, som EG-testen fanget opp over hele tidsperioden, men som ikke eksisterer i nyere tid. Med utgangspunkt i en norsk investor, gir dette derimot fortsatt ingen sterke indikasjoner på at en norsk investor risikerer å redusere diversifiseringsmulighetene ved å investere i India per dags dato.

Resultatene fra Johansen-metoden i periode 2 samsvarer ikke med resultatene fra EG-testen for tilsvarende periode. EG-testen ga indikasjoner på kointegrerende forhold mellom USA – Frankrike og Storbritannia – Tyskland, men på 10 %-nivå. Under Johansen-testen er begge parene et godt stykke unna forkastelse av nullhypotesen på 5 %-nivå. Selv om resultatene på 10 %-nivå ikke framlegges her, blir det ingen endringer i resultatet med hensyn til disse parene dersom 10 %-nivå blir tatt i betraktning.

I Tabell 13 under presenteres resultatene fra periode 3.

Tabell 13: Johansen parvis – signifikante par (periode 3)

Par	Antall kointegrerende vektorer (r)	Model 2	
		<i>Testobservator Trace</i>	<i>Testobservator Max</i>
LNOR-LUSA	Ingen	14.0756	13.2466
	Maks 1	0.8290	0.8290
LNOR-LIND	Ingen	14.7318	9.7965
	Maks 1	4.9353	4.9353
LNOR-LBRA	Ingen	11.7685	9.6556
	Maks 1	2.1129	2.1129
LUSA-LFRA	Ingen	10.5316	6.3918
	Maks 1	4.1397	4.1397
LUSA-LCHI	Ingen	8.0079	6.7137
	Maks 1	1.2942	1.2942
LUK-LGER	Ingen	14.1981	10.4716
	Maks 1	3.7265	3.7265
LFRA-LCHI	Ingen	11.5068	6.7641
	Maks 1	4.7428	4.7428

Merk: (**) indikerer forkasting av nullhypotesen på 5%-nivå.

Av Tabell 13 ser vi at ingen kointegrerende forhold blir funnet i periode 3 (oktober 2004 – oktober 2013) på 5 %-nivå. Dette er nok en gang forskjellig fra de resultatene fra EG-testen i tilsvarende periode, selv om vi også tester på 10 %-nivå. Tilsvarende er resterende par ikke signifikant på 10%-nivå. Dette kan tyde på at de kointegrerende forholdene funnet under periode 2 ikke gjør seg gjeldene de siste ni årene (periode 3). Disse funnene strider altså mot den rådende oppfatningen om økende integrering og globalisering over tid.

Resultatene fra periode 2 og 3 er begge stabile i forhold til antall lags inkludert; testobservatorene til de signifikante parene i periode 2 varierer noe, men endringene i p-verdiene til testobservatorene er små, samme argumentasjon gjelder som forklart under analysen av resultatene til EG-testen i periode 1. Variasjon ved forskjellige antall lags er derimot noe man kan forvente ved mindre utvalg.

Det er vanskelig å trekke noen generell konklusjon når resultatene er så sprikende. Den generelle konklusjonen av den parvise testingen for kointegrasjon blir følgelig at vi ikke finner noen stabile kointegrerende forhold. Over hele tidsperioden (periode 1) er det kun EG-metoden som indikerer parvis kointegrasjon mellom Norge og India. Da dette ikke bekreftes av Johansen-metoden, reduseres validiteten til funnet ytterligere. Det indikeres også et forhold mellom Norge og India i periode 2 med Johansen-metoden. Enkelte studier har

funnet kointegrasjon mellom India og andre vestlige land i omtrent tilsvarende tidsperiode som periode 2 (1995-2004) i denne oppgaven (Chittedi 2009). Forholdet indikeres likevel ikke i periode 3, og kan som nevnt indikere at forholdet ikke lenger er gjeldende i nyere tid og har dermed ikke noen særlig innvirkning på de diversifiseringsmulighetene til en norsk investor per dags dato. Tilsvarende gjelder for funnet mellom USA og Kina i samme periode.

De parvise Johansen- og Engle-Granger-testene gir ingen sterke indikasjoner på kointegrerende forhold som bør påvirke en norsk investors valg av investeringer, uansett land inkludert i denne undersøkelsen.

7.5 Johansen multivariat

I multivariat-testen undersøkes det hvorvidt det eksisterer kointegrasjonsforhold mellom de åtte aksjeindeksene en norsk investor kan diversifisere i, som et system. Altså vil det gi en indikasjon på om det eksisterer en underliggende felles global trend, gitt norsk valuta.

7.5.1 Antall lags

Utgangspunktet er også her en VAR-modell. Det blir formulert en felles VAR-modell for hele gruppen. Prosedyren er lik som i den parvise-testen og en starter med å finne optimalt antall lags som skal inkluderes i modellene. Som forklart tidligere, vil utgangspunktet være å inkludere to lags i modellene (Jusélius 2007).

7.5.2 Deterministiske betingelser og resultater

De forskjellige deterministiske betingelsene er tilsvarende som forklart i kapittel 7.3.2. Pantula-prinsippet vil bli brukt for å avgjøre hvilken modell som er hensiktsmessig å benytte. Det vil være mulig med opp til syv kointegrerende vektorer, da det er åtte inkluderte variabler (aksjeindekser) i VAR-modellen. Resultatene over hele tidsperioden (periode 1) for Trace- og Max-testen, gitt de ulike modellene, er presentert i Tabell 14. Tilhørende kritiske verdier på 5 %-nivå er gitt i Tabell 15.

Tabell 14: Johansen multivariat periode 1

	Antall kointegrerende vektorer (r)	Modell 2		Modell 3		Modell 4	
		Testobservator Trace	Testobservator Max	Testobservator Trace	Testobservator Max	Testobservator Trace	Testobservator Max
Gruppe	Ingen	151.4630	47.0951	145.9811	47.0805	181.7360	48.2896
	Maks 1	104.3680	30.1041	98.9006	29.1711	133.4464	37.8274
	Maks 2	74.2639	27.0852	69.7295	27.0056	95.6190	29.1672
	Maks 3	47.1787	16.5762	42.7239	16.5672	66.4519	26.5976
	Maks 4	30.6025	11.9267	26.1567	10.0825	39.8542	15.2458
	Maks 5	18.6759	8.8283	16.0742	8.8226	24.6085	10.0569
	Maks 6	9.8475	7.6524	7.2516	6.8419	14.5516	7.7173
	Maks 7	2.1952	2.1952	0.4097	0.4097	6.8343	6.8343

Tabell 15: Kritiske verdier 5%-nivå. Johansen multivariat

	Modell 2		Modell 3		Modell 4	
	Trace	Max	Trace	Max	Trace	Max
Ingen	165.58	52	156	51.42	182.82	55.5
Maks 1	131.7	46.45	124.24	45.28	146.76	49.42
Maks 2	102.14	40.3	94.15	39.37	114.9	43.97
Maks 3	76.07	34.4	68.52	33.46	87.31	37.52
Maks 4	53.12	28.14	47.21	27.07	62.99	31.46
Maks 5	34.91	22	29.68	20.97	42.44	25.54
Maks 6	19.96	15.67	15.41	14.07	25.32	18.96
Maks 7	9.24	9.24	3.76	3.76	12.25	12.25

(Osterwald-Lenum 1992)

Tabell 14 og Tabell 15 viser at modell 2 også i dette tilfellet representerer datasettet best, og nullhypotesen om ingen kointegrasjon ved $r = 0$ kan ikke forkastes. Både Trace- og Max-testen indikerer at modell 2 er korrekt og at det ikke eksisterer noen kointegrerende forhold innad i systemet. Selv dersom det testes for signifikans på 10 %-nivå, endres ikke resultatene. For ytterligere å teste validiteten til disse resultatene, vil det bli gjennomført en sensitivitetsanalyse for ulike antall lags og de forskjellige modellene. Informasjonskriteriene indikerer i varierende grad at en lag bør inkluderes i modellene (se Tabell 35 i Vedlegg E). Da også informasjonskriteriene angir at antall lags inkludert bør være lavt, testes det for endring i resultatene for opp til fire lags. Tabell 16 viser sensitivitetsanalysen og antall kointegrerende vektorer.

Tabell 16: Sensitivitetsanalyse av Johansen multivariat gitt antall inkluderte lags og modelltype (periode 1)

		Modell 2	Modell 3	Modell 4
1 lag	Trace	0	1	1
	Max	0	0	0
2 lags	Trace	0	0	0
	Max	0	0	0
3 lags	Trace	0	0	1
	Max	0	0	0
4 lags	Trace	0	0	1
	Max	0	0	0

Sensitivitetsanalysen i periode 1 viser liten følsomhet ovenfor valgte forutsetninger, bortsett fra noen endringer dersom man inkluderer kun en lag. Som nevnt tidligere vil det imidlertid være vanskelig å fange den dynamiske strukturen til en VAR-, og senere en VECM-modell, med kun en inkludert lag (Jusélius 2007). Det legges derfor ikke stor vekt på denne lag-lengden og resultatene betraktes som robuste.

Resultatene gir konsistente tilbakemeldinger med hensyn til valgt antall lags og deterministiske betingelser. Konklusjonen blir følgelig at når vi ser på aksjeindeksene som et system over hele perioden fra september 1995 til oktober 2013, gir resultatene en sterk indikasjon på kointegrasjon.

7.5.3 Johansen multivariat-test, underperioder

Underperiodene testes for å sjekke konsistensen til øvrige resultater. Tilsvarende fremgangsmåte som ved testing av periode 1 vil benyttet.

Testresultatene for periode 2 (september 1995 – september 2004) presenteres i Tabell 17, og kritiske verdier er tilsvarende som under periode 1 og finnes i Tabell 15. Trace-testen indikerer at det eksisterer én kointegrerende faktor i gruppe 1. Dette resultatet blir ikke bekreftet av Max-testen. Som nevnt tidligere er dette et stadig problem når man benytter få observasjoner.

Tabell 17: Johansen multivariat periode 2

	Antall kointegrerende vektorer (r)	Modell 2	
		Testobservator Trace	Testobservator Max
Gruppe	Ingen	187.0065**	49.9811
	Maks 1	126.0254	38.1720
	Maks 2	98.8534	29.5863
	Maks 3	69.2671	22.9830
	Maks 4	46.2842	20.8811
	Maks 5	25.4030	13.0107
	Maks 6	12.3923	7.6767
	Maks 7	4.7156	4.7156

Merk: (i) 2 lags er benyttet. (ii) (**) indikerer forkasting av nullhypotesen på 5%-nivå. (iii) Antall observasjoner: 109.

En sensitivitetsanalyse blir også her gjennomført. Igjen viser resultatene fra informasjonskriterium-testene at et lavt antall lags burde inkluderes og samtlige kriterier konkluderer med at kun en lag burde inkluderes (se Tabell 36 i Vedlegg E). Sensitivitetsanalysen vil derfor igjen undersøke lags fra 1 til 4 gitt de ulike modellene. Analysen er presentert i Tabell 18:

Tabell 18: Sensitivitetsanalyse av Johansen multivariat gitt antall inkluderte lags og modelltype (periode 2)

		Modell 2	Modell 3	Modell 4
1 lag	Trace	1	1	1
	Max	0	0	0
2 lags	Trace	1	2	2
	Max	0	0	0
3 lags	Trace	1	4	3
	Max	0	0	0
4 lags	Trace	4	5	5
	Max	0	0	0

Sensitivitetsanalysen viser at resultatene er veldig varierende, og gjør det derfor vanskelig å trekke en konklusjon. Det at kointegrasjonsanalyser er følsom ovenfor antall inkluderte lags

er ikke uvanlig. Flere studier viser til varierende resultater angående hvor mange signifikante kointegrerende vektorer som indikeres gitt ulike antall lags inkludert i modellene⁴⁴.

Nok en gang vil det ikke bli lagt særlig vekt på resultatene ved en inkludert lag. Generelt kan også testen feilaktig finne ikke-eksisterende kointegrasjonsvektorer, jo flere lags som inkluderes (Ahlgren og Antell 2002). Dette ser ut til å stemme overens med det som er tilfellet for periode 2 i Tabell 18. Inkonsistensen blant resultatene gitt ulike spesifikasjoner kan også være knyttet til at få observasjoner er inkludert i underperiodene.

I motsetning Trace-testen ligger Max-testen stabilt på null, og indikerer som i periode 1, ingen kointegrerende forhold i systemet.

Med bakgrunn i de optimale forutsetningene vil det trolig bli feil å påstå at det eksisterer to eller tre kointegrerende vektorer i systemet. Utgangspunktet videre blir derfor at det eksisterer minst én kointegrerende vektor i periode 2.

Resultatene for periode 3 (oktober 2004 – oktober 2013) er presentert i Tabell 19 under. De kritiske verdiene på 5 %-nivå er igjen tilsvarende som i periode 1 og finnes i Tabell 15. Nok en gang, gitt forutsetningene om to lags og modell 2, indikeres det ett kointegrerende forhold innad i gruppen. En sensitivitetsanalyse er presentert i Tabell 20:

Tabell 19: Johansen multivariat periode 3

	Antall kointegrerende vektorer (r)	Modell 2	
		Testobservator Trace	Testobservator Max
Gruppe	Ingen	174.1770**	43.7631
	Maks 1	123.4139	35.2834
	Maks 2	95.1304	30.7346
	Maks 3	64.3959	24.8134
	Maks 4	39.5825	16.7332
	Maks 5	22.8493	10.9788
	Maks 6	11.8705	7.2153
	Maks 7	4.6552	4.6552

Merk: (i) 2 lags er benyttet. (iii) (**) indikerer forkasting av nullhypotesen på 5%-nivå. (iv) Antall observasjoner: 109.

⁴⁴ Blant annet Kasa (1992) og Ahlgren og Antell (2002)

Tabell 20: Sensitivitetsanalyse av Johansen multivariat gitt antall inkluderte lags og modelltype (periode 3)

		Modell 2	Modell 3	Modell 4
1 lag	Trace	1	1	2
	Max	0	0	0
2 lags	Trace	1	1	2
	Max	0	0	0
3 lags	Trace	1	1	1
	Max	1	1	1
4 lags	Trace	4	3	4
	Max	1	0	1

I denne perioden er sensitivitetsanalysen mindre sprikende enn under periode 2. Igjen angir informasjonskriteriene at antall lags burde være lav og ikke høyere enn to (se Tabell 37 i Vedlegg E). Angående hvilket antall lags det bør legges størst vekt, gjelder de samme argumentene som ovenfor. Etersom modellene gir ganske stabile resultater rundt to og tre inkluderte lags, omtrent uavhengig av modell, taler dette for at det burde tas utgangspunkt i at det eksisterer ett kointegrerende forhold i periode 3.

Den generelle konklusjonen for den multivariate Johansen-testen tyder på at det ikke eksisterer et kointegrerende forhold over tidsperioden 1995 til 2013. Testene viser derimot at det i begge underperiodene kan virke som at det eksisterer ett kointegrerende forhold (kanskje flere i periode 2). De grafiske plottene til VECM-ligningen gitt av disse funnene finnes Vedlegg E; hvor Figur 8 viser periode 1 og Figur 9 og Figur 10 viser henholdsvis periode 2 og 3. Det grafiske plottet over periode 1 (Figur 8), viser tydelig at en eventuell kointegrerende faktor mellom aksjeindeksene ikke indikerer stasjonæritet. Derimot kan en ut i fra de grafiske plottetene for periode 2 og periode 3, observere at disse figurene ser noe stasjonære ut, og dermed at det eksisterer en kointegrerende faktor for disse periodene.

Analysen finner ingen tegn til kointegrasjon over periode 1, men det betyr ikke nødvendigvis at det ikke eksisterer kointegrasjon. Det betyr simpelthen at vi ikke klarte å finne noe lineært langtidsforhold mellom variablene. Dette kan skyldes flere faktorer. Det kan være at analyseperioden er for lang og inkluderer flere opp- og nedgangskonjunkturer, noe som kan medføre at det blir vanskelig å finne en langsiktig lineær likevekt over hele perioden. Det kan også skyldes at tilpasningshastigheten til justeringsparameteren i VECM-ligningen til den/de forsøkt estimerte kointegrasjonsvektoren(e) går for sakte. Dersom denne

tilbakevendingen går for sakte, vil man krysse likevektsforholdet mellom variablene for sjeldent og dermed ødelegge et eventuelt kointegrasjonsforhold.

Det er vanskelig å påpeke eksakt hva som kan være årsaken til manglende kointegrasjon over periode 1, men ettersom vi finner kointegrasjon i begge underperiodene, kan en mulig forklaring være at tidsperioden er noe for lang, i den forstand at den kjennetegnes ved for mange opp- og nedgangsperioder.

7.6 Grangers kausalitetstest

Kointegrasjon impliserer Grangerkausalitet i minst en retning. Kausalitetstesten vil i denne oppgaven kun fungere som en validitetssjekk for resultatene som er presentert tidligere. Analysen undersøker hvorvidt det eksisterer kortsiktige sammenhenger mellom aksjemarkedene. Testen er basert på en VAR-modell og utføres parvis, ettersom resultatene i denne sammenheng kan være misledende ved å inkludering av mer enn to variabler.

Kortsiktige sammenhenger mellom aksjemarkeder kan eksistere, selv om det ikke er indikert et kointegrasjonsforhold. Men dersom det eksisterer kointegrasjon mellom to markeder, må det være Grangerkausalitet mellom dem i *minst* en retning. Hvis det imidlertid er kausalitet mellom dem, i en eller begge retninger, betyr det ikke nødvendigvis at de er kointegrerte (Granger 1988).

Grangers-kausalitetstest forutsetter at variablene er stasjonære og første differansen av dataseriene vil derfor bli brukt. Analysen avdekker hvorvidt det finnes kortsiktige lead-lag-relasjoner mellom de ni aksjemarkedene, og vil i oppgaven fungere som en kontroll for resultatene som er presentert tidligere. Granger-kausalitet er et rent statistisk begrep og analysen vil derfor ikke inkludere en detaljert utredning av sammenhenger mellom kausalitetsresultatene og andre økonomiske forhold.

Resultatene for underperiodene er presentert i Tabell 21. Her vises kun signifikante resultater, samt de parene som indikerte kointegrasjonsforhold i Engle-Granger- og/eller Johansen-testen. En oversikt over alle resultatene finnes i Vedlegg F.

Tabell 21: Grangers kausalitetstest periode 1

Nullhypotese	Test-observator	P-verdi	Årsaksretning
USA Grangerforårsaker ikke Norge	5,6020	0,0607	
Norge Grangerforårsaker ikke USA	0,1950	0,9071	
Russland Grangerforårsaker ikke Norge	1,3944	0,4980	
Norge Grangerforårsaker ikke Russland	8,1494	0,0170 **	NOR □ RUS
Kina Grangerforårsaker ikke Norge	6,0779	0,0479 **	CHI □ NOR
Norge Grangerforårsaker ikke Kina	2,6316	0,2683	
India Grangerforårsaker ikke Norge	0,6430	0,7250	
Norge Grangerforårsaker ikke India	3,1045	0,2118	
Brasil Grangerforårsaker ikke Norge	6,0779	0,0479 **	BRA □ NOR
Norge Grangerforårsaker ikke Brasil	2,6316	0,2683	
Frankrike Grangerforårsaker ikke USA	3,4698	0,1764	
USA Grangerforårsaker ikke Frankrike	3,9485	0,1389	
Kina Grangerforårsaker ikke USA	2,1260	0,3454	
USA Grangerforårsaker ikke Kina	0,7117	0,7006	
Tyskland Grangerforårsaker ikke UK	2,1503	0,3412	
UK Grangerforårsaker ikke Tyskland	8,8113	0,0122 **	UK □ GER
Frankrike Grangerforårsaker ikke UK	9,7043	0,0078 *	FRA □ UK
UK Grangerforårsaker ikke Frankrike	10,4416	0,0054 *	UK □ FRA
India Grangerforårsaker ikke UK	0,2327	0,8902	
UK Grangerforårsaker ikke India	8,1615	0,0169 **	UK □ IND
Frankrike Grangerforårsaker ikke Tyskland	7,1981	0,0274 **	FRA □ GER
Tyskland Grangerforårsaker ikke Frankrike	2,5729	0,2762	
India Grangerforårsaker ikke Tyskland	0,4679	0,7914	
Tyskland Grangerforårsaker ikke India	7,3167	0,0258 **	GER □ IND
India Grangerforårsaker ikke Frankrike	0,5381	0,7641	
Frankrike Grangerforårsaker ikke India	9,5850	0,0083 *	FRA □ IND
India Grangerforårsaker ikke Russland	6,2455	0,0440 **	IND □ RUS
Russland Grangerforårsaker ikke India	2,4801	0,2894	
Brasil Grangerforårsaker ikke India	7,7067	0,0212 **	BRA □ IND
India Grangerforårsaker ikke Brasil	1,3852	0,5003	

Merk: i) Frihetsgrader er 2 for alle parene. ii) (*) betegner signifikans på 1 %-nivå og (**) betegner signifikans på 5 %-nivå.

Konklusjonene fra Grangers-kausaltetstest på 5 %-nivå er:

- Norge Grangerforårsaker Russland.
- Kina Grangerforårsaker Norge.
- Brasil Grangerforårsaker Norge og India.
- Storbritannia Grangerforårsaker Tyskland, Frankrike og India.
- Frankrike Grangerforårsaker Storbritannia, Tyskland og India.
- Tyskland Grangerforårsaker India.
- India Grangerforårsaker Russland.

Analysen finner flere sammenhenger (kortsiktige) mellom aksjemarkedene enn det de langsiktige kointegrasjonsanalysene gjorde. Resultatene indikerer at Storbritannia, Frankrike og Brasil har mest innflytelse, noe som er interessant ettersom det amerikanske markedet er en del av utvalget. Forskingen som finnes på dette området har brukt dataserier oppgitt i lokal valuta eller amerikanske dollar, og er derfor ikke direkte sammenlignbare med våre funn⁴⁵.

I periode 1 indikeres det toveis Grangerkausalitet mellom Storbritannia og Frankrike på 1 %-nivå. Kointegrasjonen mellom Storbritannia og Tyskland, som ble funnet under Engle-Granger i periode 2 på 10 %-nivå, støttes av kausalitetstesten. Dette indikerer at tidligere verdier av indeksen i Storbritannia kan brukes til å predikere aksjeindeksen i Tyskland. Ettersom kointegrasjonsforholdet bare er signifikant på 10 %-nivå, anses ikke funnet som veldig robust. Kausalitetsforholdet stemmer likevel overens med forskningen til Menezes (2013).

Det forventes ikke at kausalitet vil gå i retningen fra for eksempel Norge til Russland, da det norske aksjemarkedet er relativt lite sammenlignet med RTS. Det er lite troverdig at en investor fra Russland kan oppnå meravkastning ved å predikere utviklingen i RTS av å studere bevegelsene på OBX. Norge viser ingen lead-lag forhold med de andre industrielle europeiske aksjemarkedene, noe som er konsistent med forskning på dette området (Chakrabarti og Sen 2012).

Analyseresultatene indikerer at utviklingen i Kina og Brasil har en enveisinnflytelse på det norske aksjemarkedet, slik at en kan predikere utviklingen i OBX ved å se på utviklingen i disse markedene. Mellom markedene hvor det verken eksisterer Granger-kausalitet eller kointegrasjon kan det være mulig for en investor å oppnå diversifiseringsfordeler. Granger-kausalitet er imidlertid et rent statistisk begrep og kan ikke utlede mye om underliggende økonomiske forhold. Kausalitetsanalysen ga samlet sett ingen resultater som bekrefter de mest markante funnene gjort i Engle-Granger- og Johansen-testen.

⁴⁵ Taneja (2012) finner et toveis Granger-kausalitetsforhold mellom Tyskland og India, Storbritannia og India, samt et enveisforhold fra Frankrike til og India. Chittedi (2010) finner et enveis kausalitetsforhold fra India til Russland, men ingen kausalitetsforhold mellom Brasil og India.

7.7 Diagnostikk

Testing av modellene er nødvendig for å undersøke om den er velspesifisert og passer til dataene i analysen. Forutsetningene som er tatt for residualene bør kontrolleres nå som VAR-modellene har blitt estimert. Modellen skal forklare systematisk variasjon i dataene; residualene må ikke vise systematikk i form av ikke-normalitet, autokorrelasjon og heteroskedastisitet (Jusélius 2007).

Det er fornuftig å starte kontrolleringen med en grafisk analyse av residualene, siden grafene kan vise spesifikasjonsproblemer testene ikke klarer å oppdage (Jusélius 2007). Grafene hjelper til å avdekke store avvik som ofte kan knyttes til betydelige offentlige inngrep eller overreaksjoner i markedet. Grafiske observasjoner kan likevel ikke erstatte formelle feilspesifiseringstester. Oppgaven tar for seg testprosedyrene diskutert i Jusélius (2007)⁴⁶. Det blir også sjekket hvorvidt modellene oppfyller stabilitetsbetingelsen for AR-prosesser.

De diagnostiske testene er utført på alle modellene ved bruk av Eviews⁴⁷. Det vil bli gitt en kort forklaring til hver test, samt en forklaring på hva de ulike testene konkluderer med i lys av VAR-modellene til parene og systemene (ved Johansen-metoden). For å illustrere er VAR-modellen som ble brukt i multivariat Johansen-test presentert i Tabell 22 under. Tabellen viser testobservatorene og p-verdiene til de ulike feilspesifiseringstestene for periode 1, 2 og 3. Det vil også bli gitt en gjennomgang med et eksempel for hvordan modellene kan bli forsøkt kalibrert for å gi gyldig inferens.

Konklusjonene i gjennomgangen av de diagnostiske testene under er gitt med utgangspunkt i at modellene ikke er kalibrert for å fikse eventuelle feilspesifiseringer. En forklaring på hvorfor vi har valgt å ikke endre modellene blir beskrevet i avslutningen til dette kapittelet.

⁴⁶Feilspesifiseringstestene finnes i Jusélius (2007) kapittel 4.3.

⁴⁷ Testenes utredninger finnes i Johnston og DiNardo(1997).

Tabell 22: Feilspesifiseringstester til residualene i Johansen multivariat.

Test	Stabilitet AR-root	Normalitet Jarque-Bera	Autokorrelasjon LM	Heteroskedastisitet White
Periode 1	Stabil	110,3849 [0,0000]	67,2076 [0,3678]	1405,8420 [0,0000]
Periode 2	Stabil	33,0991 [0,0072]	76,5094 [0,1359]	1195,6520 [0,1809]
Periode 3	Stabil	42,6840 [0,0003]	80,6642 [0,0779]	1201,7330 [0,1502]

7.7.1 Stabilitet

Den estimerte VAR-modellen er stabil dersom alle enhetsrøttene har modulus mindre enn én og dermed er innenfor enhetssirkelen (Jusélius 2007). Enhetsrots-testen viser at alle røttene har modulus som ligger innenfor enhetssirkelen for samtlige av VAR-modellene i alle perioder, og oppfyller dermed stabilitetsbetingelsen. Dette ser vi også for multivariat VAR-modellen i Tabell 22.

7.7.2 Normalitet

Nullhypotesen er at residualene har en multinormal fordeling. Normalitetstesten som er brukt er Jarque-Bera (Doornik-Hansen), som sammenligner residualenes skjevhet og kurtose med normalfordelingen. Resultatene fra multivariat-testene er presentert i Tabell 22. P-verdiene angir forkastelse av nullhypotesen for alle periodene. Generelt i analysen er dette svært avhengig av hvilket par som er modellert, men mange av parene sliter til en viss grad med ikke-normalitet, spesielt i undergruppene med færre observasjoner. I mindre utvalg er ikke-normalitet ofte et problem, da det trengs et ganske stort utvalg før skjevhet og kurtose blir asymptotisk normale (Jusélius 2007). Kurtose- og skjevhetsverdiene tilsier at residualene har en venstreskjev fordeling (negativ skjevhet), med tykke haler (eksess' kurtose), noe en kan forvente av finansiell data (Jusélius 2007).

Flere av modellene lider av ikke-normalitet. En fremgangsmåte som kan forbedre ikke-normaliteten er å inkludere dummy-variabler i modellen for å korrigere for ekstreme observasjoner. Dette vil bli forklart nærmere i kapittel 7.7.5.

7.7.3 Autokorrelasjon

Nullhypotesen for denne testen er ingen autokorrelasjon i residualene, det vil si at residualene ikke er korrelerte over tid. For å undersøke for autokorrelasjon brukes Lagrangemultiplikator-test (LM) for autokorrelasjon. LM-testen er fordelaktig da den kan

teste for autokorrelasjon av alle ordner og er også egnet for modeller med laggede variabler. Tabell 22 viser resultatene fra testen til multivariat-modellen (to lags inkludert) i hver periode. P-verdien angir at nullhypotesen beholdes i alle perioder og tyder på at modellen oppfyller forutsetningen om ingen autokorrelasjon. De parvise modellene ble også sjekket for autokorrelasjon, gitt optimalt antall inkluderte lags i hver tidsperiode; også her beholdes nullhypotesen med utgangspunkt i 5 % signifikansnivå.

7.7.4 Heteroskedastisitet

Nullhypotesen er at feilleddet er ubetinget homoskedastisk (ingen heteroskedastisitet), altså at variansen til residualene er konstant over tid. P-verdien fra Whites test i Tabell 22 viser varierende resultater. I periode 2 og 3 oppfylles betingelsen om ingen heteroskedastisitet. For periode 1 forkastes derimot nullhypotesen om ingen heteroskedastisitet. For de parvise modellene er det også stor variasjon rundt hvorvidt denne modellforutsetningen tilfredsstilles. VAR-modeller har likevel vist seg å være ganske robuste (gi gyldig inferens), selv ved brudd på forutsetningen om ingen heteroskedastisitet (Jusélius 2007).

7.7.5 Kalibrering

Statistisk inferens er generelt kun gyldig dersom forutsetningene for den underliggende modellen er oppfylt. Det må derfor undersøkes hvorvidt det er mulig å endre basis VAR-modellen slik at den gir gyldig inferens, og samtidig beholder en korrekt beskrivelse av de grunnleggende egenskapene til dataseriene

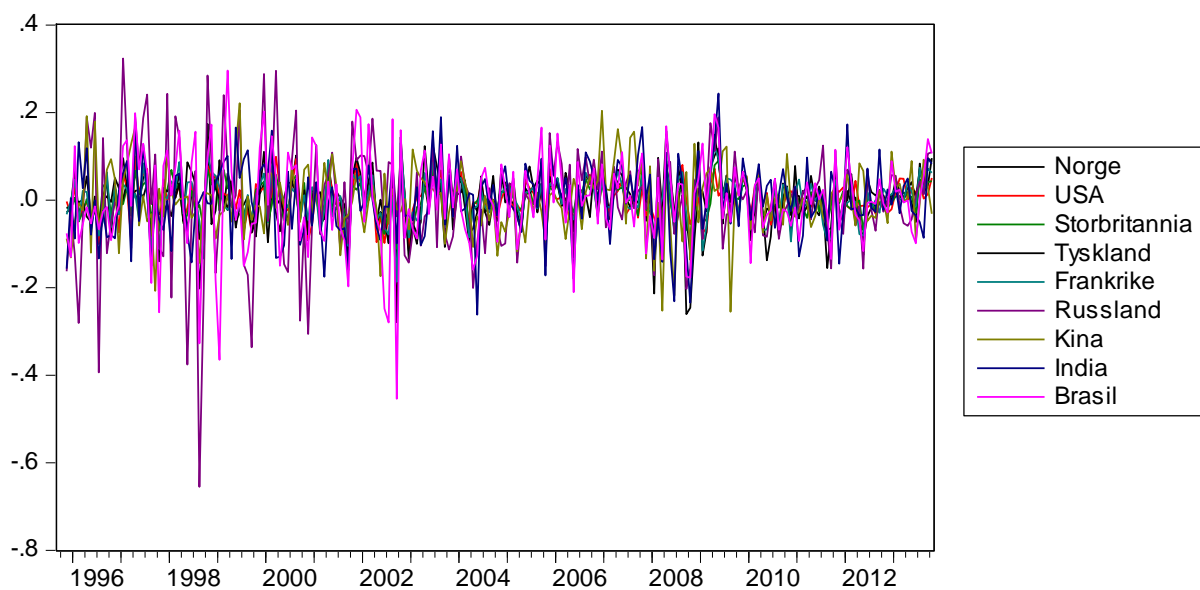
Korrigerings for avvikende observasjoner

Betydelige økonomiske inngrep og markedsoverreaksjoner dukker ofte opp som store ekstraordinære (ikke-normale) sjokk i VAR-analysen og bryter dermed normalitetsantagelsen. Det vil her bli tatt utgangspunkt i Jusélius' (2007) framgangsmåte for diagnostisering og korrigerings av årsaker til ikke-normalitet i residualene. Kort sagt vil residualene til hver VAR-modell granskes for store avvikende observasjoner (ekstraordinære

sjokk)⁴⁸, og så forsøkt korrigert ved bruk av dummy-variabler. Framgangsmåten og bruk av dummy-variabler er mer utdypende forklart i Vedlegg G.

VAR-modellen fra periode 1 vil igjen bli benyttet til å illustrere framgangsmåten. Det første man må gjøre er å identifisere de mest ekstreme observasjonene. Antall dummy-variabler som er hensiktsmessig å inkludere i et datasett med i underkant av 250 observasjoner er ikke mer enn to til tre (Stock og Watson 2012). Med utgangspunkt i dataplottet til første differansen av variablene vist i Figur 3 (kapittel 5), samt dataplottet av VAR-modellen til multivariat-testen i periode 1 vist i Figur 5 under, kan man se at de største avvikene tilhører Russland og Brasil. Avvikene kan knyttes til aksjefallet etter presidentvalget i Russland i 1996 og Russlands konkurs og devaluering i 1998, samt valutakrisen i Brasil i 2002. Avvikene kan kategoriseres som ekstraordinære sjokk (Jusélius 2007).

Figur 5: Residualplot av VAR-modellen til ligningene i Johansen multivariat (periode 1)



Ved en korleksjon for disse observasjonene blir modellen forbedret, og Jarque-Bera testobservatoren reduseres fra 110,38 som vist i Tabell 22, til 88,12 etter kalibreringen. Testen er derimot fortsatt langt fra å beholde nullhypotesen, og lider derfor fortsatt av ikke-normalitet. Tilsvarende analyser og korrigeringer er gjort for alle modellene som bryter med modellforutsetningene. Korrigeringene fører naturlig nok til større endringer i de parvise

⁴⁸ defineres som $|\hat{\varepsilon}_{i,t}| > 3,3\hat{\sigma}_{\varepsilon}$.

testene, da det er færre variabler og ekstreme observasjoner å ta hensyn til. I alle parene forbedres ikke-normaliteten, men det er fortsatt flere modeller som lider av ikke-normalitet. Heteroskedastisitet blir ofte forverret, og er trolig forårsaket av at økningen i frihetsgrader utgjør en sterkere effekt enn den marginale forbedringen gitt av dummy-variabelen(e). Endringene er selvsagt forskjellig i ulike par og perioder, samt avhengig av hvilke avvik som korrigeres. Autokorrelasjon og stabilitet er tilfredsstillende uten korrigeringer og er fortsatt også tilfredsstillende ved inkluderingen av dummy-variabler.

Konklusjon

Ved å fjerne de største avvikene, øker testobservatorene (Trace og Max) i selve kointegrasjonstestene. Dette gir økt sannsynlighet for en forkastelse av nullhypotesen om ingen kointegrerende vektorer (sannsynligheten for å finne kointegrerende forhold øker). Ulikheter på en gitt dato vil da se ut som likheter, ettersom dummy-variabelen påvirker alle variablene i modellen. På tross av at testobservatorene øker i modellene, fører det kun til mindre endringer i p-verdiene ($\geq 5\%$) for flesteparten av modellene. Kun i få tilfeller endres antall kointegrerende forhold fra ikke signifikans på 5 %-nivå til signifikans. I de tilfeller hvor dette skjer, og generelt sett ved *marginale* endringer i testobservatorens p-verdi, bør ikke de underliggende konklusjonene og indikasjonene gitt av testene endre seg markant fra et tilfelle hvor testobservatoren eksempelvis har en p-verdi på 4,90 %, mot et tilfelle hvor testobservatoren har en p-verdi lik 5,10 %. Selv om man i det ene tilfellet *godtar* forkastelse av nullhypotesen og i andre tilfellet *ikke* godtar forkasting av nullhypotesen ved 5 % signifikansnivå. Resultatene viser i praksis den samme indikasjonen.

Ikke-normalitet eksisterer i flesteparten av modellene; i hovedsak grunnet eksess' kurtose, men også skjevhet. Jusélius (2007) argumenterer for at VAR-modellens inferens er følsom ovenfor autokorrelasjon og ikke-normalitet i form av skjevhet, mens den er ganske robust med hensyn på heteroskedastisitet og ikke-normalitet grunnet eksess' kurtose.

Gjennomgangen av modellene viser at inkludering av dummy-variabler *forbedrer* normaliteten til modellene, men utgjør i mange tilfeller ikke nok til å gjøre modellene normalfordelte. Korrigeringsene gir i tillegg ikke endringer i de indikasjonene som trekkes ut fra resultatene. Funnene i oppgaven er derfor basert på basis VAR-modellene; altså modellene uten korrigeringer. Kointegrasjonsresultatene bør derfor betraktes med hensyn til modellenes svakheter, og da spesielt i forhold til ikke-normalitet.

8. Konklusjon

Oppgaven undersøkte om det eksisterer diversifiseringsmuligheter for en norsk investor ved teste for kointegrasjon mellom aksjeindeksene i Norge, USA, Storbritannia, Tyskland, Frankrike, Russland, Kina, India og Brasil. En stadig sterkere økonomisk gjensidighet i verdensøkonomien, samt en økende globalisering og liberalisering av finansmarkedene, gjør denne problemstillingen meget aktuell for norske investorer som har eller planlegger å plassere kapital i utenlandske aksjemarkeder.

Aksjeindeksene i ovennevnte land ble konvertert til norsk valuta og analysen ble gjennomført for perioden september 1995 til oktober 2013 (periode 1). Perioden ble også delt opp i to like underperioder; fra september 1995 til september 2004 (periode 2) og oktober 2004 til oktober 2014 (periode 3).

Ved bruk av Dickey og Fullers (1979) ADF-test ble alle tidsseriene testet for stasjonærhet og integrasjonsorden. Samtlige tidsserier ble bekreftet å være integrert av første orden, noe som gjør det mulig å teste for kointegrasjon. Kointegrasjonstestene ble gjennomført med utgangspunkt i metodene til Engle og Granger (1987) og Johansen (1990). For å undersøke konsistensen i resultatene, og i metodene, ble Johansen-metoden kjørt både som parvis- og multivariat-test. Avslutningsvis ble det også gjennomført en Granger-kausaltetsanalyse som en validitetssjekk for funnene i kointegrasjonstestene.

Resultatene fra kointegrasjonstestene er varierende og ikke konsistent på tvers av metodene eller periodene. Dette er ikke nytt; resultatene fra tidligere forskning er inkonsistent og tvetydig og kointegrasjonsanalysene er betydelig avhengig av valg av aksjemarked, utvalgsperiode, tidsfrekvens og spesifikasjoner i modellene. Resultatene fra Engle-Granger-metoden indikerte et langsiktig likevektsforhold mellom Norge og India i periode 1. Med utgangspunkt i dette kunne man påstått at en norsk investor ville hatt reduserte fordeler ved diversifisering ved å investere i India. Dette resultatet gir derimot ikke noen sterk indikasjon i seg selv. Et kointegrerende forhold ble også funnet for samme par under Johansen-metoden, men da kun i periode 2. Dette styrker indikasjonen rundt at det kan ha eksistert et kointegrerende forhold mellom Norge og India i perioden 1995 - 2004, men det gir ikke en konklusjon om hvorvidt det finnes diversifiseringsmuligheter for en norsk investor i dag. De resterende metodene og periodene ga ingen ytterligere bevis for det indikerte likevektsforholdet, og funnet fra Engle-Granger-testen kan ikke sies å være veldig robust.

Utover dette ble det ikke funnet noen kointegrasjon blant andre par fra EG-testen, foruten små indikasjoner på kointegrerende forhold mellom USA og enkelte av de andre vestlige aksjeindeksene i underperiodene. Disse var derimot for svake og ustabile til å kunne trekke noen konklusjon.

Johansen-metoden indikerte i tillegg en kointegrerende vektor mellom paret USA og Kina i periode 2. Da dette paret kun er signifikant i periode 2, vil det ikke kunne trekkes en slutning om at det påvirker en norsk investor i dag.

Et multivariat-system av de åtte internasjonale aksjeindeksene ble også testet, og ingen bevis ble funnet for periode 1. Det ble imidlertid indikert minst en kointegrerende vektor i systemet i periode 2 og en kointegrerende vektor for tilsvarende test i periode 3.

Oppsummert viser resultatene lite konsistens, samt ustabilitet på tvers av metodene og tidsperiodene. Resultatene indikerer *ikke* økende kointegrasjon fra periode 2 til periode 3, noe man kanskje skulle tro ville vært tilfellet gitt den åpenbare globaliseringen av verdensmarkedene. Resultatene indikerer derimot *høyere* andel av kointegrasjon i periode 2 enn i periode 3.

Utgangspunktet for studien var å gi en norsk investor et bevis på om det finnes potensielle diversifiseringsmuligheter blant deres viktigste internasjonale handelspartnere og verdens største fremvoksende økonomier. Bevisene *for* en langsiktig likevekt er svake, og det konkluderes dermed med at en norsk investor kan oppnå langsiktige fordeler ved å diversifisere i disse utvalgte industri- og utviklingslandene. Den langsiktige analysen av kointegrasjonsforholdene mellom disse markedene gir ingen klare konklusjoner om kointegrerende forhold og indeksene ser derfor ut til å bevege seg uavhengig av hverandre på lang sikt.

9. Begrensninger og videre forskning

I det følgende belyses begrensninger og videre forskning som kan bidra til å forbedre analysen.

Diversifisering mellom andre aktivumklasser

Oppgaven fokuserer kun på diversifiseringsmuligheter mellom aksjemarkeder. Investorer kan, og bør, også fordele kapital mellom flere aktivumklasser (obligasjoner, råvarer, bankinnskudd etc.)

Valg av tidsperiode

Oppgavens resultater er avhengig av valget av tidsperiode, samt inndelingen av underperiodene. En analyse gjennomført på andre tidsperioder kan gi andre svar. Kointegrasjonsanalysen kunne vært utvidet ved å teste de samme aksjemarkedene, men med mer fokus rettet på kointegrasjonsforholdet under kriser, da aksjemarkeder har vist seg å ha en større grad av sambevegelse under turbulente tider. Det kunne da vært interessant å benytte metoder som tar hensyn til ulike parametere i oppgangs- og nedgangstider, for eksempel en multivariat markovkjede-modell.

Data

Aksjeindeksene som representerer de ulike landenes aksjemarkeder er ikke konstruert identisk, men er likevel de beste representasjonene som er tilgjengelig. I fremtidige studier kan det vurderes å anvende konsistente indekser, for å sikre at ingen informasjon går tapt.

Analysens utfordringer

Modellene tilfredsstillt kravene til stabilitet og autokorrelasjon, men lider i de fleste tilfeller av ikke-normalitet og til en viss grad heteroskedastisitet i feilleddene. Problemene er lik de som ble erfart av Kanas (1998) og Johansson og Ljungwall (2009). Disse studiene konkluderer imidlertid med at deres modeller er godt spesifisert til tross for eksistensen av ikke-normalitet i residualene. Ulike modeller har imidlertid blitt forsøkt kalibrert, men oppfylte fortsatt ikke modellforutsetningene. Dette kan ha medført til at resultatene er spuriøse.

I hvilken grad oppgavens resultater sammenfaller med tidligere forskning kan være vanskelig å vurdere, ettersom oppgavens tidsserier er målt i NOK, og gjør at resultatene ikke er direkte sammenlignbare med andre studier. Ved mindre endringer kan imidlertid

oppgaven replikeres til å gjelde lokal valuta, og/eller andre referansevalutaer, slik at analysen vil gjelde underliggende kointegrerende forhold mellom aksjemarkeder og/eller investorer i andre land.

Ettersom oppgaven ser på kointegrasjon som et langsiktig uttrykk, tar den stilling til en investor med en kjøp og hold strategi. Kointegrasjon kan også brukes ved andre investeringsstrategier; eksempelvis pair-trading.

Problemer ved multippel hypotesetesting

Empirisk forskning innen finans innebærer ofte testing av flere hypoteser samtidig. Dersom mangfoldet av tester ikke tas i betraktning, er det vanligvis en stor sannsynlighet for at noen av de sanne hypotesene blir forkastet av ren tilfeldighet, og ikke som et resultat av underliggende statistiske forhold (Romano, Shaikh, og Wolf 2010).

Dette er ikke noe problem dersom man fokuserer på en bestemt hypotese, og bare en av dem, a priori. I denne oppgavens tilfelle, kunne det eksempelvis være å kun fokusere på kointegrasjonsforholdet mellom et par land, hvor det i forkant av testingen lå en klar begrunnelse for hvorfor det skulle kunne eksistere kointegrasjon mellom akkurat disse to aksjemarkedene. Beslutningen kan da fortsatt være basert på den tilhørende individuelle p-verdien. Problemet oppstår imidlertid når en søker etter signifikante resultater i en liste av p-verdier, posteriori. (Romano, Shaikh, og Wolf 2010).

Denne oppgaven tar for seg mange hypoteser, hvorav flere er testet på samme dataserie. Når en tidsserie er testet mer enn en gang med formål om inferens eller modellutvalg, er det alltid en sannsynlighet for at resultatene kun skyldes rene tilfeldigheter (White 2000). I denne analysen foreligger det derfor en sannsynlighet for falske resultater.

Det finnes imidlertid metoder som håndterer multippel hypotesetesting problemet. Disse metodene krever ofte at signifikansnivået justeres slik sannsynligheten for å observere minst én falsk positiv forblir under det ønskede signifikansnivå. Problemene rundt multippel hypotesetesting er diskutert i oppgavens analyse, men ingen justeringer er foretatt. Dette er noe som kan være aktuelt for videre forskning.

Litteraturliste

- Agung, I. Gusti Ngurah. 2009. *Time series data analysis using EViews, Statistics in practice*. Singapore: Wiley.
- Ahlgren, Niklas, and Jan Antell. 2002. "Testing for cointegration between international stock prices." *Applied Financial Economics* no. 12 (12):851-861. doi: 10.1080/09603100110050743.
- Alexakis, Christos. 2010. "Long-run relations among equity indices under different market conditions: Implications on the implementation of statistical arbitrage strategies." *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* no. 20 (4):389-403. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.intfin.2010.05.003>.
- Andersson, Jonas. 2005. "Testing for Granger causality in the presence of measurement errors." *Economics Bulletin* no. 3 (47):1-13.
- Ang, Andrew, William Goetzmann, and Stephe Schaefer. 2009. Evaluation of Active Management of the Norwegian Government Pension Fund – Global. Finansdepartementet.
- Bailey, Warren, and Rene M. Stulz. 1990. "Benefits of international diversification: The case of Pacific Basin stock markets." *Journal of Portfolio Management* no. 16 (4):57-61.
- Bang Nam, Jeon, and Thomas C. Chiang. 1991. "A System of Stock Prices in World Stock Exchanges: Common Stochastic Trends for 1975-1990?" *Journal of Economics & Business* no. 43 (4):329.
- Bartram, Söhnke M., and Gunter Dufey. 2001. "International Portfolio Investment: Theory, Evidence, and Institutional Framework." *Financial Markets, Institutions & Instruments* no. 10 (3):85-155.
- Baumöhl, Eduard, and Tomáš VÝrost. 2010. "Stock Market Integration: Granger Causality Testing with Respect to Nonsynchronous Trading Effects." *Finance a Uver: Czech Journal of Economics & Finance* no. 60 (5):414-425.
- Berk, Jonathan, and Peter DeMarzo. 2011. *Corporate Finance*. Boston: Pearson.
- Bessler, David A., and Jian Yang. 2003. "The structure of interdependence in international stock markets." *Journal of International Money and Finance* no. 22 (2):261-287. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S0261-5606\(02\)00076-1](http://dx.doi.org/10.1016/S0261-5606(02)00076-1).
- Bhar, Ramaprasad, and Biljana Nikolova. 2009. "Return, volatility spillovers and dynamic correlation in the BRIC equity markets: An analysis using a bivariate EGARCH framework." *Global Finance Journal* no. 19 (3):203-218. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.gfj.2008.09.005>.
- Blackman, S. C., K. Holden, and W. A. Thomas. 1994. "Long-term relationships between international share prices." *Applied Financial Economics* no. 4 (4):297-304.
- Blough, Stephen R. 1992. "THE RELATIONSHIP BETWEEN POWER AND LEVEL FOR GENERIC UNIT ROOT TESTS IN FINITE SAMPLES." *Journal of Applied Econometrics* no. 7 (3):295-308.
- Bodie, Zvi, Alex Kane, and J. Marcus Alan. 2011. *Investments and portfolio management*. New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Brooks, Chris. 2008. *Introductory econometrics for finance*. Cambridge: Cambridge University Press.

-
- Büttner, David, and Bernd Hayo. 2011. "Determinants of European stock market integration." *Economic Systems* no. 35 (4):574-585. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.ecosys.2010.10.004>.
- Cha, Baekin, and Sekyung Oh. 2000. "The relationship between developed equity markets and the Pacific Basin's emerging equity markets." *International Review of Economics & Finance* no. 9 (4):299.
- Chakrabarti, Gagari, and Chitrakalpa Sen. 2012. *Anatomy of Global Stock Market Crashes: An Empirical Analysis, An Empirical Analysis*. India: Springer India, India.
- Chan, Kam C., Benton E. Gup, and Ming-Shiun Pan. 1992. "An Empirical Analysis of Stock Prices in Major Asian Markets and the United States." *Financial Review* no. 27 (2):289-307. doi: 10.1111/j.1540-6288.1992.tb01319.x.
- Chittedi, Krishna Reddy. 2009. Indian Stock Market Integration and Cross country analysis. In *Annual conferences on Money and Finance in Indian Economy*. Mumbai: IGIDR.
- Chittedi, Krishna Reddy. 2010. "Global Stock Markets Development and Integration: with Special Reference to BRIC Countries." *International Review of Applied Financial Issues & Economics* no. 2 (1):18-36.
- Corhay, Albert, Alireza Tourani - Rad, and Jean Pierre Urbain. 1993. "Common stochastic trends in European stock markets."
- Darrat, Ali F., and Maosen Zhong. 2005. "Equity market linkage and multinational trade accords: The case of NAFTA." *Journal of International Money and Finance* no. 24 (5):793-817. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2005.04.006>.
- DeFusco, Richard A., John M. Geppert, and George P. Tsetsekos. 1996. "Long-Run Diversification Potential in Emerging Stock Markets." *Financial Review* no. 31 (2):343-363. doi: 10.1111/j.1540-6288.1996.tb00876.x.
- Dickey, David A., and Wayne A. Fuller. 1979. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association* no. 74 (366):427.
- Dimitris, Kenourgios, Samitas Aristeidis, and Poltalidis Nikolas. *Financial Crises and Contagion: Evidence for BRIC Stock Markets* 2007. Available from http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1087282.
- Dunis, Christian, Georgios Sermpinis, and Maria Ferenia Karampelia. 2013. "Stock market linkages among new EMU members and the euro area Implications for financial integration and portfolio diversification." *Studies in Economics & Finance* no. 30 (4):370-388. doi: 10.1108/SEF-04-2012-0048.
- Eiteman, David K. 2013. *Multinational business finance*. Edited by Michael H. Moffett and Arthur I. Stonehill. Boston: Boston: Pearson.
- Enders, Walter. 2010. *Applied econometric time series, Wiley series in probability and statistics*. Hoboken, N.J: Wiley.
- Engle, Robert F., and C. W. J. Granger. 1987. "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica* no. 55 (2):251-276.
- Fama, Eugene F. 1965. "Random Walks in Stock Market Prices." *Financial Analysts Journal* no. 21 (5):55-59.
- Fama, Eugene F. 1970. "EFFICIENT CAPITAL MARKETS: A REVIEW OF THEORY AND EMPIRICAL WORK*." *The Journal of Finance* no. 25 (2):383-417. doi: 10.1111/j.1540-6261.1970.tb00518.x.
- French, Kenneth R, and James M Poterba. 1991. "Investor Diversification and International Equity Markets." *American Economic Review* no. 81 (2):222-226.

-
- Fun, Cheol S., and Sangdal Shim. 1989. "International Transmission of Stock Market Movements." *Journal of Financial & Quantitative Analysis* no. 24 (2):241-256.
- Gilmore, Claire G., and Ginette M. McManus. 2002. "International portfolio diversification: US and Central European equity markets." *Emerging Markets Review* no. 3 (1):69-83. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S1566-0141\(01\)00031-0](http://dx.doi.org/10.1016/S1566-0141(01)00031-0).
- Gong-meng, Chen, Michael Firth, and Rui Oliver Meng. 2002. "Stock market linkages: Evidence from Latin America." *Journal of Banking & Finance* no. 26 (6):1113.
- GPFI. Global Partnership for Financial Inclusion [cited 16.11.2013. Available from <http://www.gpfi.org/about-gpfi/countries/about-g20>.
- Granger, C. W. J. 1969. "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods." *Econometrica* no. 37 (3):424-438.
- Granger, C. W. J. 1986. "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables." *Oxford Bulletin of Economics & Statistics* no. 48 (3):213-228.
- Granger, C. W. J. 1988. "Some recent development in a concept of causality." *Journal of Econometrics* no. 39 (1-2):199-211. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(88\)90045-0](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(88)90045-0).
- Grossman, Sanford J., and Joseph E. Stiglitz. 1976. "Information and Competitive Price Systems." *American Economic Review* no. 66 (2):246.
- Hakkio, Craig S., and Mark Rush. 1991. "Cointegration: how short is the long run?" *Journal of International Money and Finance* no. 10 (4):571-581. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/0261-5606\(91\)90008-8](http://dx.doi.org/10.1016/0261-5606(91)90008-8).
- Hamilton, James Douglas. 1994. *Time series analysis*. Princeton, NJ: Princeton, NJ: Princeton Univ. Press.
- Hatemi-J, A., and R. S. Hacker. 2009. "Can the LR test be helpful in choosing the optimal lag order in the VAR model when information criteria suggest different lag orders?" *Applied Economics* no. 41 (9):1121-1125. doi: 10.1080/00036840601019273.
- Ibrahim, Mansor H. 2005. "International linkage of stock prices: the case of Indonesia." *Emerald Group Publishing Limited* no. 28:93-115.
- IOR-ARC. Indian Ocean Rim Association for Regional Co-operation. Available from <http://iorarc.org/about-us/background.aspx>.
- Johansen, S., and Katarina Juselius. 1990. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications to the Demand for Money." *Oxford Bulletin of Economics & Statistics* no. 52 (2):169-210.
- Johnston, Jack, and John DiNardo. 1997. *Econometric methods*. 4 ed. New York: McGraw-Hill.
- Juselius, Katarina. 2007. *The cointegrated VAR model : methodology and applications, Advanced texts in econometrics*. Oxford: Oxford University Press.
- Kanas, Angelos. 1998. "Linkages between the US and European equity markets: further evidence from cointegration tests." *Applied Financial Economics* no. 8 (6):607-614. doi: 10.1080/096031098332646.
- Kasa, Kenneth. 1992. "Common stochastic trends in international stock markets." *Journal of Monetary Economics* no. 29 (1):95-124.
- Knif, Johan, and Seppo Pynnönen. 1999. "Local and global price memory of international stock markets." *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* no. 9 (2):129-147. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S1042-4431\(99\)00003-7](http://dx.doi.org/10.1016/S1042-4431(99)00003-7).

-
- Koch, P.D., and T.W. Koch. 1991. "Evolution in dynamic linkages across daily national stock indexes." *Journal of International Money and Finance* no. 10:231–251.
- Koehler, Anne B., and Emily S. Murphree. 1988. "A Comparison of the Akaike and Schwarz Criteria for Selecting Model Order." *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)* no. 37 (2):187.
- Kühl, Michael. 2010. "Bivariate cointegration of major exchange rates, cross-market efficiency and the introduction of the Euro." *Journal of Economics and Business* no. 62 (1):1-19. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jeconbus.2009.07.002>.
- Lee, Bong-Soo, and Bang Nam Jeon. 1995. "Common Stochastic Trends and Predictability of International Stock Prices." *Journal of the Japanese and International Economies* no. 9 (3):245-277. doi: <http://dx.doi.org/10.1006/jjie.1995.1013>.
- Liu, Lixian, and Timofei Bogomolov. 2012. "The Law of One Price and Arbitrage on China's Dual-listings." *International Journal of Banking and Finance* no. 9 (2).
- Long, J. Bradford De, Andrei Shleifer, Lawrence H. Summers, and Robert J. Waldmann. 1990. "Noise Trader Risk in Financial Markets." *Journal of Political Economy* no. 98 (4):703-738.
- Longin, François, and Bruno Solnik. 1995. "Is the correlation in international equity returns constant: 1960–1990?" *Journal of International Money and Finance* no. 14 (1):3-26. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/0261-5606\(94\)00001-H](http://dx.doi.org/10.1016/0261-5606(94)00001-H).
- Lucey, Brian M., and Svitlana Voronkova. 2008. "Russian equity market linkages before and after the 1998 crisis: Evidence from stochastic and regime-switching cointegration tests." *Journal of International Money and Finance* no. 27 (8):1303-1324. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.07.004>.
- MacKinnon, James G. 2010. "Critical values for cointegration tests." *Queen's Economics Department Working Paper* no. 1227.
- Maurer, Raimond, and Shohreh Valiani. 2007. "Hedging the exchange rate risk in international portfolio diversification: Currency forwards versus currency options." *Managerial Finance* no. 33 (9):667-692.
- Menezes, Ru. 2013. "Globalization and Granger Causality in International Stock Markets." *Int. J Latest Trends Fin. Eco. Sc.* no. 3 (1).
- Mukherjee, Paramita, and Suchismita Bose. 2008. "Does the Stock Market in India Move with Asia?" *Emerging Markets Finance & Trade* no. 44 (5):5-22. doi: 10.2753/REE1540-496X440501.
- NOU. 1995. Verdipapirhandel. edited by Finansdepartementet. Oslo: Statens forvaltningstjeneste.
- NOU. 2000. En strategi for sysselsetting og verdiskaping: 5 Globalisering. In *NOU 2000*.
- O'Neil, Jim. 2001. Dreaming with the BRICs.
- Osterwald-Lenum, Michael. 1992. "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics." *Oxford Bulletin of Economics & Statistics* no. 54 (3):461-472.
- Phengpis, Chanwit, and Vince P. Apilado. 2004. "Economic interdependence and common stochastic trends: A comparative analysis between EMU and non-EMU stock markets." *International Review of Financial Analysis* no. 13 (3):245-263. doi: 10.1016/j.irfa.2004.02.008.
- Phengpis, Chanwit, and Peggy Swanson. 2011. "Optimization, cointegration and diversification gains from international portfolios: an out-of-sample

- analysis." *Review of Quantitative Finance & Accounting* no. 36 (2):269-286. doi: 10.1007/s11156-010-0174-3.
- Queensly Jeyanthi, B. J. 2010. "Who Moves BRIC Stock Markets: US or Japan?" *IUP Journal of Applied Finance* no. 16 (5):61-71.
- Rangvid, Jesper. 2001. "Increasing convergence among European stock markets?: A recursive common stochastic trends analysis." *Economics Letters* no. 71 (3):383-389. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1765\(01\)00361-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0165-1765(01)00361-5).
- Renard, Thomas. 2009. A BRIC in the world: Emerging powers, Europe and the coming order. Egmont Paper.
- Richards, Anthony J. 1995a. "Comovements in national stock market returns: Evidence of." *Journal of Monetary Economics* no. 36 (3):631.
- Richards, Anthony J. 1995b. "Comovements in national stock market returns: Evidence of predictability, but not cointegration." *Journal of Monetary Economics* no. 36 (3):631-654. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932\(95\)01225-7](http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932(95)01225-7).
- Robert, Sollis, and R. I. D. Harris. 2003. *Applied time series modelling and forecasting*. Chichester: Wiley.
- Romano, J. P., A. M. Shaikh, and M. Wolf. 2010. "Hypothesis Testing in Econometrics." *Annual Review of Economics, Vol 2* no. 2:75-104. doi: 10.1146/annurev.economics.102308.124342.
- Ross, Stephen A. 1976. "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing." *Journal of Economic Theory* no. 13 (3):341-360.
- Samake, Issouf, and Yongzheng Yang. 2011. Low-Income Countries' BRIC Linkage: Are There Growth Spillovers? : IMF Working Paper.
- Sharma, J. L., and Robert E. Kennedy. 1977. "A COMPARATIVE ANALYSIS OF STOCK PRICE BEHAVIOR ON THE BOMBAY, LONDON, AND NEW YORK STOCK EXCHANGES." *Journal of Financial & Quantitative Analysis* no. 12 (3):391-413.
- Shleifer, Andrei, and Robert W. Vishny. 1997. "The Limits of Arbitrage." *Journal of Finance* no. 52 (1):35-55.
- Sims, Christopher A. 1980. "Macroeconomics and Reality." *Econometrica* no. 48 (1):1-48.
- Sollis, Robert, and R. I. D. Harris. 2003. *Applied time series modelling and forecasting*. Chichester: Wiley.
- SSB. *Porteføljeinvesteringer i utlandet*. Statistisk sentralbyrå 2013. Available from <http://ssb.no/utenriksokonomi/statistikker/portinvutl/aar/2013-10-18>.
- Stock, James H., and Mark W. Watson. 2012. *Introduction to econometrics*. 3rd ed, *The Pearson series in economics*. Boston, Mass.: Pearson.
- Taneja, Yash Pal. 2012. "Stock Market Integration: A Study of World's Major Stock Exchanges with Special Reference to India." *Vision (09722629)* no. 16 (2):109-120. doi: 10.1177/097226291201600204.
- Taylor, Mark P., and Ian Tonks. 1989. "The Internationalisation of Stock Markets and the Abolition of U.K. Exchange Control." *The Review of Economics and Statistics* no. 71 (2):332-336.
- TheWorldBank. *Country Classification: Low Income Countries* 2011 [cited 16.11.2013]. Available from <http://search.worldbank.org/all?qterm=low+income+countries>.
- UNCTAD. 2008. World Investment Prospects Survey 2008-2010. In *United Nations Conference on Trade and Development*. New York and Geneva.
- Verbeek, Marno. 2008. *A guide to modern econometrics*. 3rd ed. Chichester: Wiley.

-
- White, Halbert. 2000. "A REALITY CHECK FOR DATA SNOOPING." *Econometrica* no. 68 (5):1097-1126.
- Wong, Wing-Keung, Aman Agarwal, and Jun Du. 2005. Financial Integration for India Stock Market, a Fractional Cointegration Approach. National University of Singapore Department of Economics.
- Yang, Jian, James W. Kolari, and Peter Wibawa Sutanto. 2004. "On the stability of long-run relationships between emerging and US stock markets." *Journal of Multinational Financial Management* no. 14 (3):233-248. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.mulfin.2003.03.001>.
- Zhang, Dengjun. 2012. The Structure of Interdependence between Scandinavian Stock Markets. In *Management Science Seminar*. Norges Handelshøyskole: Universitetet i Stavanger.

Vedlegg A: ADF

Tabell 23: ADF testresultater (log-nivå periode 2)

Aksjemarked	Antall lags	ADF verdi (konstant)	ADF-verdi (konstant og trend)
LNOR	3	-2.51134	-2.496711
LUSA	0	-2.26772	-1.358559
LUK	0	-1.942786	-1.580992
LGER	0	-1.830045	-1.578325
LFRA	0	-1.963001	-1.337088
LRUS	1	-2.019807	-2.375527
LCHI	1	-2.035626	-1.162172
LIND	0	-1.67065	-1.957758
LBRA	0	-2.099687	-2.183743

Tabell 24: ADF testresultater (første differanse, periode 2)

Aksjemarked	Antall lags	ADF verdi (konstant)
LNOR	2	-4.674854*
LUSA	0	-9.324281*
LGB	0	-8.940578*
LGER	0	-9.843443*
LFRA	0	-9.412466*
LRUS	0	-8.533399*
LCHI	0	-9.08811*
LIND	0	-9.734174*
LBRA	0	-9.664803*

Merk: (i) (*) betegner forkastning av nullhypotesen på 1% nivå. (ii) Kritiske verdier for kun konstant inkludert: -3,51 og -2,89 for hhv. 1% og 5% signifikantnivå. (iii) Kritiske verdier for konstant og trend: -4,04 og -3,45 for hhv. 1% og 5% signifikantnivå.

Tabell 25: ADF testresultater (log-nivå, periode 3)

Aksjemarked	Antall lags	ADF verdi (konstant)	ADF-verdi (konstant og trend)
LNOR	1	-2.468772	-2.445883
LUSA	5	-0.512909	-0.352576
LUK	1	-1.333233	-1.311568
LGER	4	-1.718663	-2.077253
LFRA	4	-1.624396	-1.993846
LRUS	3	-3.105705	-2.997203
LCHI	6	-2.685001	-2.418406
LIND	1	-2.776352	-2.615858
LBRA	2	-2.557808	-1.950225

 Tabell 26: ADF testresultater (første differanse, periode 3)

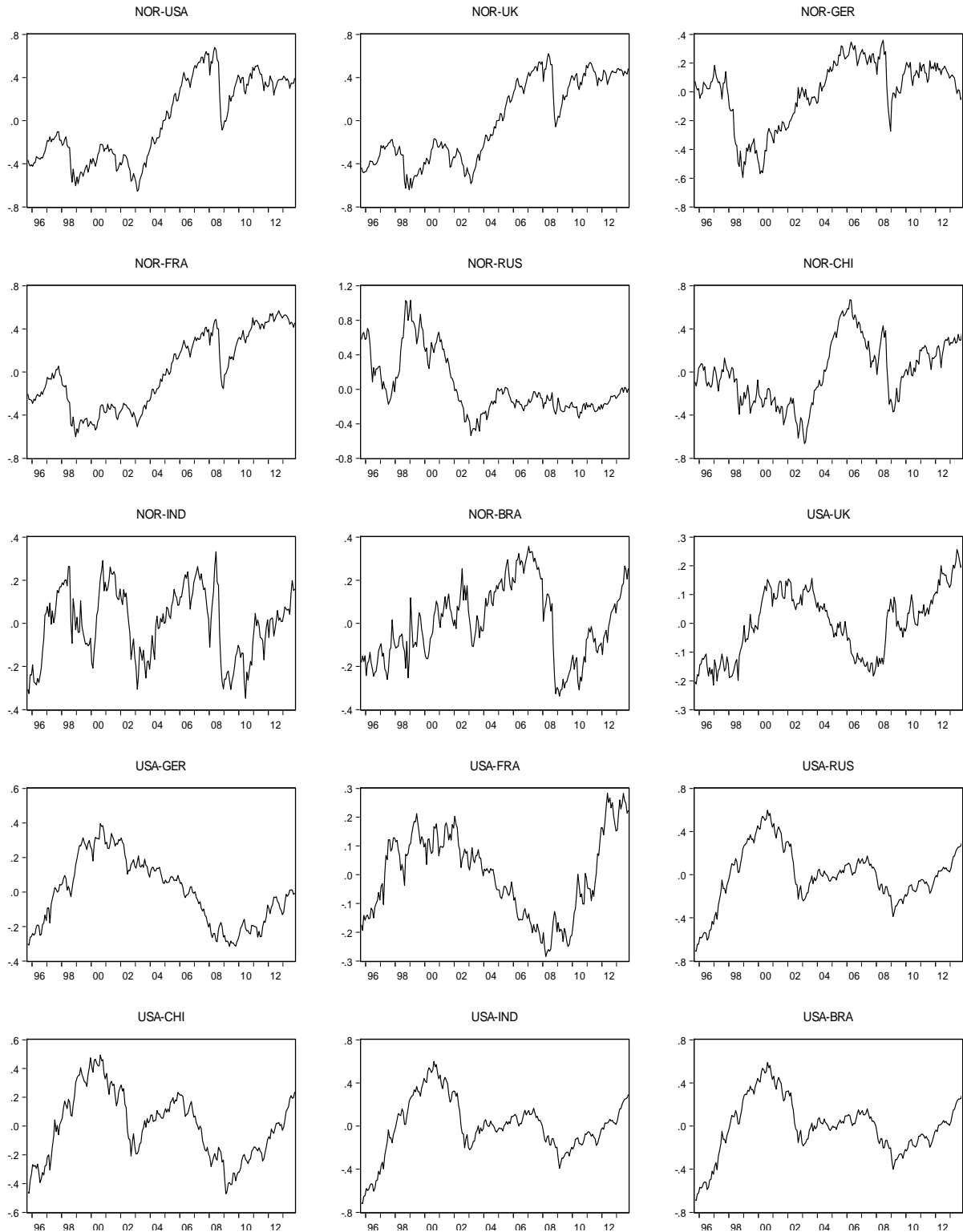
Aksjemarked	Antall lags	ADF verdi (konstant)
LNOR	0	-8.383405*
LUSA	4	-4.732952*
LGB	0	-7.979352*
LGER	1	-8.594046*
LFRA	3	-3.955617*
LRUS	0	-7.497839*
LCHI	5	-3.139953*
LIND	1	-7.503191*
LBRA	0	-8.947989*

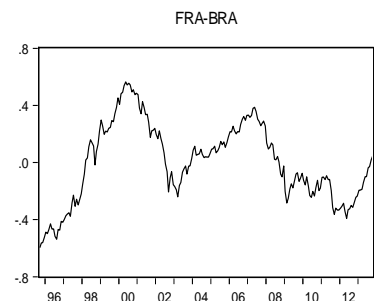
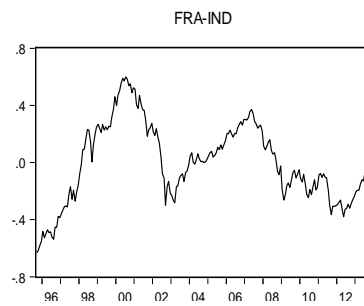
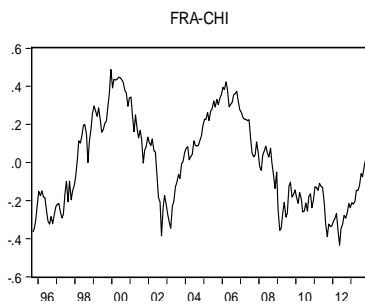
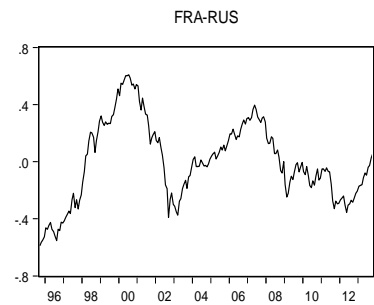
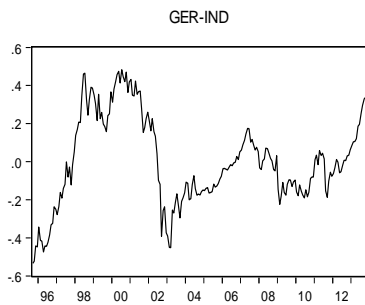
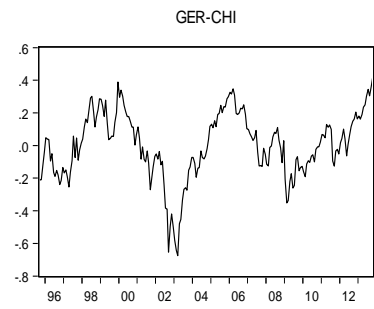
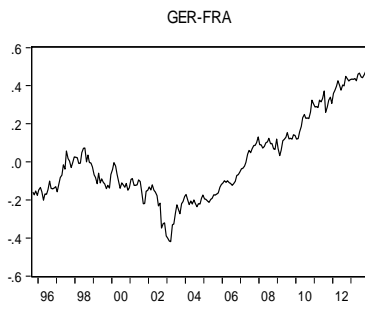
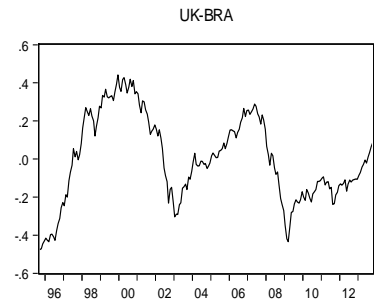
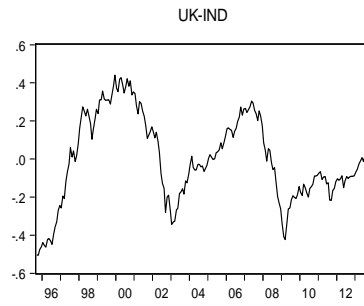
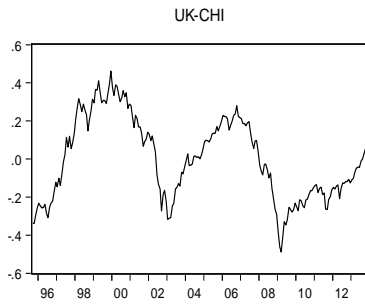
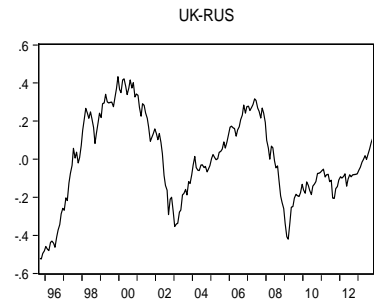
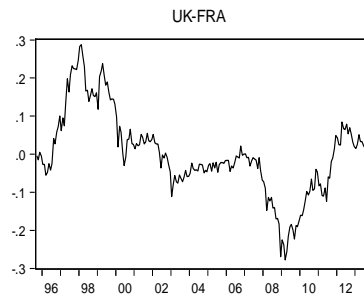
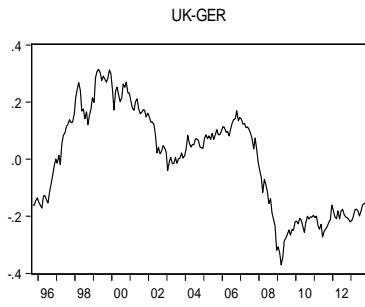
Merk: (i) (*) betegner forkastning av nullhypotesen på 1% nivå. (ii) Kritiske verdier for kun konstant inkludert: -3,51 og -2,89 for hhv. 1% og 5% signifikantnivå. (iii) Kritiske verdier for konstant + trend: -4,04 og -3,45 for hhv. 1% og 5% signifikantnivå.

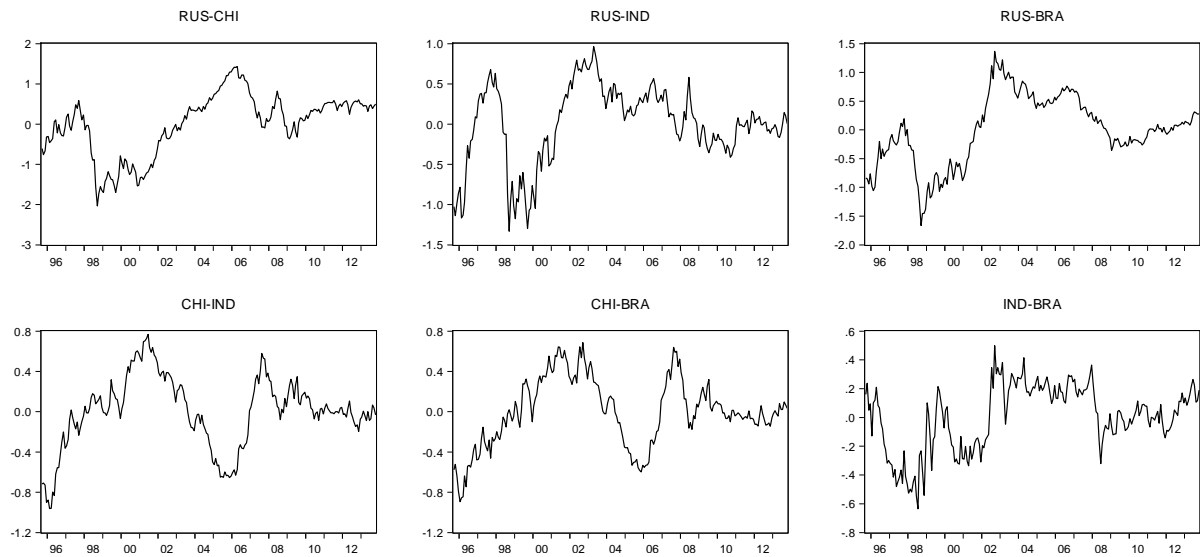
Vedlegg B: Engle-Granger

Residualplott

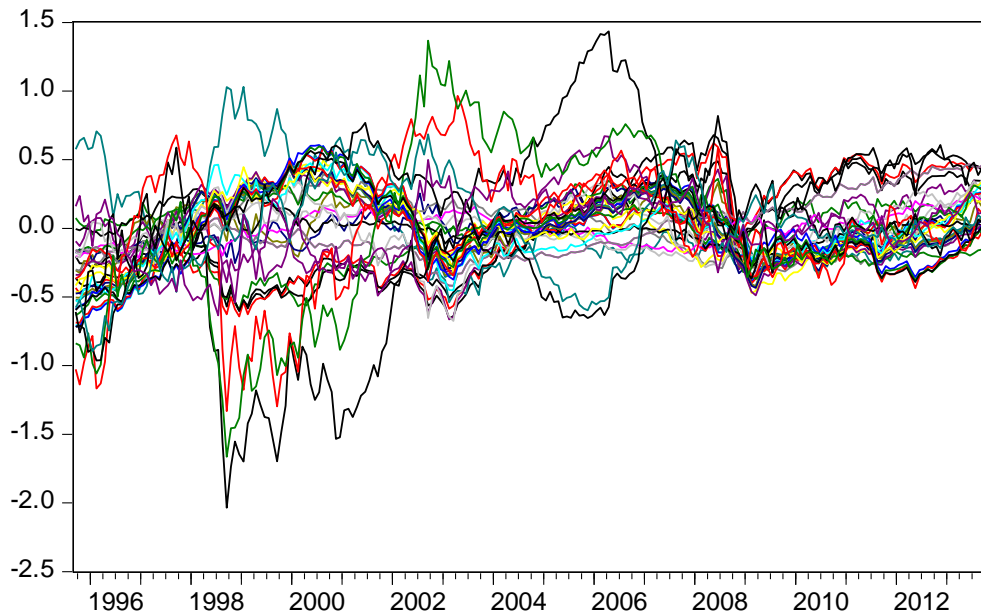
Figur 6: Engle-Granger kointegrasjon. Residualplot alle par (Periode 1)







Figur 7: Engle-Granger kointegrasjon. Residualplot alle par, samme plot (periode 1)



— NOR-USA	— NOR-UK	— NOR-GER
— NOR-FRA	— NOR-RUS	— NOR-CHI
— NOR-IND	— NOR-BRA	— USA-UK
— USA-GER	— USA-FRA	— USA-RUS
— USA-CHI	— USA-IND	— USA-BRA
— UK-GER	— UK-FRA	— UK-RUS
— UK-CHI	— UK-IND	— UK-BRA
— GER-FRA	— GER-RUS	— GER-CHI
— GER-IND	— GER-BRA	— FRA-RUS
— FRA-CHI	— FRA-IND	— FRA-BRA
— RUS-CHI	— RUS-IND	— RUS-BRA
— CHI-IND	— CHI-BRA	— IND-BRA

Resultater periode 2 og periode 3

Tabell 27: Engle-Granger kointegrasjonstest – alle par (periode 2)

Par	Konstant β_0	Koeffisient β_1	Antall lags	ADF testobservator (z_t)
LNOR-LUSA	0.8853	0.4601	3	-2.1146
LNOR-LUK	-1.5237	0.5942	3	-1.9808
LNOR-LGER	-0.2253	0.5008	3	-2.0249
LNOR-LFRA	0.2140	0.4657	3	-2.2915
LNOR-LRUS	4.1206	0.1190	3	-2.0802
LNOR-LCHI	2.5530	0.3423	0	-2.0326
LNOR-LIND	2.6742	0.5435	3	-2.3618
LNOR-LBRA	0.1382	0.4521	5	-1.6147
LUSA-LUK	-4.0630	1.1847	1	-1.3479
LUSA-LGER	-0.9740	0.9506	0	-2.2139
LUSA-LFRA	-1.1097	0.9783	0	-3.2629***
LUSA-LRUS	8.4310	0.0702	0	-2.0052
LUSA-LCHI	3.7468	0.7269	0	-2.4813
LUSA-LIND	6.1256	0.6594	0	-2.0442
LUSA-LBRA	3.7026	0.4877	0	-1.8489
LUK-LGER	2.7259	0.7911	0	-3.2629***
LUK-LFRA	3.3465	0.7428	0	-1.3767
LUK-LRUS	11.0491	-0.0084	0	-1.9839
LUK-LCHI	7.4433	0.4947	0	-1.7496
LUK-LIND	8.9435	0.4765	0	-1.7480
LUK-LRBA	5.7424	0.4872	0	-1.8220
LGER-LFRA	0.8214	0.9354	0	-1.6180
LGER-LRUS	10.5230	-0.0109	0	-1.8664
LGER-LCHI	6.1168	0.6039	0	-1.9508
LGER-LIND	7.5127	0.6833	6	-1.9042
LGER-LBRA	3.5681	0.6386	0	-1.8022
LFRA-LRUS	9.9600	0.0438	0	-1.8196
LFRA-LCHI	5.2512	0.7029	0	-2.2301
LFRA-LIND	7.0643	0.7514	6	-1.9198
LFRA-LBRA	4.7281	0.5163	0	-1.6745
LRUS-LCHI	2.8826	0.6340	1	-1.6094
LRUS-LIND	2.7985	1.0788	4	-1.9306
LRUS-LBRA	4.5311	0.2687	1	-1.7247
LCHI-LIND	4.4329	0.6366	0	-1.8129
LCHI-LBRA	2.6109	0.4228	0	-1.7734
LIND-LBRA	0.5025	0.3516	0	-2.0398

Merk: (i) Optimalt antall lags er bestemt etter informasjonskriteriet AIC. (ii) (*) betegner signifikans på 1% nivå, (**) og (***) betegner signifikans på henholdsvis 5% og 10% nivå. Kritisk verdi (1%, 5% og 10%) hhv: -3,9988, -3,3928 og -3,0836 for T=109 (MacKinnon 2010)

Tabell 28: Engle-Granger kointegrasjonstest – alle par (periode 3)

Par	Konstant β_0	Koeffisient β_1	Antall lags	ADF testobservator (z_t)
LNOR-LUSA	-2.1079	0.8722	2	-3.2751***
LNOR-LUK	-3.4049	0.8298	2	-2.9875
LNOR-LGER	-3.4049	0.8298	2	-2.9875
LNOR-LFRA	0.1773	0.5294	2	-2.6555
LNOR-LRUS	0.3195	0.5951	0	-2.8732
LNOR-LCHI	3.8813	0.2356	1	-2.3862
LNOR-LIND	2.9918	0.4975	1	-2.2557
LNOR-LBRA	2.5394	0.2635	1	-1.7726
LUSA-LUK	1.6806	0.6620	5	0.5873
LUSA-LGER	4.3622	0.4226	1	-1.1293
LUSA-LFRA	5.8983	0.2915	1	-0.3423
LUSA-LRUS	7.4320	0.1661	9	-0.5345
LUSA-LCHI	9.3319	-0.0530	5	-0.6790
LUSA-LIND	8.7348	0.0357	11	-1.1323
LUSA-LBRA	9.8145	-0.0744	1	-1.0976
LUK-LGER	7.0844	0.3575	3	-1.4439
LUK-LFRA	3.5121	0.7154	3	-1.2448
LUK-LRUS	8.6755	0.2522	1	-1.3385
LUK-LCHI	11.2546	-0.0404	1	-1.3827
LUK-LIND	10.7879	0.0294	1	-1.2713
LUK-LRBA	12.1632	-0.1021	1	-1.7052
LGER-LFRA	8.2588	0.2450	2	-1.1769
LGER-LRUS	6.8264	0.4418	2	-0.1805
LGER-LCHI	8.5233	0.2991	2	-0.9871
LGER-LIND	8.1327	0.4948	3	-0.6878
LGER-LBRA	7.3467	0.2903	2	-0.0462
LFRA-LRUS	8.1041	0.2541	3	-1.2499
LFRA-LCHI	10.3139	0.0103	4	-1.6062
LFRA-LIND	10.2219	0.0316	4	-1.5888
LFRA-LBRA	11.4938	-0.0924	4	-1.8380
LRUS-LCHI	5.5110	0.4581	1	-2.7295
LRUS-LIND	4.0681	0.9142	3	-2.5787
LRUS-LBRA	2.2945	0.5634	3	-2.0773
LCHI-LIND	1.2474	1.1815	2	-2.0756
LCHI-LBRA	-2.5272	0.8525	0	-2.2131
LIND-LBRA	-2.3299	0.6490	0	-2.9487

Merk: (i) Optimalt antall lags er bestemt etter informasjonskriteriet AIC. (ii) (*) betegner signifikans på 1% nivå, (**) og (***) betegner signifikans på henholdsvis 5% og 10% nivå.

Kritisk verdi (1%, 5% og 10%) hhv: -3,9988, -3,3928 og -3,0836 for T=109 (MacKinnon 2010)

Vedlegg C: Johansen parvis

Antall lags: Sannsynlighetskvotetest og informasjonskriterier

Som nevnt i kapittel 7.3.1 eksisterer det ikke noen fast regel for hvordan man velger det optimalt antall lags som inkluderes, men Brooks (2008) og Enders (2010) trekker ut to vanlige framgangsmåter:

1. Sannsynlighetskvotetest (Likelihood ratio (LR) test)
2. Bruk av informasjonskriterium

En sannsynlighetskvotetest medfører å estimere en VAR-modell uten restriksjoner, for så å begynne å teste forskjellige antall lags. Man starter med det man anser som et rimelig antall lags for så å teste hvorvidt man kan kutte ned antall lags inkludert. Nullhypotesen her vil da bli at koeffisientene til den høyeste laggen (siste laggen), er begge null. Dersom nullhypotesen forkastes, har optimalt antall lags blitt funnet. I det tilfellet nullhypotesen ikke forkastes, gjennomføres testen på nytt på neste lag-nivå. Dette repeteres helt til nullhypotesen blir forkastet. Testobservatoren for hvert lag-nivå får man ved hjelp av følgende ligning (Brooks 2008):

$$LR = T[\log|\hat{\Sigma}_r| - \log|\hat{\Sigma}_u|] \quad (\text{C.1})$$

hvor $|\hat{\Sigma}_r|$ betegner kovariansmatrisen av residualene for den avgrensede modellen, og $|\hat{\Sigma}_u|$ betegner kovariansmatrisen til den uavgrensede modellen. T er utvalgsstørrelsen. Testobservatoren er asymptotisk fordelt som en χ^2 -varians med frihetsgrader lik antall restriksjoner (Brooks 2008).

Det eksisterer en diskusjon rundt hvordan denne testobservatoren egentlig skal utregnes (Sims 1980), men forskjellene er minimale og vil derfor ikke har noen effekt i denne oppgaven.

Videre har LR-testen sine begrensninger, blant annet forutsetter den at feilleddene til hver ligning er normalfordelte, noe som i følge Brooks (2008) er usannsynlig dersom man benytter finansiell data. Dette gjelder da naturlig nok for data benyttet i denne oppgaven, noe som også kan observeres ved å se Tabell 2, deskriptiv statistikk. På bakgrunn av denne og andre begrensningen vil det også bli benyttet et spekter av forskjellige typer informasjonskriterier for å vurdere korrekt antall inkluderte lags.

Logikken bak informasjonskriterier ble gjennomgått i kapittel 7.1 da begrunnelsen for valg av antall lags i ADF-modellen ble framlagt. Informasjonskriterier har ikke behov for noen forutsetninger som eksempelvis normalfordelte feilledd og er kun avhengig av bytteforholdet mellom fallet i RSS i hver ligning etter hvert som flere ledd (lags) er lagt til, og økningen i “straffe”-leddet i informasjonskriteriet.

Under parvis Johansen vil ikke AIC alene bli benyttet som det ble gjort med ADF-testene. Brooks (2008) anbefaler også å inkludere Schwarz Information Criterium (SIC) og Hannan-QuinnCriterion (HQ):

$$1. \quad AIC = \log|\hat{\Sigma}| + \frac{2k'}{T} \quad (C.2)$$

$$2. \quad SIC = \log|\hat{\Sigma}| + \frac{k'}{T} \log(T) \quad (C.3)$$

$$3. \quad HQ = \log|\hat{\Sigma}| + \frac{2k'}{T} \log(\log(T)) \quad (C.4)$$

hvor igjen, $|\hat{\Sigma}|$ betegner kovariansmatrisen til residualene, T antall observasjoner og k' ⁴⁹ er antall parametere i alle ligningene.

Kriteriene blir vurdert på forskjellige antall lags fra 0 til k lags, og følgelig blir det antall lags som minimerer verdien til informasjonskriteriet antatt å være optimalt antall lags ut fra informasjonskriteriene.

⁴⁹ Antall parametere er lik: $k' = p(pk + 1)$, for p antall ligninger i et VAR-system, hver med en konstant og k antall lags av de p tidsserie-variablene (Brooks 2008).

Lags-analyse

Tabell 29: Lags gitt av SIC (parvis, periode 1)

SIC	VAR(1)	VAR(2)	VAR(3)	VAR(4)	VAR(5)	VAR(6)	VAR(7)	VAR(8)
LNOR-LUSA	-5.9510*	-5.8998	-5.8084	-5.7253	-5.6428	-5.5639	-5.4715	-5.3850
LNOR-LUK	-6.4606*	-6.4137	-6.3209	-6.2350	-6.1884	-6.1134	-6.0227	-5.9345
LNOR-LGER	-5.5388*	-5.4861	-5.3992	-5.3183	-5.2285	-5.1653	-5.0806	-4.9810
LNOR-LFRA	-5.9341*	-5.8787	-5.7891	-5.7086	-5.6226	-5.5444	-5.4509	-5.3514
LNOR-LRUS	-3.8210*	-3.8100	-3.7210	-3.6333	-3.5518	-3.4598	-3.4007	-3.3202
LNOR-LCHI	-4.6809*	-4.6074	-4.5464	-4.4647	-4.4062	-4.3262	-4.2714	-4.2007
LNOR-LIND	-4.7253*	-4.6563	-4.5696	-4.5039	-4.4093	-4.3214	-4.2421	-4.1774
LNOR-LBRA	-4.3466*	-4.2866	-4.1853	-4.1326	-4.0346	-3.9845	-3.9154	-3.8224
LUSA-LUK	-7.6878*	-7.6511	-7.5599	-7.4619	-7.3944	-7.2964	-7.2077	-7.1223
LUSA-LGER	-6.5228*	-6.4421	-6.3472	-6.2589	-6.1625	-6.0689	-5.9853	-5.9050
LUSA-LFRA	-6.8553*	-6.7828	-6.6930	-6.5990	-6.5075	-6.4204	-6.3342	-6.2455
LUSA-LRUS	-4.4354*	-4.4283	-4.3355	-4.2698	-4.1795	-4.0955	-4.0326	-3.9873
LUSA-LCHI	-5.4368*	-5.3708	-5.2847	-5.1974	-5.1116	-5.0315	-4.9679	-4.9017
LUSA-LIND	-5.3396*	-5.2747	-5.1734	-5.0801	-4.9870	-4.9057	-4.8294	-4.7587
LUSA-LBRA	-4.9252*	-4.8530	-4.7523	-4.6760	-4.5922	-4.5278	-4.4623	-4.3762
LUK-LGER	-6.9342*	-6.8794	-6.8015	-6.7215	-6.6467	-6.5511	-6.4562	-6.3706
LUK-LFRA	-7.4136*	-7.3852	-7.3123	-7.2184	-7.1331	-7.0479	-6.9532	-6.8587
LUK-LRUS	-4.7320*	-4.7188	-4.6376	-4.5478	-4.4779	-4.3820	-4.3176	-4.3141
LUK-LCHI	-6.2055	-6.2929*	-6.2024	-6.1176	-6.0592	-5.9726	-5.9082	-5.8237
LUK-LIND	-6.2286	-6.2723*	-6.1732	-6.1125	-6.0257	-5.9838	-5.9070	-5.8170
LUK-LBRA	-6.3660*	-6.3585	-6.2948	-6.2273	-6.1488	-6.0897	-6.0151	-5.9280
LGER-LFRA	-7.9907	-8.0524*	-7.9644	-7.9001	-7.8068	-7.7398	-7.6753	-7.5883
LGER-LRUS	-4.6288	-4.7487*	-4.6685	-4.5952	-4.4995	-4.4551	-4.3819	-4.3029
LGER-LCHI	-5.4817	-5.6336*	-5.5372	-5.4453	-5.3815	-5.3037	-5.2592	-5.1795
LGER-LIND	-5.5874	-5.6523*	-5.5622	-5.4639	-5.3715	-5.3637	-5.2840	-5.1934
LGER-LBRA	-5.6677	-5.6953*	-5.6552	-5.5935	-5.4968	-5.4516	-5.3699	-5.2953
LFRA-LRUS	-4.8724	-4.9829*	-4.9074	-4.8505	-4.7620	-4.7051	-4.6385	-4.5638
LFRA-LCHI	-5.7344	-5.8699*	-5.7754	-5.6985	-5.6338	-5.5486	-5.5159	-5.4351
LFRA-LIND	-5.8055	-5.8819*	-5.7904	-5.7095	-5.6316	-5.6389	-5.5853	-5.5032
LFRA-LBRA	-5.8684	-5.8996*	-5.8410	-5.7803	-5.6830	-5.6389	-5.5663	-5.4897
LRUS-LCHI	-3.2189*	-3.1665	-3.0945	-3.0154	-2.9415	-2.8628	-2.7930	-2.7308
LRUS-LIND	-3.1379*	-3.0928	-3.0214	-2.9275	-2.8499	-2.7597	-2.6943	-2.6332
LRUS-LBRA	-4.1278	-4.2391*	-4.1992	-4.1502	-4.0557	-3.9709	-3.8978	-3.8019
LCHI-LIND	-4.9510	-5.1039*	-5.0088	-4.9190	-4.8591	-4.7752	-4.7018	-4.6346
LCHI-LBRA	-4.8068	-4.9455*	-4.8737	-4.8069	-4.7532	-4.6727	-4.6326	-4.5560
LIND-LBRA	-3.6648*	-3.5948	-3.5175	-3.4443	-3.3451	-3.2542	-3.1738	-3.1125

Merk: Lag som minimerer informasjonkriteriet blir valgt. (*) indikerer valgt lag for gitt informasjonskriterie.

Tabell 30: Lags gitt av AIC (parvis, periode 1)

AIC	VAR(1)	VAR(2)	VAR(3)	VAR(4)	VAR(5)	VAR(6)	VAR(7)	VAR(8)
LNOR-LUSA	-6.0466	-6.0591*	-6.0316	-6.0122	-5.9934	-5.9783	-5.9497	-5.9269
LNOR-LUK	-6.5562	-6.5731*	-6.5441	-6.5219	-6.5390	-6.5278	-6.5009	-6.4764
LNOR-LGER	-5.6345	-5.6455*	-5.6223	-5.6052	-5.5791	-5.5797	-5.5588	-5.5230
LNOR-LFRA	-6.0297	-6.0380*	-6.0122	-5.9955	-5.9733	-5.9588	-5.9290	-5.8933
LNOR-LRUS	-3.9167	-3.9693*	-3.9441	-3.9202	-3.9024	-3.8742	-3.8789	-3.8621
LNOR-LCHI	-4.7765*	-4.7667	-4.7695	-4.7516	-4.7569	-4.7406	-4.7496	-4.7426
LNOR-LIND	-4.8209*	-4.8157	-4.7927	-4.7908	-4.7599	-4.7358	-4.7203	-4.7193
LNOR-LBRA	-4.4422	-4.4460*	-4.4084	-4.4195	-4.3853	-4.3989	-4.3936	-4.3643
LUSA-LUK	-7.7834	-7.8104*	-7.7830	-7.7487	-7.7450	-7.7108	-7.6859	-7.6642
LUSA-LGER	-6.6184*	-6.6015	-6.5704	-6.5458	-6.5132	-6.4833	-6.4634	-6.4469
LUSA-LFRA	-6.9509*	-6.9422	-6.9161	-6.8859	-6.8581	-6.8348	-6.8123	-6.7874
LUSA-LRUS	-4.5310	-4.5877*	-4.5587	-4.5567	-4.5301	-4.5099	-4.5107	-4.5292
LUSA-LCHI	-5.5324*	-5.5302	-5.5079	-5.4843	-5.4622	-5.4459	-5.4460	-5.4436
LUSA-LIND	-5.4352*	-5.4341	-5.3965	-5.3670	-5.3377	-5.3201	-5.3076	-5.3006
LUSA-LBRA	-5.0208*	-5.0123	-4.9754	-4.9629	-4.9429	-4.9422	-4.9404	-4.9182
LUK-LGER	-7.0299	-7.0387*	-7.0247	-7.0084	-6.9973	-6.9655	-6.9344	-6.9125
LUK-LFRA	-7.5093	-7.5445*	-7.5354	-7.5053	-7.4837	-7.4623	-7.4314	-7.4006
LUK-LRUS	-4.8277	-4.8781*	-4.8607	-4.8347	-4.8286	-4.7964	-4.7957	-4.8560
LUK-LCHI	-6.3011	-6.4523*	-6.4256	-6.4045	-6.4098	-6.3871	-6.3864	-6.3656
LUK-LIND	-6.3242	-6.4317*	-6.3964	-6.3994	-6.3764	-6.3982	-6.3852	-6.3589
LUK-LBRA	-6.4617	-6.5179	-6.5178*	-6.5142	-6.4994	-6.5041	-6.4933	-6.4699
LGER-LFRA	-8.0863	-8.2118*	-8.1875	-8.1869	-8.1575	-8.1542	-8.1534	-8.1303
LGER-LRUS	-4.7244	-4.9081*	-4.8917	-4.8821	-4.8501	-4.8695	-4.8601	-4.8448
LGER-LCHI	-5.5774	-5.7929*	-5.7603	-5.7322	-5.7321	-5.7181	-5.7374	-5.7214
LGER-LIND	-5.6830	-5.8117*	-5.7853	-5.7508	-5.7221	-5.7782	-5.7621	-5.7353
LGER-LBRA	-5.7633	-5.8548	-5.8783	-5.8803*	-5.8475	-5.8660	-5.8481	-5.8372
LFRA-LRUS	-4.9680	-5.1423*	-5.1305	-5.1374	-5.1127	-5.1195	-5.1167	-5.1057
LFRA-LCHI	-5.8300	-6.0293*	-5.9985	-5.9854	-5.9844	-5.9630	-5.9940	-5.9770
LFRA-LIND	-5.9011	-6.0413	-6.0136	-5.9964	-5.9823	-6.0533	-6.0635*	-6.0451
LFRA-LBRA	-5.9640	-6.0590	-6.0641	-6.0671*	-6.0337	-6.0533	-6.0445	-6.0316
LRUS-LCHI	-3.3146	-3.3258*	-3.3176	-3.3023	-3.2921	-3.2772	-3.2712	-3.2727
LRUS-LIND	-3.2336	-3.2521*	-3.2446	-3.2144	-3.2006	-3.1741	-3.1724	-3.1751
LRUS-LBRA	-4.2234	-4.3986	-4.4224	-4.4370*	-4.4063	-4.3853	-4.3760	-4.3438
LCHI-LIND	-5.0467	-5.2632*	-5.2319	-5.2059	-5.2098	-5.1896	-5.1799	-5.1765
LCHI-LBRA	-4.9024	-5.1049	-5.0968	-5.0938	-5.1039	-5.0871	-5.1107*	-5.0979
LIND-LBRA	-3.7604*	-3.7542	-3.7406	-3.7312	-3.6958	-3.6686	-3.6519	-3.6544

Merk: Lag som minimerer informasjonkriteriet blir valgt. (*) indikerer valgt lag for gitt informasjonskriterie.

Tabell 31: Lags gitt av HQ (parvis, periode 1)

HQ	VAR(1)	VAR(2)	VAR(3)	VAR(4)	VAR(5)	VAR(6)	VAR(7)	VAR(8)
LNOR-LUSA	-6.0079*	-5.9947	-5.9413	-5.8962	-5.8516	-5.8107	-5.7563	-5.7077
LNOR-LUK	-6.5175*	-6.5087	-6.4539	-6.4060	-6.3973	-6.3603	-6.3076	-6.2574
LNOR-LGER	-5.5958*	-5.5811	-5.5321	-5.4892	-5.4374	-5.4122	-5.3655	-5.3039
LNOR-LFRA	-5.9910*	-5.9736	-5.9220	-5.8795	-5.8315	-5.7912	-5.7357	-5.6742
LNOR-LRUS	-3.8780	-3.9049*	-3.8539	-3.8042	-3.7607	-3.7067	-3.6856	-3.6430
LNOR-LCHI	-4.7378*	-4.7023	-4.6793	-4.6356	-4.6151	-4.5731	-4.5563	-4.5235
LNOR-LIND	-4.7822*	-4.7512	-4.7025	-4.6748	-4.6182	-4.5682	-4.5270	-4.5002
LNOR-LBRA	-4.4035*	-4.3816	-4.3182	-4.3035	-4.2435	-4.2314	-4.2003	-4.1452
LUSA-LUK	-7.7447	-7.7460*	-7.6928	-7.6328	-7.6033	-7.5433	-7.4926	-7.4452
LUSA-LGER	-6.5797*	-6.5370	-6.4802	-6.4298	-6.3714	-6.3157	-6.2701	-6.2278
LUSA-LFRA	-6.9123*	-6.8778	-6.8259	-6.7699	-6.7164	-6.6673	-6.6190	-6.5683
LUSA-LRUS	-4.4923	-4.5232*	-4.4684	-4.4407	-4.3884	-4.3423	-4.3174	-4.3102
LUSA-LCHI	-5.4937*	-5.4658	-5.4177	-5.3683	-5.3205	-5.2784	-5.2527	-5.2245
LUSA-LIND	-5.3966*	-5.3696	-5.3063	-5.2510	-5.1959	-5.1526	-5.1143	-5.0815
LUSA-LBRA	-4.9821*	-4.9479	-4.8852	-4.8469	-4.8011	-4.7747	-4.7471	-4.6991
LUK-LGER	-6.9912*	-6.9743	-6.9345	-6.8924	-6.8555	-6.7979	-6.7411	-6.6934
LUK-LFRA	-7.4707	-7.4801*	-7.4452	-7.3894	-7.3420	-7.2947	-7.2381	-7.1815
LUK-LRUS	-4.7891	-4.8137*	-4.7705	-4.7187	-4.6868	-4.6289	-4.6024	-4.6369
LUK-LCHI	-6.2624	-6.3878*	-6.3354	-6.2886	-6.2681	-6.2195	-6.1930	-6.1465
LUK-LIND	-6.2856	-6.3672*	-6.3062	-6.2834	-6.2346	-6.2307	-6.1919	-6.1398
LUK-LBRA	-6.4231	-6.4534*	-6.4277	-6.3982	-6.3577	-6.3365	-6.3000	-6.2508
LGER-LFRA	-8.0477	-8.1474*	-8.0973	-8.0710	-8.0157	-7.9867	-7.9601	-7.9112
LGER-LRUS	-4.6858	-4.8436*	-4.8015	-4.7662	-4.7084	-4.7020	-4.6668	-4.6257
LGER-LCHI	-5.5387	-5.7285*	-5.6701	-5.6162	-5.5904	-5.5505	-5.5441	-5.5023
LGER-LIND	-5.6444	-5.7473*	-5.6951	-5.6349	-5.5804	-5.6106	-5.5688	-5.5162
LGER-LBRA	-5.7247	-5.7903*	-5.7881	-5.7644	-5.7057	-5.6984	-5.6548	-5.6181
LFRA-LRUS	-4.9293	-5.0778*	-5.0403	-5.0214	-4.9709	-4.9520	-4.9233	-4.8867
LFRA-LCHI	-5.7913	-5.9649*	-5.9083	-5.8694	-5.8427	-5.7955	-5.8007	-5.7579
LFRA-LIND	-5.8625	-5.9769*	-5.9234	-5.8804	-5.8405	-5.8858	-5.8702	-5.8260
LFRA-LBRA	-5.9254	-5.9945*	-5.9739	-5.9512	-5.8919	-5.8858	-5.8512	-5.8125
LRUS-LCHI	-3.2759*	-3.2614	-3.2274	-3.1864	-3.1504	-3.1096	-3.0778	-3.0536
LRUS-LIND	-3.1949*	-3.1878	-3.1544	-3.0984	-3.0588	-3.0065	-2.9791	-2.9560
LRUS-LBRA	-4.1847	-4.3341*	-4.3322	-4.3211	-4.2646	-4.2178	-4.1827	-4.1247
LCHI-LIND	-5.0080	-5.1988*	-5.1417	-5.0899	-5.0680	-5.0221	-4.9866	-4.9574
LCHI-LBRA	-4.8638	-5.0404*	-5.0066	-4.9778	-4.9621	-4.9195	-4.9175	-4.8789
LIND-LBRA	-3.6648*	-3.5948	-3.5175	-3.4443	-3.3451	-3.2542	-3.1738	-3.1125

Merk: Lag som minimerer informasjonkriteriet blir valgt. (*) indikerer valgt lag for gitt informasjonskriterium.

Tabell 32: Lags gitt av LR-testen (parvis, periode 1)

LR	VAR(1)	VAR(2)	VAR(3)	VAR(4)	VAR(5)	VAR(6)	VAR(7)	VAR(8)
LNOR-LUSA	1431.1870	10.3889*	2.1263	3.7620	3.8490	4.5184	1.8487	2.9543
LNOR-LUK	1492.5870	11.27025	1.8349	3.2094	10.9810*	5.3036	2.1695	2.6370
LNOR-LGER	1250.2540	10.0713*	3.0287	4.2088	2.3944	7.6226	3.3490	0.4375
LNOR-LFRA	1441.5920	9.5138*	2.4842	4.3057	3.1519	4.6488	1.6319	0.4478
LNOR-LRUS	1295.8480	18.604*	2.6061	2.8576	4.0443	1.9438	8.3373	4.1153
LNOR-LCHI	1306.559*	5.8061	8.2939	4.0634	8.6212	4.3035	9.1776	6.0096
LNOR-LIND	1203.213*	6.7295	3.0799	7.2650	1.4369	2.7462	4.4096	7.1669
LNOR-LBRA	1212.5490	8.582619	0.1080	9.8730	0.7745	10.1952*	6.3874	1.6998
LUSA-LUK	1249.4270	13.3569*	2.1645	0.7697	6.8420	0.7706	2.5611	3.1754
LUSA-LGER	1363.911*	4.3251	1.4233	2.7228	1.0818	1.6117	3.5592	2.8844
LUSA-LFRA	1263.463*	6.0112	2.4404	1.5738	2.0596	2.9186	3.0406	2.5431
LUSA-LRUS	1470.6450	19.43793	1.8322	7.2606	2.2954	3.5162	7.5958	10.9219*
LUSA-LCHI	1351.541*	7.3436	3.2042	2.9159	3.1903	4.2950	7.4504	6.8813
LUSA-LIND	1506.158*	7.5572	0.1058	1.7214	1.7551	4.0489	4.9808	6.0052
LUSA-LBRA	1463.686*	6.0646	0.2413	5.1432	3.5948	7.3736	7.0768	3.0549
LUK-LGER	1421.0860	9.6260*	4.8698	4.3846	5.3774	1.2314	1.3735	3.1198
LUK-LFRA	1274.4330	15.0300*	5.8770	1.6150	3.2794	3.2779	1.4117	1.4015
LUK-LRUS	1484.8060	18.15878	4.1812	2.4282	6.3699	1.1613	7.2989	18.9835*
LUK-LCHI	1320.4560	38.8127*	2.2998	3.4311	8.6323	3.0183	7.2921	3.3429
LUK-LIND	1600.9080	29.84355	0.5623	8.2600	3.0004	11.8149*	4.8853	2.2777
LUK-LBRA	1630.5090	19.3245*	7.733971	6.9043	4.6532	8.4171	5.3215	2.8461
LGER-LFRA	1661.7450	33.5450*	2.7884	7.5437	1.7184	6.8541	7.2773	2.8844
LGER-LRUS	1713.9900	45.46591	4.3937	5.7432	1.2119	11.3190*	5.5863	4.4060
LGER-LCHI	1337.7250	52.0132	1.1011	2.0052	7.5622	4.7376	11.1987*	4.2623
LGER-LIND	1644.9250	34.19803	2.3682	0.7249	1.8651	18.5433*	4.3025	2.1693
LGER-LBRA	1651.2690	26.5478	12.5136	8.073617	1.0382	11.1445*	3.9343	5.2558
LFRA-LRUS	1752.4080	43.5464*	5.3455	9.0357	2.6602	8.8550	6.8662	5.2475
LFRA-LCHI	1421.1480	48.6778	1.4714	5.0184	7.3898	3.2883	13.4765*	4.0637
LFRA-LIND	1732.5000	36.5489	2.1002	4.2023	4.7722	21.5019*	9.4107	3.7944
LFRA-LBRA	1741.1980	27.2775	8.7782	8.2729	0.9134	11.3681*	5.7091	4.8668
LRUS-LCHI	1396.4770	10.1176*	6.0565	4.5891	5.5501	4.5558	6.2563	7.6536
LRUS-LIND	1315.0210	11.6265*	6.1856	1.5994	4.8230	2.2831	7.1129	7.8616
LRUS-LBRA	1669.8150	43.7218	12.5616	10.6093*	1.4718	3.3597	5.6144	1.1355
LCHI-LIND	1595.8260	52.2166*	1.3587	2.4355	8.3449	3.5407	5.5398	6.6906
LCHI-LBRA	1530.6780	49.3247	6.0816	7.0533	9.5852	4.1975	12.0471*	4.8774
LIND-LBRA	1193.335*	6.5225	4.9738	5.7682	0.5220	2.1627	4.1676	2.8844

Merk: (*) indikerer optimal lag gitt LR-testen

Vedlegg D: Johansen parvis, undergrupper

Tabell 33: Johansen parvis – alle par (periode 2)

Par	Antall kointegrerende vektorer (r)	Model 2		Par	Model 2	
		Testobservator Trace	Testobservator Max		Testobservator Trace	Testobservator Max
LNOR-LUSA	Ingen Maks 1	7.54 1.81	5.73 1.81	LUK-LCHI	17.36 3.51	13.84 3.51
LNOR-LUK	Ingen Maks 1	6.16 0.79	5.37 0.79	LUK-LIND	10.11 3.59	6.53 3.59
LNOR-LGER	Ingen Maks 1	6.93 1.54	5.39 1.54	LUK-LRBA	17.21 4.71	12.50 4.71
LNOR-LFRA	Ingen Maks 1	7.35 1.76	5.59 1.76	LGER-LFRA	10.39 3.90	6.49 3.90
LNOR-LRUS	Ingen Maks 1	9.95 1.90	8.05 1.90	LGER-LRUS	10.30 1.09	9.21 1.09
LNOR-LCHI	Ingen Maks 1	12.43 4.47	7.96 4.47	LGER-LCHI	14.52 3.97	10.55 3.97
LNOR-LIND	Ingen Maks 1	21.08** 8.10	12.97 8.10	LGER-LIND	11.37 4.04	7.33 4.04
LNOR-LBRA	Ingen Maks 1	18.49 6.84	11.65 6.84	LGER-LBRA	17.57 5.07	12.49 5.07
LUSA-LUK	Ingen Maks 1	13.36 3.89	9.47 3.89	LFRA-LRUS	9.89 1.29	8.60 1.29
LUSA-LGER	Ingen Maks 1	13.87 3.73	10.14 3.73	LFRA-LCHI	17.98 3.93	14.05 3.93
LUSA-LFRA	Ingen Maks 1	12.68 4.64	8.05 4.64	LFRA-LIND	13.17 5.05	8.12 5.05
LUSA-LRUS	Ingen Maks 1	10.01 0.94	9.08 0.94	LFRA-LBRA	14.01 4.96	9.05 4.96
LUSA-LCHI	Ingen Maks 1	20.36** 4.38	15.97** 4.38	LRUS-LCHI	9.67 1.07	8.60 1.07
LUSA-LIND	Ingen Maks 1	11.10 5.10	6.00 5.10	LRUS-LIND	10.47 3.71	6.76 3.71
LUSA-LBRA	Ingen Maks 1	16.46 5.40	11.06 5.40	LRUS-LBRA	10.54 1.82	8.72 1.82
LUK-LGER	Ingen Maks 1	16.36 4.43	11.93 4.43	LCHI-LIND	13.03 5.59	7.44 5.59
LUK-LFRA	Ingen Maks 1	10.90 2.99	7.92 2.99	LCHI-LBRA	15.74 7.39	8.35 7.39
LUK-LRUS	Ingen Maks 1	10.36 1.06	9.30 1.06	LIND-LBRA	12.98 4.73	8.24 4.73

Tabell 34: Johansen parvis - alle par (periode 3)

Par	Antall kointegrerende vektorer (r)	Model 2		Par	Model 2	
		<i>Testobservator Trace</i>	<i>Testobservator Max</i>		<i>Testobservator Trace</i>	<i>Testobservator Max</i>
LNOR- LUSA	Ingen Maks 1	14.0756 0.8290	13.2466 0.8290	LUK- LCHI	11.7806 5.0465	6.7341 5.0465
LNOR- LUK	Ingen Maks 1	12.0906 2.0795	10.0111 2.0795	LUK- LIND	9.1359 1.7044	7.4315 1.7044
LNOR- LGER	Ingen Maks 1	13.5793 3.4785	10.1008 3.4785	LUK- LRBA	11.3114 2.7986	8.5127 2.7986
LNOR- LFRA	Ingen Maks 1	10.3570 1.6342	8.7227 1.6342	LGER- LFRA	15.4358 3.5800	11.8559 3.5800
LNOR- LRUS	Ingen Maks 1	16.1174 5.4483	10.6691 5.4483	LGER- LRUS	12.3833 1.9187	10.4646 1.9187
LNOR- LCHI	Ingen Maks 1	11.6762 3.6025	8.0737 3.6025	LGER- LCHI	7.9686 1.6509	6.3177 1.6509
LNOR- LIND	Ingen Maks 1	14.7318 4.9353	9.7965 4.9353	LGER- LIND	7.9686 1.6509	6.3177 1.6509
LNOR- LBRA	Ingen Maks 1	11.7685 2.1129	9.6556 2.1129	LGER- LBRA	10.1008 0.6805	9.4203 0.6805
LUSA- LUK	Ingen Maks 1	6.7703 1.3996	5.3707 1.3996	LFRA- LRUS	12.5756 2.0049	10.5707 2.0049
LUSA- LGER	Ingen Maks 1	11.1599 1.8826	9.2773 1.8826	LFRA- LCHI	11.5068 4.7428	6.7641 4.7428
LUSA- LFRA	Ingen Maks 1	10.5316 4.1397	6.3918 4.1397	LFRA- LIND	8.7076 1.5096	7.1980 1.5096
LUSA- LRUS	Ingen Maks 1	10.5316 4.1397	6.3918 4.1397	LFRA- LBRA	12.8639 3.6121	9.2518 3.6121
LUSA- LCHI	Ingen Maks 1	8.0079 1.2942	6.7137 1.2942	LRUS- LCHI	14.6395 4.0832	10.5563 4.0832
LUSA- LIND	Ingen Maks 1	7.6395 0.6180	7.0216 0.6180	LRUS- LIND	16.4689 4.5072	11.9617 4.5072
LUSA- LBRA	Ingen Maks 1	8.6918 0.5262	8.1656 0.5262	LRUS- LBRA	12.8927 1.8354	11.0572 1.8354
LUK- LGER	Ingen Maks 1	14.1981 3.7265	10.4716 3.7265	LCHI- LIND	13.0722 3.4421	9.6301 3.4421
LUK- LFRA	Ingen Maks 1	7.6894 2.7414	4.9480 2.7414	LCHI- LBRA	15.2353 3.5197	11.7156 3.5197
LUK- LRUS	Ingen Maks 1	13.5748 2.5308	11.0440 2.5308	LIND- LBRA	17.3080 6.6946	10.6134 6.6946

Vedlegg E: Johansen multivariat

Optimalt antall lags

Tabell 35: Optimalt antall lags Johansen multivariat, periode 1

	VAR (1)	VAR (2)	VAR (3)
AIC	-24.48799*	-24.38281	-24.07923
SIC	-23.34041*	-22.21516	-20.89151
HQ	-24.02407*	-23.50651	-22.79055

Merk: (*) angir optimalt antall lags for gitt informasjonskriterium.

Tabell 36: Optimalt antall lags Johansen multivariat, periode 2

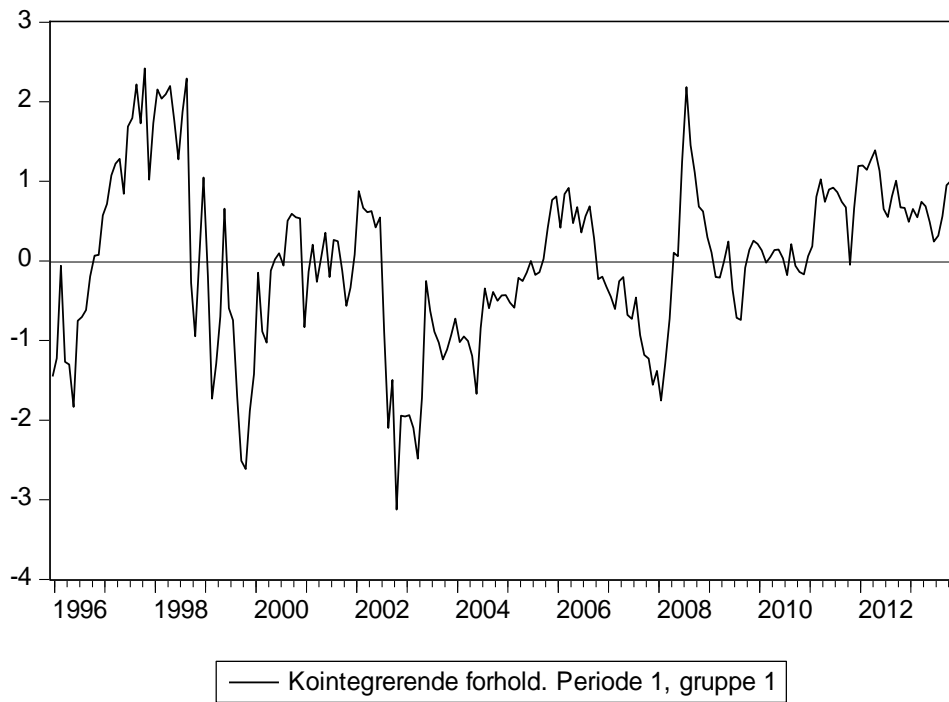
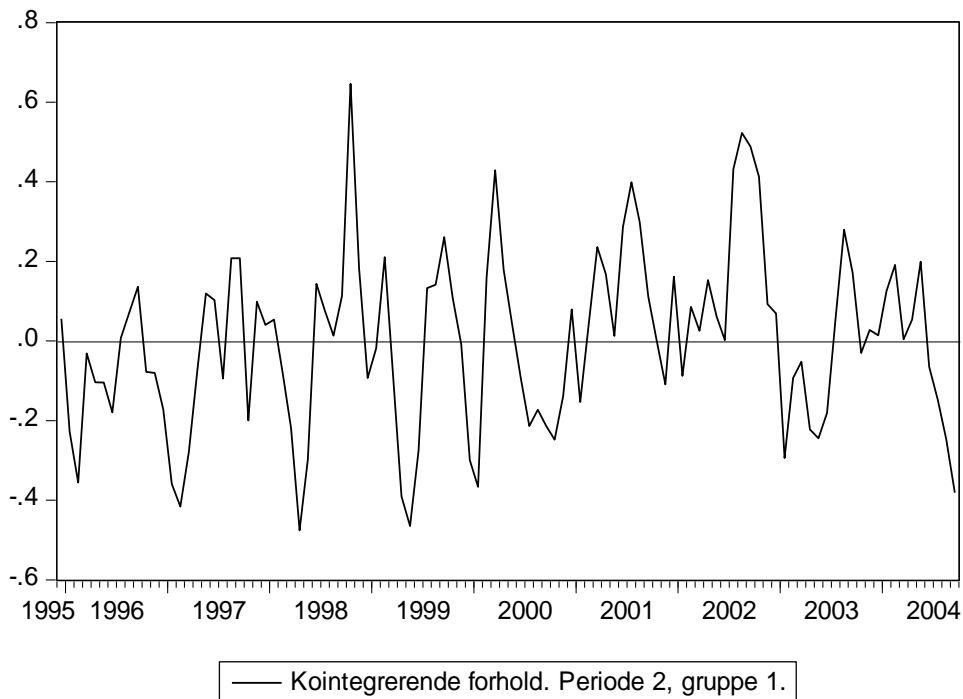
	VAR (1)	VAR (2)	VAR (3)
AIC	-23.00996*	-22.56714	-22.13857
SIC	-21.14572*	-19.04579	-16.96011
HQ	-22.25526*	-21.1416	-20.04218

Merk: (*) angir optimalt antall lags for gitt informasjonskriterium.

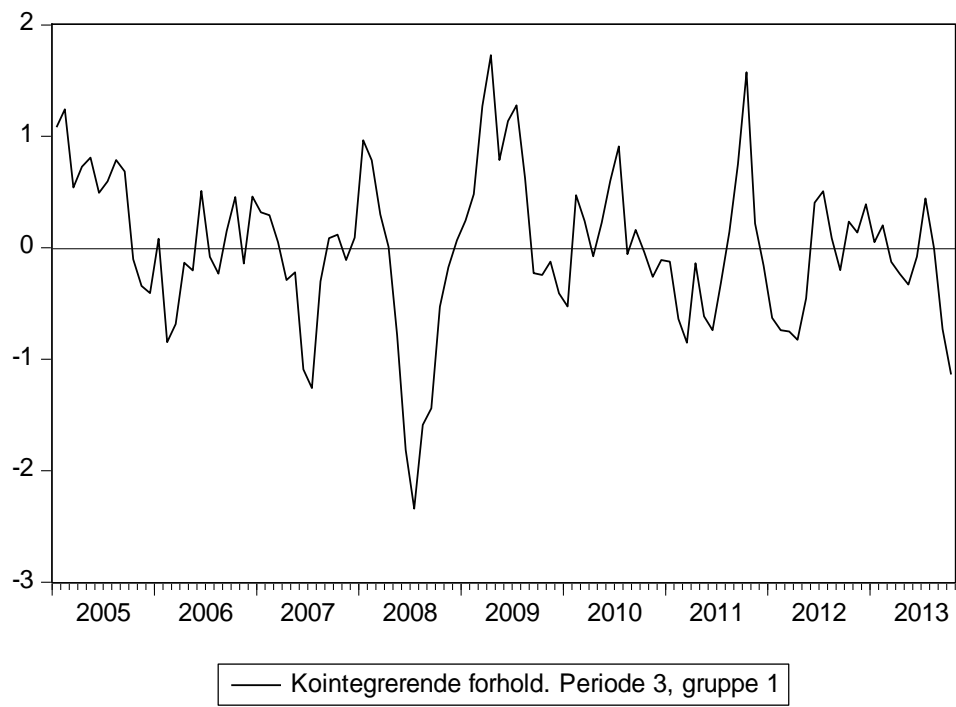
Tabell 37: Optimalt antall lags Johansen multivariat, periode 3

	VAR (1)	VAR (2)	VAR (3)
AIC	-28.17842	-28.52770*	-27.89775
SIC	-26.31417*	-24.54257	-22.71929
HQ	-27.42372*	-26.63838	-25.80136

Merk: (*) angir optimalt antall lags for gitt informasjonskriterium.

Grafisk plot av kointegrerende forhold*Figur 8: Kointegrerende forhold av VECM, periode 1**Figur 9: Kointegrerende forhold av VECM, periode 2*

Figur 10: Kointegrerende forhold av VECM, periode 3



Vedlegg F: Grangers kausalitetstest

Tabell 38: Grangers kausalitetstest periode 1

Nullhypotese	Test-observator	P-verdi	Retning
USA Grangerforårsaker ikke Norge	5,6020	0,0607	
Norge Grangerforårsaker ikke USA	0,1950	0,9071	
UK Grangerforårsaker ikke Norge	5,8871	0,0527	
Norge Grangerforårsaker ikke UK	0,1240	0,9399	
Tyskland Grangerforårsaker ikke Norge	5,5978	0,0609	
Norge Grangerforårsaker ikke Tyskland	0,2013	0,9042	
Frankrike Grangerforårsaker ikke Norge	5,6172	0,0603	
Norge Grangerforårsaker ikke Frankrike	0,0941	0,9541	
Russland Grangerforårsaker ikke Norge	1,3944	0,4980	
Norge Grangerforårsaker ikke Russland	8,1494	0,0170 **	NOR → RUS
Kina Grangerforårsaker ikke Norge	6,0779	0,0479 **	CHI → NOR
Norge Grangerforårsaker ikke Kina	2,6316	0,2683	
India Grangerforårsaker ikke Norge	0,6430	0,7250	
Norge Grangerforårsaker ikke India	3,1045	0,2118	
Brasil Grangerforårsaker ikke Norge	6,0779	0,0479 **	BRA → NOR
Norge Grangerforårsaker ikke Brasil	2,6316	0,2683	
UK Grangerforårsaker ikke USA	3,3543	0,1869	
USA Grangerforårsaker ikke UK	2,7471	0,2532	
Tyskland Grangerforårsaker ikke USA	0,8040	0,6690	
USA Grangerforårsaker ikke Tyskland	3,0001	0,2231	
Frankrike Grangerforårsaker ikke USA	3,4698	0,1764	
USA Grangerforårsaker ikke Frankrike	3,9485	0,1389	
Russland Grangerforårsaker ikke USA	1,7861	0,4094	
USA Grangerforårsaker ikke Russland	1,9069	0,3854	
Kina Grangerforårsaker ikke USA	2,1260	0,3454	
USA Grangerforårsaker ikke Kina	0,7117	0,7006	
India Grangerforårsaker ikke USA	0,4688	0,7910	
USA Grangerforårsaker ikke India	3,5689	0,1679	
Brasil Grangerforårsaker ikke USA	0,5794	0,7485	
USA Grangerforårsaker ikke Brasil	0,6874	0,7091	
Tyskland Grangerforårsaker ikke UK	2,1503	0,3412	
UK Grangerforårsaker ikke Tyskland	8,8113	0,0122 **	UK → GER
Frankrike Grangerforårsaker ikke UK	9,7043	0,0078 *	FRA → UK
UK Grangerforårsaker ikke Frankrike	10,4416	0,0054 *	UK → FRA
Russland Grangerforårsaker ikke UK	0,9887	0,6100	
UK Grangerforårsaker ikke Russland	1,4630	0,4812	
Kina Grangerforårsaker ikke UK	5,3162	0,0701	
UK Grangerforårsaker ikke Kina	0,9968	0,6075	
India Grangerforårsaker ikke UK	0,2327	0,8902	
UK Grangerforårsaker ikke India	8,1615	0,0169 **	UK → IND
Brasil Grangerforårsaker ikke UK	0,0432	0,9786	

UK Grangerforårsaker ikke Brasil	2,5301	0,2822		
Frankrike Grangerforårsaker ikke Tyskland	7,1981	0,0274	**	FRA → GER
Tyskland Grangerforårsaker ikke Frankrike	2,5729	0,2762		
Russland Grangerforårsaker ikke Tyskland	0,9181	0,6319		
Tyskland Grangerforårsaker ikke Russland	0,6876	0,7091		
Kina Grangerforårsaker ikke Tyskland	2,9937	0,2238		
Tyskland Grangerforårsaker ikke Kina	0,9276	0,6289		
India Grangerforårsaker ikke Tyskland	0,4679	0,7914		
Tyskland Grangerforårsaker ikke India	7,3167	0,0258	**	GER → IND
Brasil Grangerforårsaker ikke Tyskland	5,8598	0,0534		
Tyskland Grangerforårsaker ikke Brasil	0,4246	0,8087		
Russland Grangerforårsaker ikke Frankrike	0,1339	0,9352		
Frankrike Grangerforårsaker ikke Russland	2,8523	0,2402		
Kina Grangerforårsaker ikke Frankrike	2,1723	0,3375		
Frankrike Grangerforårsaker ikke Kina	1,3333	0,5134		
India Grangerforårsaker ikke Frankrike	0,5381	0,7641		
Frankrike Grangerforårsaker ikke India	9,5850	0,0083	*	FRA → IND
Brasil Grangerforårsaker ikke Frankrike	1,7254	0,4220		
Frankrike Grangerforårsaker ikke Brasil	0,3083	0,8572		
Kina Grangerforårsaker ikke Russland	3,6990	0,1573		
Russland Grangerforårsaker ikke Kina	2,7389	0,2542		
India Grangerforårsaker ikke Russland	6,2455	0,0440	**	IND → RUS
Russland Grangerforårsaker ikke India	2,4801	0,2894		
Brasil Grangerforårsaker ikke Russland	5,0757	0,0790		
Russland Grangerforårsaker ikke Brasil	1,9508	0,3770		
India Grangerforårsaker ikke Kina	2,4405	0,2952		
Kina Grangerforårsaker ikke India	1,3458	0,5102		
Brasil Grangerforårsaker ikke Kina	3,8913	0,1429		
Kina Grangerforårsaker ikke Brasil	2,3086	0,3153		
Brasil Grangerforårsaker ikke India	7,7067	0,0212	**	BRA → IND
India Grangerforårsaker ikke Brasil	1,3852	0,5003		

Merk: i) Frihetsgrader er 2 for alle parene. ii) (*) betegner signifikans på 1 %-nivå og (**) betegner signifikans på 5 %-nivå.

Vedlegg G: Diagnostiske tester

Jusélius (2007) nevner to fremgangsmåter til hvordan en kan diagnostisere årsaker til ikke-normalitet i residualene:

1. Utarbeide den hypotetiske effekten av alle større inngrep og reformer i utvalgsperioden i forkant av estimeringen av modellen, og deretter teste om de er signifikante eller ikke.
2. Granske dataene og residualene fra basis VAR-modellen for å diagnostisere hvor i modellen det må korrigeres for avvikende observasjoner.

I praksis viser deg seg vanskelig å vite på forhånd hvilke avvik som var signifikante nok til å måtte korrigeres i modellen. Sistnevnte fremgangsmåte blir derfor brukt i analysen.

Avvikende observasjoner forårsakes ofte av midlertidige sjokk. Disse oppstår som regel på en usystematisk måte og problemet vil derfor sjeldent løses ved å øke lag-lengden i modellen eller ved å inkludere et glidende gjennomsnitt i residualene. For å korrigere for slike avvik, bør det inkluderes en dummy-variabel.

Ved å inkludere dummy-variabler som korrigerer for de aller største midlertidige sjokkene, kan ikke-normalitetsproblemet forsvinne.