



Nationalekonomiska Institutionen
Ekonomihögskolan vid
Lunds Universitet

Kandidatuppsats
2007-02-02

Oljeprisets långsiktiga samband med Sveriges och Norges aktieindex

Arvid Letzen
Carl-Axel Yllner

Handledare: Hans Byström

Sammanfattning

Denna studie utreder om ett långsiktigt samband mellan oljepriset och valda aktieindex kan påvisas. Tre typer av aktieindex har valts, generalindex, industriindex och råvaruindex, för Sverige respektive Norge.

För att undersöka det långsiktiga sambandet mellan oljepriset och aktieindex används kointegrations- och regressionsanalys.

Studien visar att det bara förekommer ett långsiktigt samband mellan oljepriset och ett fåtal av aktieindexen.

Nyckelord: Olja, Kointegration, Tidsserier, Aktieindex

Abstract

This Study investigates if a long-term relationship between oil price and selected stock indices can be proved. Three types of stock indices have been selected, general indices, industrial indices and basic resources indices, for Sweden and Norway.

To investigate the long-term relationship between oil price and stock indices we apply cointegration and regression analyses.

The study shows that it appears a long-term relationship between oil price and only a few stock indices.

Keywords: Oil, Cointegration, Time series, Stock indices

Innehållsförteckning

SAMMANFATTNING.....	1
ABSTRACT	1
INNEHÅLLSFÖRTECKNING	2
1 INLEDNING	3
1.1 BAKGRUND.....	3
1.2 PROBLEMFÖRMULERING.....	3
1.3 SYFTE	4
1.4 AVGRÄNSNINGAR	4
1.5 MÅLGRUPP	5
1.6 DISPOSITION	5
1.7 STUDIENS UTFORMNING.....	5
2 OLJEPRISSET	6
2.1 OLJEPRISETS BETYDELSE FÖR EKONOMIN	6
2.2 TIDIGARE STUDIER.....	8
3 TEORI.....	9
3.1 REGRESSIONSMODELL	9
3.2 TIDSSERIEANALYS	10
3.3 STATIONÄRITET	10
3.4 AUTOKORRELATION	11
3.5 KOINTEGRATION.....	11
4 METOD.....	13
4.1 VAL AV METOD.....	13
4.2 ÖVERSIKTLIG ARBETSGÅNG.....	13
4.3 MATERIAL	14
4.3.1 Datamaterial.....	14
4.3.2 Diagram på datamaterial.....	16
4.3.3 Mjukvara.....	17
4.3.4 Källkritik	18
4.4 TESTER	18
4.4.1 Enhetsrot och teststatistikor	18
4.4.2 Autokorrelation.....	19
5 RESULTAT	20
5.1 BESKRIVANDE STATISTIK	20
5.2 STATIONÄRITETSTEST.....	22
5.3 AUTOKORRELATIONSTEST	23
5.4 KOINTEGRATIONSTEST	25
6 ANALYS OCH SLUTSATSER.....	27
6.1 ANALYS.....	27
6.2 SLUTSATSER	29
6.3 VIDARE STUDIER.....	30
REFERENSER	31

1 Inledning

I det inledande kapitlet ger vi läsaren en bakgrund till ämnet, därefter går vi igenom vårt syfte som konkretiseras i vår problemställning. Nödvändiga avgränsningar tas upp och även den målgrupp studien riktar sig mot. Till sist går vi igenom uppsatsens disposition och studiens utformning.

1.1 Bakgrund

När vår värld drabbas av stora prisfluktuationer på olja påverkas hela världskonjunkturen och därmed även företagens lönsamhet och vår konsumtionsvillighet. Vi läser dagligen i massmedia om oljan på ett eller annat sätt, ofta med specifikt fokus på ett makroekonomiskt och finansiellt perspektiv.

Ett exempel på finansiella marknadens påverkan i samband med oljeprisförändringar omnämns i artikeln ”*Oljepriset pressade Wall Street.*” (Affärsvärden, 14/7 2006). Där beskrivs bland annat flygbolagens oro över att de höga oljepriserna ska orsaka ytterligare skada i en redan pressad sektor. Finansiella institutioner världen över ägnar mycken tid åt att analysera, tolka och förutspå den påverkan oljepriset har på den finansiella marknaden. Analytikerna föreslår en rad strategier, marknadsmöjligheter och konsumtionsmönster till sina institutionella kunder. Trots alla finansiella institutioners ansträngningar har vi enbart lyckats finna ett fåtal akademiska studier om oljeprisets påverkan på den svenska och norska finansmarknaden.

1.2 Problemformulering

Den påtagliga betydelsen som oljeprisförändringarna har på makroekonomin gör ämnet intressant som underlag för vår studie. Den kraftiga ökningen av oljepriset som ägt rum under de senaste tio åren har lett till ett ökat intresse för att förstå vad dessa fluktuationer grundar sig på och kan ha för påverkan på makroekonomin.

För att studera detta har vi valt att inrikta oss på oljeprisförändringarnas påverkan på aktiemarknaden. Genom att studera det långsiktiga sambandet mellan valda aktieindex och oljeprisförändringar hoppas vi kunna få en indikation på om ett samband verkligen existerar.

1.3 Syfte

Syftet med vår uppsats är att utreda huruvida ett långsiktigt samband förekommer mellan oljeprisförändringar och valda bransch/general -index.

1.4 Avgränsningar

Inom ramen för denna uppsats studerar vi enbart oljeprisförändringarnas påverkan på den norska och svenska finansiella ekonomin. Orsaken till att vi valt dessa två länder är att de ligger nära varandra, och att vi hoppas kunna finna en större påverkan på general- och branschindex för det oljeproducerande landet Norge, än för Sverige. Vi har valt generalindex för Norge och Sverige, vilka är hämtade från databasen *EcoWin*. Vidare avgränsar vi oss till två olika branschindex, industri och råvaror, för respektive land. Anledningen till valen är att dessa två branschindex till största delen har samma underliggande branscher, se tabell 4.3. Den marginella skillnaden som råder kan trots detta, ge grunden till en rättvisande studie. Vi antar dessutom att det kommer att finnas störst samband mellan branscherna industri/råvaror och oljeprisförändringar. På grund av brist på jämförbara data har andra branscher, som energi- och oljebranschen, ej använts i denna studie.

Tidsrymden vi har valt är 1996-01-01 till 2006-11-07, dvs. en dryg tioårsperiod, vilket i vissa fall kan ses som en väl kort tid för att göra en tidsserieanalys. För att få så korrekta observationer som möjligt har vi valt att se på index med dagsdatafrekvens. Vi vill även nämna att vi i denna studie begränsar oss till lineära metoder. Orsaken till detta är att angreppssättet är tekniskt sett mycket enklare och mer hanterbart.

1.5 Målgrupp

Vi vänder oss till nationalekonomistudenter med finansiell inriktning, på kandidat nivå. Grundläggande kunskaper i statistik och kvantitativa metoder förutsätts, då vi i denna uppsats lägger mindre vikt på elementär statistik. Vår förhoppning är likväl att uppsatsen kan vara intressant för personer som arbetar med oljeprisförändringar och dess påverkan på den finansiella marknaden.

1.6 Disposition

Studien inleds med en presentation av ämnet och den tidigare forskning som ägt rum inom området. Efterföljande teorikapitel beskriver de teoretiska områden som analysen bygger på.

I nästkommande kapitel beskriver vi metodiken kring vår studie, redogör för vårt datamaterial och insamlingen av detta. I slutet av kapitlet redogör vi för de statistiska tester som vi gjort på vårt datamaterial. I kapitel fem redovisar vi våra testresultat och analyserar dessa. I det sista kapitlet summerar vi våra resultat och för ett kortfattat resonemang kring dem.

1.7 Studiens utformning

Till grund för vår uppsats utformning ligger nationalekonomiska institutionens hemsida ” *NATIONALEKONOMISKA INSTITUTIONEN Uppsatsinformation* ”¹.

¹ www.nek.lu.se/uppsatser/default.html

2 Oljepriset

Kapitlet är utformat att fungera som en introduktion till oljeprisets påverkan på den finansiella marknaden och den forskning som har ägt rum inom ämnet.

2.1 Oljeprisets betydelse för ekonomin

Har oljepriset haft någon inverkan på makroekonomin världen över? Gisser (1986) hävdar att den förvirring i ekonomin som uppstod efter oljeprischockerna under 70-talet, kan vara en av orsakerna till att omvärlden har öppnat ögonen för oljeprisets betydelse för världsekonomin. Vidare hävdar även Hamilton (1983) att råoljepriskriserna haft en stark inverkan på USAs lågkonjunkturer efter andra världskriget fram till 70-talets oljekriser. Hamilton redovisar dessutom olika historiska händelser som har haft en markant inverkan på oljepriset från 40-talet fram till 1980-talet se tabell 2.1.

Oljeprishändelser	Huvudsakliga faktorer
1947-48	Europeisk efterkrigsuppbyggnad, förminskad kolproduktion.
1952-53	Iran förstatligar alla oljebolag, stora strejker världen över.
1956-57	Suez-kanalkrisen.
1969	Minskning i USA:s oljereserver, oljearbetarstrejk.
1970	Sabotage på transarabiska oljeledningar, minskad produktion i Libyen av kol.
1973-74	Stagnation i amerikansk produktion. OPEC embargo.
1978-79	Revolutionen i Iran.
1980-81	Iran-Irak krig, borttagande av USA:s priskontroll.

Tabell 2.1 Historiska händelser som inverkat på oljan.

Hur oljepriset kan påverka ekonomin har Sadorsky (1999) studerat. Sadorsky redovisar i sitt arbete "Oil price shocks and stock market activity" att efter 1986 har oljeprisets förändringar haft en större förklaringsgrad på prognostiseringen av aktiemarknadens avkastning än den riskfria räntan.

Ett sätt att mäta oljepriskänsligheten för ett lands ekonomi är att titta på dagskonsumtionen per capita, vilket är en relativt enkel metod.

Nedan visar diagram 2.1 olika länders oljekonsumtion i fat (156 liter) per capita. Som synes är skillnaderna mellan länderna oerhört stora, vilket dels kan bero på folkmängden eller på hur oljeberoende landet är. Som exempel kan man ta Kina som har en befolkning på 1.3 miljarder, där merparten av befolkningen fortfarande lever i ett bondesamhälle. Näringsstrukturen i Kina leder därför till en låg oljekonsumtion per capita. Dagskonsumtionen per capita är ungefär lika för Kanada som för USA men USA:s totala konsumtion är betydligt större än Kanadas, vilket kan förklaras med USA:s större befolkning. När vi tittar på Sverige och Norges dagskonsumtion i fat per capita kan vi se att Norges konsumtion ligger över både Sveriges och hela Europas medelkonsumtion.

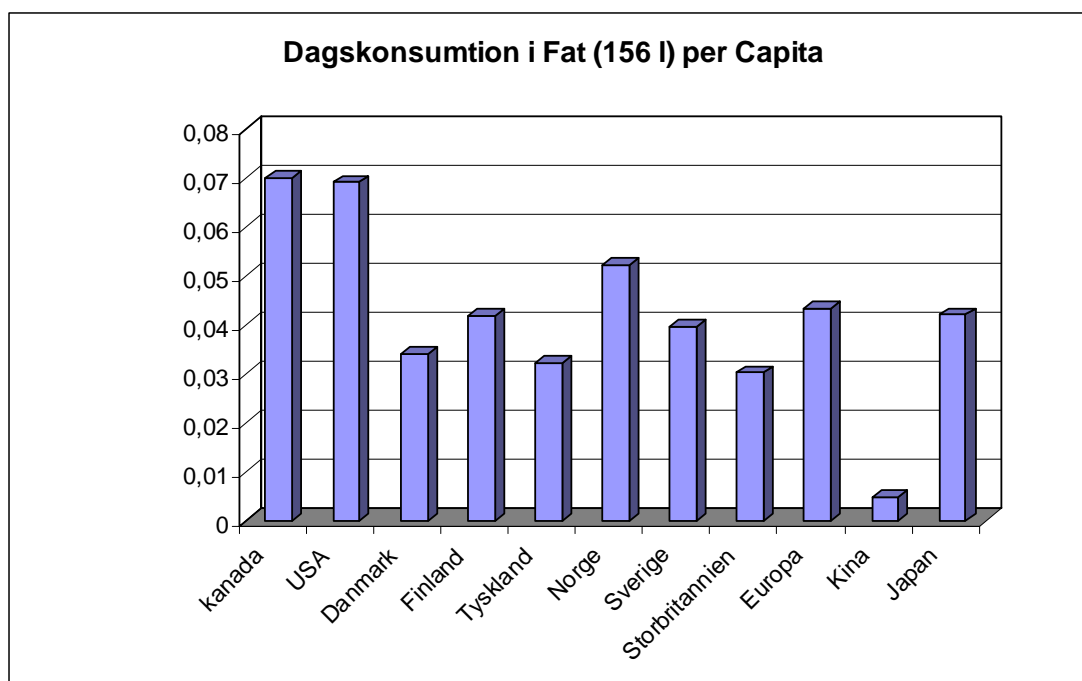


Diagram 2.1 Dagskonsumtion fat/capita olja för respektive land.

2.2 Tidigare studier

Det finns påfallande få studier som handlar om länken mellan oljemarknaden och den finansiella marknaden. Jones och Kaul (1996) studerade reaktionerna på aktiemarknaderna i USA, Kanada, Japan och Storbritannien vid en oljeprishock. Vad de fann var att oljechocker, under perioden 1947-1991, haft stor inverkan på aktiemarknadernas avkastning. Haung, Mauslis och Stoll (1996) undersökte med hjälp av en autoregressionsmodell förhållandet mellan daglig avkastning för oljefutures och dagsavkastning för amerikanska aktier. De fann att oljefutures hade inverkan på avkastningen för aktier i oljeföretag, men fann mindre samband med generalindex (t.ex S&P 500). I motsats till Haungs slutsats, fann Sadorsky (1999) ett starkt samband mellan förändringar på generalindex och oljeprisförändringar. Orsaken till två så olika slutsatser berodde antagligen på val av modeller och tidsfrekvenser. Papapetrou (2001) har gjort månadsobservationer av aktiepriserna i Grekland från perioden 1989:1-1999:6. Med hjälp av en error-correction modell fann han ett samband med oljeprisförändringar. Hammoudeh, Shawkaat och Li Huimin (2005) fann att den systematiska risken från världsmarknaden har betydligt större inverkan på nationella index än vad oljepriset har.

Avslutningsvis så har Hammoudeh och Aleisa (2002) skrivit om sambandet mellan oljeexporterande länders aktieindex och spot- och futuremarknaden för olja. Först gjordes en sambandsanalys av länders generalindex i fem GCC (Gulf Cooperation Council) länder, sedan en undersökning om Saudiarabiens ekonomi påverkar dessa länder. Därefter studerades NYMEX (New Yorks Mercantile Exchange) inverkan på oljeproducerande länders aktiemarknad. Slutligen behandlas den asiatiska krisen som uppstod 1997 och en eventuell kointegration mellan oljeproducerande länder och de snabbväxande asiatiska ekonomierna.

Det mest intressanta med Hammoudeh och Aleisas studie var påvisandet av det långsiktiga samband som fanns mellan de fem GCC ländernas aktieindex och den Saudiarabiska ekonomin. En annan intressant iakttagelse var att det fanns en stark relation mellan NYMEX oljemarknad och den Saudiarabiska marknaden.

3 Teori

I detta kapitel går vi igenom de teorier som är väsentliga för vår uppsats. Vi börjar med en genomgång av regressionsmodellen eftersom alla våra modeller grundar sig på den. Därefter förklarar vi begreppen tidsserieanalys, stationäritet och autokorrelation och slutligen en beskrivning av kointegrationen.

3.1 Regressionsmodell

För att kunna beskriva grundläggande relationer mellan ekonomiska variabler använder man sig av olika regressionsmodeller. Exempel på ekonomiska teorier som utnyttjar regressionsmodeller är exempelvis utbud och efterfrågan, input och output och konsumtionsbenägenhet och inkomst. Beroende på hur komplicerad och förklarande analys man vill åstadkomma använder man sig av olika regressionsmodeller. Vid en analys av kointegration nyttjas ”ordinary least squares” metoden.

Modellen enligt ekvation 3.1.1.

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + e_i \quad (3.1.1)$$

Detta är den vanligast estimatorn i ekonometri. OLS-estimatorn, som på svenska kallas den minsta kvadratmetoden, har en mängd positiva egenskaper som underlättar arbetet och analysen avsevärt. Tanken bakom denna metod är att finna en anpassad linje som minimerar den kvadrerade summan av residualerna: avståndet mellan det verkliga värdet på y_i och det skattade linjen. Detta kommer då att ge oss mer information angående variationen i data². Orsaken till att man kvadrerar residualerna innan man summerar dem är att man inte vill att negativa och positiva residualer ska ta ut varandra.

² Se Westerlund (2005) sida 75.

3.2 Tidsserieanalys

I denna studie skall vi observera ekonomiska variabler över tiden. Dessa variabler kallas tidsvariabler och ett exempel på en känd sådan är BNP³. Dessa variabler brukar oftast vara icke-stationära och sträcka sig över en längre tidsperiod vilket leder till stora problem när analyser skall genomföras. För att erhålla rättvisande analyser av tidsvariablerna är det nödvändigt att använda något mer sofistikerade ekonometriska modeller än vanliga regressionsmodeller. I studien har vi valt att använda en så kallad kointegrationsanalys, vilket förklaras i kapitel 3.5.

3.3 Stationäritet

En slumpvariabel sägs vara stationär när dess medelvärde och varians är konstant över tiden. Kovariansen mellan två olika värden måste dessutom endast bero på tidsavståndet mellan de två värdena och inte på tidpunkten då variablerna observerades.⁴ Motsatsen är icke-stationära data som inte tenderar att närma sig ett konstant medelvärde. Den största skillnaden mellan dessa två motpoler är att vid uppkomst av en chock eller impuls utifrån så kommer stationära data med tiden att återvända till sitt medelvärde, medan den för alltid kommer att påverka den icke-stationär processen.

Effekterna av icke-stationäritet i en regressionsanalys kan vara förödande för slutsatsen då statistikor så som R², DW och t- statistikan blir över tiden missvisande. När två oberoende icke-stationära variabler analyseras kommer både R² och t- statistikorna att generera stora värden, och DW- statistikan ett litet värde. Detta får oss att tro att det finns ett starkt linjärt samband medan det i verkligheten inte finns något samband alls, vilket kallas nonsensregression⁵. En situation då vi inte behöver oroa oss för icke-stationäritet i vår regressionsmodell är då två variabler är kointegrerade, vilket vi tittar närmare på i kapitel 3.5.

³ *Brutto National Produkt.*

⁴ Se Westerlund (2005) sida 201.

⁵ Se Westerlund (2005) sida 205.

3.4 Autokorrelation

Inom tidsseriedata är det vanligt att autokorrelation förekommer p.g.a. att de är kronologiskt organiserade över tiden. Innebörden av detta är att observationerna inte längre är oberoende utan att de har kovarians som är skild från noll, d.v.s. att den enkla regressionsmodellens fjärde antagande inte längre är uppfyllt⁶.

Antagande fyra skrivs som:

$$\text{Cov}(e_r, e_s) \neq 0 \quad \text{då } r \neq s$$

För att kunna påvisa autokorrelation i tidsserien finns tre metoder som vanligtvis används: grafisk undersökning av OLS-residualernas variation över tiden, Durbin-Watson's test och LM-testet.

3.5 Kointegration

Icke-stationära tidsserier har inget konstant medelvärde och varians, d.v.s. rörelserna är slumpmässiga och dess värde kan inte förutsägas med fullständig säkerhet förrän det har observerats.

Vid lineär kombination av två icke-stationära tidsseriedata kan man finna ett långsiktigt jämviktssamband⁷. Tidsserierna har en gemensam stokastisk trend eller en gemensam enhetsrot. Stokastisk trend är ett lineärt samband med slumpmässiga avvikelser och enhetsrot är en variabel som är icke-stationär. Detta är i grunden samma begrepp, men de två benämningarna betonar olika egenskaper hos variabeln ifråga⁸.

Jämviktssambandet mellan de två dataserierna visar att det existerar en influens på serierna, som på kort sikt kanske inte syns men vid en längre tidsrymd klart åskådliggörs. Detta samband heter kointegration och lanserades 1987 av Granger och Engle. Kointegration har haft stor inverkan på statistisk analys av finansiella samt

⁶ Se Westerlund (2005) sida 185.

⁷ Se Westerlund (2005) sida 209.

⁸ Se Westerlund (2005) sida 204.

makroekonomiska tidsserier och förkommer i många områden inom den finansiella marknaden. För att få en bättre inblick i hur det kan se ut ger vi ett exempel:

Termins- och spotmarknaden kan tänkas ha kointegration med tanke på att priset är på samma tillgång men vid olika tidpunkter. När ny information kommer angående tillgången ifråga påverkas troligen både termins- och spotpris likartat, vilket leder till att det långsiktiga förhållandet mellan priserna är frambringat av cost of carry⁹. Andra likartade exempel är köpkrafts paritet (PPP) och sambandet mellan aktiepriser och avkastning¹⁰.

Vid test om y_i och x_i är kointegrerade med varandra kan man använda den enkla modellen enligt ekvation 3.5.1

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + e_i, \quad (3.5.1)$$

där y_i är den beroende variabeln, x_i den oberoende och e_i är den så kallade feltermen. För att kointegration ska förekomma mellan de två variablerna krävs att två viktiga villkor ska vara uppfyllda. Första villkoret är att y_i och x_i ska vara icke-stationära och det andra att feltermen, e_i , är stationär¹¹. Genom unit-rot testerna, PP, ADF och KSFF, finner man om variablerna y_i och x_i är stationära, $I(0)$, eller icke-stationära, $I(1)$. Betäckningen $I(0)$ säger att variabeln är stationär och inte behöver differentieras och $I(1)$ indikerar att variabeln måste differentieras en gång för att bli stationär¹².

När villkoret 1 är uppfyllt och man har funnit att feltermen e_i är stationär har man korrekt fört samman två icke-stationära tidsserier, där y_i 's och x_i 's stokastiska trend tagit ut varandra, och bildat en kointegration.

⁹ Se Schwartz, T. V., & Szakmary, A. C. (1994).

¹⁰ Se Brooks (2002) sida 389.

¹¹ Se Westerlund (2005) sida 210.

¹² Se Brooks (2002) sida 393.

4 Metod

I följande kapitel beskrivs den metodik vi har valt för att angripa vår problemställning. Vidare redogörs för vår arbetsgång och vi presenterar vårt datamaterial samt visar hur det insamlats. Avslutningsvis redovisar vi för de transformationer och tester som vi gjort.

4.1 Val av metod

I denna studie använder vi oss av empiriskt material i form av verkliga observationer för att testa valda hypoteser. Således har studien deduktiva drag genom att vi använder en problemställning som testats med hjälp av hypoteser¹³. Förhoppningen är att genom verklig data hitta hypotesen kointegrations-samband. Den kvantitativa karaktären som denna studie präglas av gör att det känns logiskt att använda en deduktiv ansats.

4.2 Översiktlig arbetsgång

Vi tittar på dagsdata från en dryg tioårsperiod och anledningen till detta är att de index vi valt endast har dagsdata från cirka tio år tillbaka. Indexen har logaritmerats¹⁴ för att göra dem kontinuerligt sammansatta, vilket gör att vi lättare kan jämföra data mellan olika serier.

Första steget i analysen är att se om de logaritmerade indexen är icke-stationära eller inte, vilket vi gör med hjälp av programmet Eviews. Testerna vi genomför är Augmented Dickey–Fuller (ADF)¹⁵, Phillips-Perron (PP)¹⁶ och Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shinas (KPSS)¹⁷, vilka är så kallade enhetsrotstest. Dessa påvisar huruvida stationäritet föreligger eller inte.

¹³ Se Halvorsen (1992).

¹⁴ Med logaritmering avses den naturliga logaritmen.

¹⁵ För beskrivning av testet se Brooks (2002).

¹⁶ För beskrivning av test se Brooks (2002).

¹⁷ För beskrivning av test se Brooks (2002).

Nästa moment i arbetsgången är att skatta alla OLS-regressioner mellan oljan och de olika indexen. För att vi ska kunna genomföra kointegrationsanalysen mellan tidsserierna försäkras vi oss först, genom en grafisk undersökning, om att det inte förekommer någon autokorrelation mellan residualerna.

I det sista stadiet kontrollerar vi om OLS-regressionens residual för respektive regression är stationär eller ej. Även detta sker med hjälp av ADF, PP och KPSS. Om residualen är stationär har vi kointegration mellan variablerna.

4.3 Material

4.3.1 Datamaterial

Vårt statistiska datamaterial är insamlat från *EcoWin* som är en databas där finansiell statistik finns.

I denna uppsats använder vi dagsdata från 1 januari 1996 till 7 november 2006. Anledningen till den korta tidsperioden är att det var den längsta period som det fanns dagsdata lagrat. De tre huvudgrupperna för valda index inom denna uppsats är oljeprisindex, generalindex och branschaktieindex.

Rådataserierna för Sveriges och Norges generalindex på dagsbasis har används, där Sveriges generalindex är producerat av Affärsvärden.

*”Indexet är brett och mäter den genomsnittliga kursutvecklingen på Stockholmsbörsen. Det är därför en lämplig måttstock för svenska aktieportföljers kursutveckling. De flesta svenska fondförvaltare väljer att jämföra med detta index. Indexet är förmögenhetsviktat vilket innebär att varje akties vikt står i proportion till dess börsvärde.”*¹⁸

¹⁸ <http://bors.affarsvarlden.se/aboutafgx.aspx>

Det norska är en sammanställning av den norska börsen OSEAX totalindex.

” *The Oslo Børs All Share Index consists of all shares listed on Oslo Børs. The index is adjusted for corporate actions daily and the current outstanding number of shares is applied in the index. The OSEAX index is adjusted for dividend payments.* ”¹⁹

De två branschindex som vi har valt är industri- och råvarubranschernas. Tabell 4.3 åskådliggör vad som inkluderas i respektive index, både för Sverige och Norge. Det bör poängteras att dessa index inte innehåller exakt samma underliggande faktorer. En viktig skillnad mellan svenska och norska råvaruindex är att det svenska innehåller olja, vilket det norska inte gör. Notera dock att den svenska oljeindustrin är näst intill försumbar (jämfört med skogs- och gruvindustrin), vilket leder till att det inte ska ha någon vidare betydelse. Vidare olikheter bedöms också vara så pass små att de kan ignoreras. Till följd härav kommer branschindexen från Sverige respektive Norge att anses som likvärdiga.

	Sverige (OMX)	Norge (OSE)
Industri	<i>Konstruktion, Industrikluster, Fordon & Maskiner, Partihandel, Tryck- och Kontorsvaror, Transport, Tekniska konsulter och Blandade industriella undersektorer</i>	<i>Konstruktion, Bygg, Transport, El, Industri maskinhandel, Tekniska konsulter, Service sektor</i>
Råvaror	<i>Olja & Gas, Kemikalier, Metall & Gruvindustrin, Undersektorer till Skog och Energi</i>	<i>Kemikalier, Byggmaterial, Glas, Papper, Metall & Gruvindustri, Skog</i>

Tabell 4.3 Detaljerad förtäckning av branschindex, källa EcoWin.

I diagram 4.3.2.1 (sida 16) illustreras hur oljepriset varierar mellan 1996-01-01 och 2006-11-07. Oljepriskurvan präglas av såväl starka uppgångar som nedgångar under den valda tidsperioden. Markanta uppgångar finner vi mellan perioderna 2000-2001 och 2003-2006, och perioder med markanta nedgångar finner vi mellan åren 2001-2003 och 2006.

¹⁹http://www.oslobors.no/ob/aksjeindeks_kursutvikling?languageID=1&p_instrid=ticker.ose.OSEAX&p_period=1D&menu2show=1.6.2.1.

Det bör noteras att överlag har oljepriset fyrdubblats under den studerade perioden. Under slutet av den studerade perioden präglades oljepriset av kraftig nedgång, vilket kan förklaras med en rad olika makroekonomiska faktorer. Ett exempel var förväntningar om milda temperaturer som fanns i USA, som därmed ledde till minskad efterfrågan på olja och lägre oljepris.

Hur våra Generalindex och branschindex varierar för respektive land visas i diagram 4.3.2.2 och 4.3.2.3 (sida 16-17). Observera det svenska generalindexet som ökade kraftigt under perioden 1999-2001, vilket kan förklaras av den s.k. IT-bubbla som då rådde inom svensk ekonomi. Notera att inget av våra valda branschindex följde med denna kraftiga ökning och inte heller det norska generalindexet påverkades av denna kraftiga ökning. Under oljeprisökningar följer både de svenska och norska indexen med, i Sverige är dock inte ökningen lika kraftig som i Norge. Under 2006 har de valda svenska indexen följt varandra mycket nära, vilket de norska inte gör i samma utsträckning.

4.3.2 Diagram på datamaterial

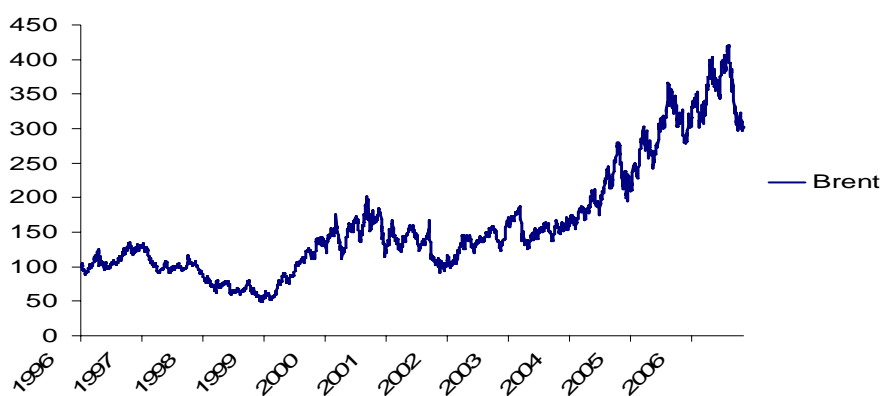


Diagram 4.3.2.1 Oljepriset.

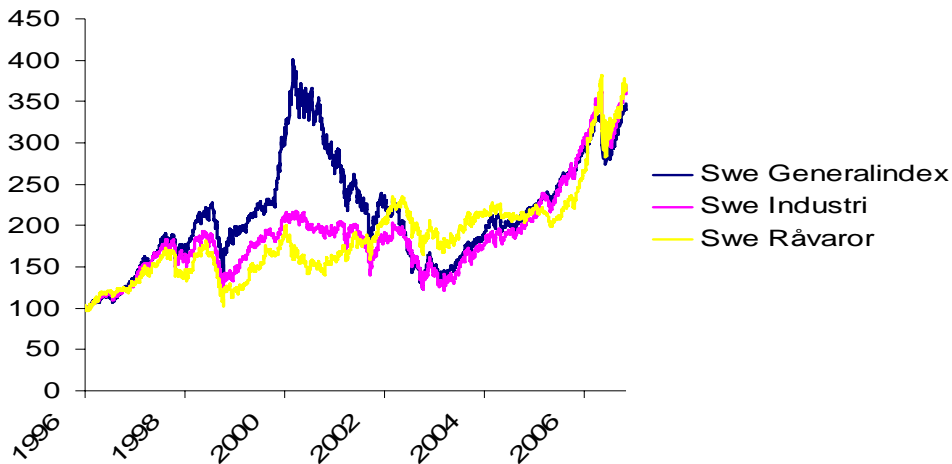


Diagram 4.3.2.2 Svenska index.

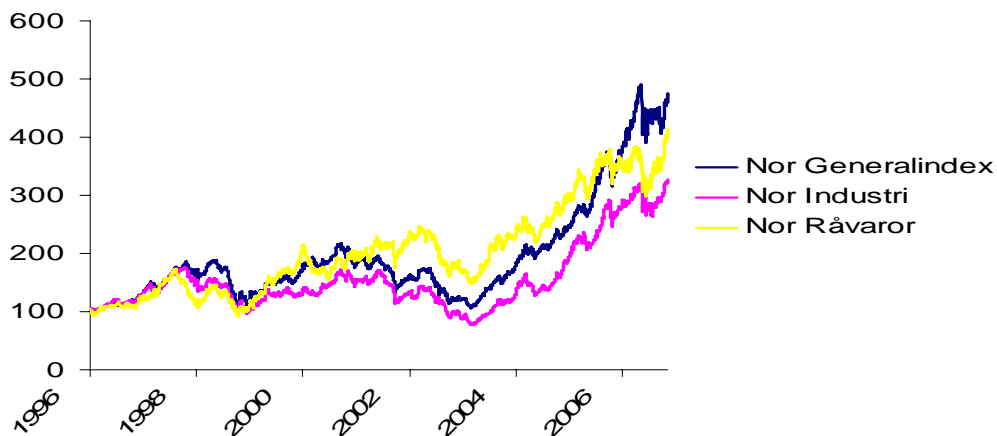


Diagram 4.3.2.3 Norska index.

4.3.3 Mjukvara

De statistiska tester som vi har utfört i studien är i huvudsak gjorda i *Eviews*. Vår förhoppning var att kunna genomföra större delen av studien i *Microsoft Excel*, men några steg in i arbetet insåg vi att *Eviews* var ett mycket bättre program att jobba med. *EcoWin* användes för insamling av de index som används i denna studie, beroende på att dess goda sökfunktioner tillät oss att finna de index vi sökte på ett tillfredsällande sätt.

4.3.4 Källkritik

Från Internet har vi hämtat vissa artiklar ur välrenommerade tidskrifter. Det vi tjänar på är att vi får tillträde till tämligen ny forskning. Nackdelar är dock att artikelförfattarens åsikter inte alltid är väl motiverade eller har förankring hos expertis inom området. Den tryckta litteraturen som vi använder oss av behandlar och illustrerar de sökta problemen och teorier på ett föredömligt sätt. *EcoWin* är en finansiell institution som sammanställer ekonomiska data och erbjuder sina tjänster till vitt spridda aktörer, såsom massmedia och näringsliv. Av den orsaken bedömer vi även denna källa som trovärdig.

4.4 Tester

4.4.1 Enhetsrot och teststatistikor

Första enhetsrotstestet på en tidsserie utfördes på 1970-talet av David Dickey och Wayne Fuller²⁰. Testet gick ut på att undersöka nollhypotesen $\emptyset = 1$ och mot hypotesen $\emptyset < 1$ i formeln $y_t = \emptyset y_{t-1} + u_t$, där man då fick ut hypotesen:

H_0 : Serien innehåller enhetsrot.

H_1 : Serien ä stationär.

I praktiken används nu för tiden regressionen $y_t = \gamma y_{t-1} + u_t$, där nollhypotesen ändras till $\gamma = 0$ istället för $\emptyset = 1$ till följd av $\emptyset - 1 = \gamma$. Orsaken till omskrivningen av regressionen är att det underlättar tolkningsarbetet och datahanteringen. Notera att eftersom hypotesen är för en enda parameter kan man använda sig av t –statistikan, Dickey-Fuller-fördelningen, för beslut om förkastning eller ej av nollhypotesen. I och med att alternativhypotesen är enkelsidig åt vänster förkastas hypotesen vid värden på t som är mindre eller mer negativa än det kritiska värdena från Dickey-Fuller-fördelningen²¹.

²⁰ Se Brooks (2002) sida 377.

²¹ Se Westerlund (2005) sida 207.

I denna studie använder vi oss av ett så kallat Augmented Dickey–Fuller (ADF) test som med hjälp av laggar suddar ut förekomsten av autokorrelation. Testen är fortfarande utfört på γ och man använder fortfarande samma kritiska värden som i det vanliga DF –testet.

Phillips-Perron (PP)²² enhetsrotstest liknar mycket ADF-testet, skillnaden är inkluderingen av en automatisk korrigeringsprocedur som tillåter autokorrelation i residualerna. I de flesta fallen ger ett PP-test och ett ADF-test samma resultat. Slutligen används ett stationärstest som heter Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), där nollhypotesen och mothypotesen är spegelvänd mot ADF och PP testen. En uppställning av hypoteserna blir²³:

ADF/PP

H_0 : y_t har enhetsrot
 H_1 : y_t har ej enhetsrot

KPSS

H_0 : y_t är stationär
 H_1 : y_t är ickestationär

Detta medför att vid en slutlig analys av enhetsrotstesterna visar utfallen förhoppningsvis en robust slutsats.

4.4.4 Autokorrelation

Vid grafisk undersökning om OLS-residualerna är autokorrelerade eller ej bör man lägga märke till några faktorer. Det skall inte finnas några systematiska variationer i residualernas spridning. Man skiljer också på positiv och negativ autokorrelation. Om det är positiv autokorrelation följs positiva residualer av ytterligare positiva residualer och tvärtom. Vid negativ autokorrelation följs positiva residualer istället av negativa residualer och tvärtom²⁴. För att vidare testa om autokorrelation råder kan man också använda Durbin- Watsosns test och/eller LM-test.

²² Se Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988).

²³ Se Brooks (2002) sida 384.

²⁴ Se Westerlund (2005).

5 Resultat

I detta kapitel presenteras först datakarakteristika för individuella index. Vi gör en närmre redogörelse för utformningen av testerna och sedan går vi igenom våra beräkningar och förklarar våra resultat.

5.1 Beskrivande Statistik

Nedan har vi sammanställt datakarakteristika över alla våra individuella index för att ge läsaren en bild av hur våra tidsseriesdata ser ut. Här framgår att på en ungefärlig 10-årsperiod så har 2832 observationer gjorts, där det mest anmärkningsvärda är att oljepriset (LBRENT) har den största standardavvikelsen och att generalindex för Norge är den enda serien som har negativ snedhet. Vid mitten av tabellen finner man beteckningen Jarque-Bera, vars värden används vid test om icke-normalitet²⁵.

Jarque-Beras har en χ^2 -fördelning men två frihetsgrader vilket ger för 5% -nivån ett kritiskt värde på 5,99.

Som skildrats i tabellen är alla Jarque-Beras -värden för varje individuellt index väldigt högt och vi förkastar alla nollhypoteser om att tidsserierna inte skulle vara normalfördelade.

De index som vi valt att behandla i denna studie har vi först logaritmerat enligt ekvation 5.1.1 för att få dem kontinuerligt sammansatta. Anledningen är att det då blir lättare att jämföra indexen sinsemellan.

$$\ln(I_{i,t}) \quad (5.1.1)$$

²⁵ Se Westerlund (2005) sida 134.

Vi kommer att benämna indexen enligt följande:

- LBRENT (Logaritmerade Brent oljeindex)
- LGENNO (Logaritmerade Generalindex Norge)
- LGENSV (Logaritmerade Generalindex Sverige)
- LINDNO (Logaritmerade Industriindex Norge)
- LINDSV (Logaritmerade Industriindex Sverige)
- LRAVNO((Logaritmerade Råvaruindex Norge)
- LRAVSV (Logaritmerade Råvaruindex Sverige)

Statistik	LBRENT	LGENNO	LGESV	LINDNO	LINDSV	LRAVNO	LRAVSV
Medelvärde	4.964811	5.194852	5.323127	4.988160	5.201119	5.243681	5.187907
Medianvärde	4.930637	5.135857	5.334094	4.940030	5.209478	5.230959	5.177618
Maximum	6.044598	6.195140	5.992215	5.788797	5.911068	6.024295	5.946441
Minimum	3.883668	4.605170	4.588265	4.333755	4.579079	4.496418	4.569128
Standard avv.	0.478214	0.377035	0.307903	0.318217	0.267154	0.375151	0.271106
Snedhet	0.280211	0.955634	-0.170992	0.780054	0.390418	0.132629	0.362632
Toppighet	2.590485	3.320511	2.556907	3.182259	3.348652	2.115903	3.164251
Observationer	2832	2832	2832	2832	2832	2832	2832
Jarque-Bera	56.84948	443.1693	36.96749	291.1247	86.28915	100.5348	65.25255
ADF	-1.058939	0.432817	-1.705905	0.066154	-0.885137	-0.689253	-0.752976
PP	-1.011976	0.254541	-1.697238	-0.118386	-0.816210	-0.702222	-0.772040
KPSS	4.942737	3.564225	1.771241	2.207493	3.265433	5.683445	5.287697
Augmented Dickey-Fuller			Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin			Phillips-Perron	
Test critical values:			Asymptotic critical values*:			Test critical values:	
1% level	-3.432470		1% level	0.739000		1% level	-3.432469
5% level	-2.862362		5% level	0.463000		5% level	-2.862362
10% level	-2.567252		10% level	0.347000		10% level	-2.567252

Tabell 4.1 Beskrivande statistik.

5.2 Stationaritetsstest

I ett stationaritetsstest är första steget att för varje individuellt index, utifrån datakaraktäristika, se huruvida serierna är stationära eller ej. Detta gör man med hjälp av testerna ADF och PP, som visar om dataserierna har enhetsrot eller inte, samt KPSS som visar förekomsten av stationaritet eller inte.

För att få en begriplig bild över dataseriernas egenskaper har vi ställt upp datakaraktäristika i tabell 4.1 (sida 21), där vi även har infogat de relevanta kritiska värdena för enhetsrots- och stationaritetsstest.

Kointegrationsanalysens första krav är att varje individuell tidsserie skall uppvisa icke-stationaritet eller enhetsrot. När vi studerar resultaten ser vi till en början vilka värden vi fått i ADF och PP testen. Dessa två tester har följande hypoteser: $H_0 : y_t$ har enhetsrot, $H_1 : y_t$ har ej enhetsrot. H_0 hypotesen förkastas när t -statistikerna är mindre eller mer negativa än det kritiska värdet²⁶. I dessa fem fall understiger inte test statistiska de kritiska värdena, så enhetsrotstestens nollhypoteser på de individuella index kan inte förkastas. Det tyder på att både utifrån ADF och PP- testerna har tidsserierna enhetsrot och är icke- stationära. Vi har även slutligen gjort ett KPSS test som har hypoteserna:

$H_0 : y_t$ är stationär

$H_1 : y_t$ är ickestationär

Tvärt emot föregående tester vill vi nu förkasta H_0 hypotesen för KPSS-testet. Detta sker om t-statistikerna är större än det kritiska värdet och i dessa fall förkastas alla H_0 hypoteser för samtliga index.

DeJong m.fl (1992) har undersökt vilket av ADF eller PP-testen som har bästa prestandan. Genom att titta på testernas operativa karaktäristika och rörliga medelfeltermer, kommer de fram till att det test som har den bästa prestandan är ADF-testet. Med beaktande av detta kan det tyckas överdrivet att göra tre test på samma problem, men icke desto mindre ger det tyngd åt vårt resultat.

²⁶ Se Brooks (2002) sida 377.

5.3 Autokorrelationstest

Nu kontrollerar vi om de sparade residualerna är autokorrelerade eller ej, med hjälp av den grafiska metoden som beskrivs i kapitel 4.4.4. De residualer som ligger till grund för fortsatt analys väljer vi att titulera enligt följande:

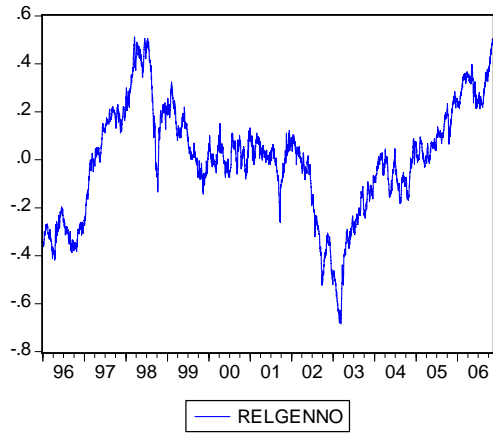
- RELGENNO (Residual Logaritmerade Generalindex Norge)
- RELGENSV (Residual Logaritmerade Generalindex Sverige)
- RELINDNO (Residual Logaritmerade Industriindex Norge)
- RELINDSV (Residual Logaritmerade Industriindex Sverige)
- RELRAVNO (Residual Logaritmerade Råvaruindex Norge)
- RELRAVSV (Residual Logaritmerade Råvaruindex Sverige)

Residualerna är framtagna ur regressioner mellan oljepriset och respektive index.

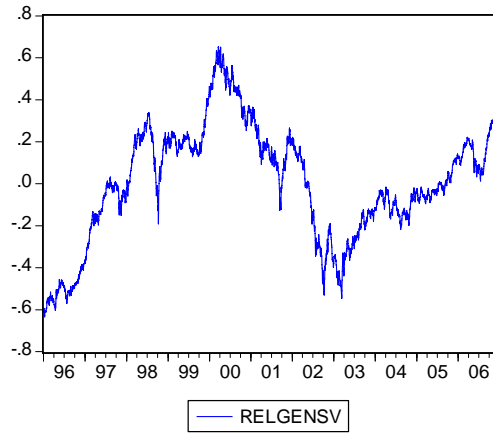
När man inspekterar figur 5.3.1 till 5.3.6 finner man att viss autokorrelation förekommer i merparten av figurerna, d.v.s. att de flesta residualerna är autokorrelerade. Residualerna svänger dessutom frekvent över sitt medelvärde, vissa mer än andra, som exempel RELRAVNO i figur 5.3.5. Det kan tolkas som att residualen skulle vara stationär²⁷, men å andra sidan är det stora skillnader mellan det maximala och minimala värdet vilket tyder på icke-stationäritet. Det vi vill klargöra med detta resonemang är att den grafiska uppskattningen är svårtolkad. I denna studie har hänsyn tagits till att viss autokorrelation föreligger, genom de tester vi valt genomföra.

Vi gör bedömningen att autokorrelationen inte stör vår kointegrationsanalys.

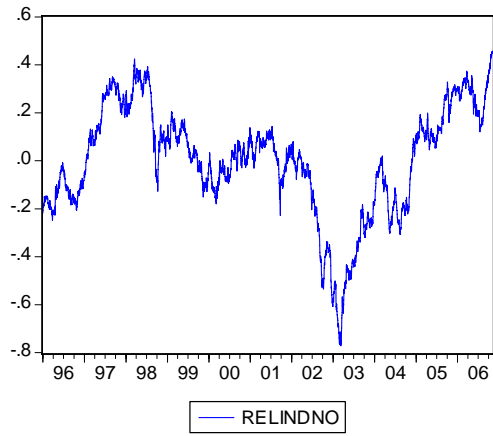
²⁷ Se Brooks (2002) sida 422.



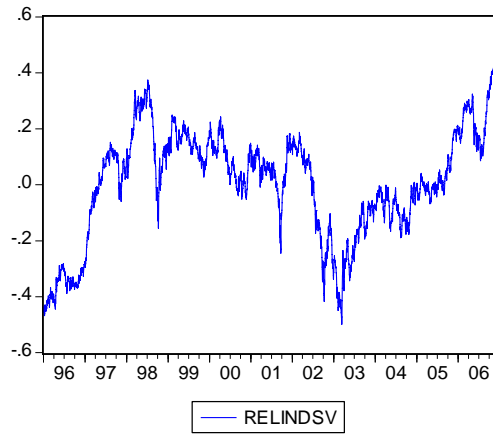
Figur 5.3.1



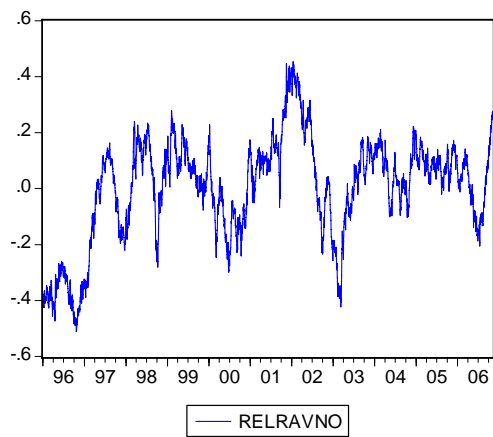
Figur 5.3.2



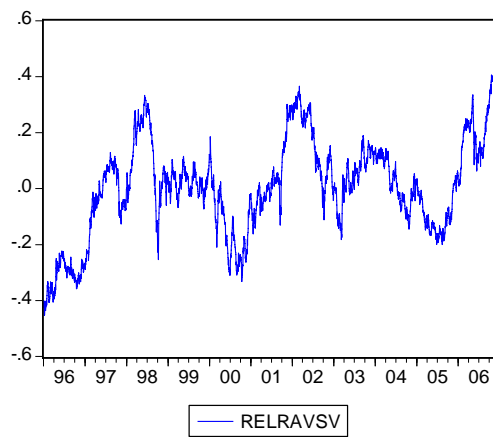
Figur 5.3.3



Figur 5.3.4



Figur 5.3.5



Figur 5.3.6

5.4 Kointegrationstest

Då en tidsserie är kointegrerad med oljepriset innebär det att oljan och indexet har en långtgående relation, där sambandet kanske inte syns på kort sikt men är tydlig med en längre tidshorisont. Genom att vi känner till från våra tester under punkt 5.2 att alla serier är icke-stationära, kan vi nu gå vidare till att undersöka om feltermen e_i i regressionsmodellens ekvation 5.1 är stationär eller ej.

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_i + e_i \quad (5.1)$$

För att testa feltermen har vi använt oss av dataprogrammet Eviews. När vi vill lösa problemet med att e_i är okänd, skattar vi först en OLS-regression 5.2 med index som den beroenden variabeln och oljepriset som den oberoende och en felterm e_i .

$$\text{Index}_i = c_1 + c_2 \text{oljan} + e_i \quad (5.2)$$

Steg två är nu att spara våra skattade OLS-residualer (e_i) och genomföra enhetsrots test för att se om residualerna är stationära eller inte. Är residualerna stationära finns det ett kointegrationssamband. Vi testar hypotesen att y_i och x_i inte är kointegrerade, mot alternativhypotesen att de är kointegrerade. Att vi har ersätt e_i med skattade e_i har ingen betydelse så länge vårt stickprov är tillräckligt stort²⁸.

I tabell 5.2 har vi sparat alla resultat från residualernas enhetsrotstest mellan oljepriset och valda index samt lagt till nödvändiga kritiska värden.

Resultaten som visas nedan säger oss att varken generalindex för Sverige eller Norge har någon kointegration med oljepriset (även om resultatet är marginellt). Detta gäller även för industriindexet i båda länderna. Residualerna från en regression mellan det norska råvaruindex och oljepriset gav däremot ett annat enhetsrotsresultat än föregående exempel. Vid en så hög kritisk nivå som 5 % kan man förkasta nollhypotesen att residualerna inte är stationära. Detta tyder på att det finns en kointegration mellan dessa två tidsserier.

²⁸ Se Westerlund (2005) sida 212.

När man går ner på en 10 % kritisk nivå kan vi finna ett långsiktigt samband mellan det svenska råvaruindexet och oljepriset. Kointegrationen är inte lika stark som mellan det norska råvaruindexet och oljepriset men tillräckligt godtagbart för att nämnas.

Det uppkommer inga resultat i enhetsrots testen där ADF och PP testen säger emot varandra utan testvärdena kompletterar varandra och ger trovärdighet åt analysen.

	RELGENNO	RELGENSV	RELINDNO	RELINDSV	RELRAVNO	RELRAVSV
ADF	-1.678840	-2.113572	-1.421945	-2.284805	-3.322743	-2.623208
PP	-1.737371	-2.083467	-1.462670	-2.249992	-3.202319	-2.690760

Augmented Dickey-Fuller		Phillips-Perron	
Test critical values:		Test critical values:	
1% level	-3.432470	1% level	-3.432469
5% level	-2.862362	5% level	-2.862362
10% level	-2.567252	10% level	-2.567252

Tabell 5.2.

6 Analys och slutsatser

I detta slutgiltiga kapitel analyserar vi resultaten från våra beräkningar, presenterar våra slutsatser samt ger förslag på vidare studier inom ämnet .

6.1 Analys

Vi har testat om ett långsiktigt samband förekommer mellan oljepriserförändringar och valda bransch/general -index. För att utreda huruvida detta förekommer har vi använt oss av kointegrationsanalys. Materialet vi har använt består av dagliga observationer av de sex indexen, samt oljeprisobservationer av brent oljan. Studien omfattar perioden 1997-01-01 till 2006-11-07. En sammanställning över resultaten av det slutliga steget i kointegrationsanalysen finns i tabell 6.1.

	ADF	PP	Kointegration 5%-nivå	Kointegration 10%-nivå
RELGENNO	-1.678840	-1.737371		
RELGENSV	-2.113572	-2.083467		
RELINDNO	-1.421945	-1.462670		
RELINDSV	-2.284805	-2.249992		
RELRAVNO	-3.322743	-3.202319	X	X
RELRAVSV	-2.623208	-2.690760		X

Tabell 6.1: Sammanställning av resultaten från kointegrationsanalysen.

Generalindex Norge

De båda enhetsrotstesten ADF och PP visar om stationäritet förekommer eller inte. Om stationäritet förekommer tyder det även på kointegration.

Båda testen visade att vi inte ska förkasta nollhypotesen, alltså är residualen inte stationär. Detta leder i sin tur till att det norska generalindexet inte är kointegrerat med oljepriset. Teststatistikans båda resultat är inte i närheten av de kritiska värdet

på fem eller tio procents nivå. En tänkbar anledning till att vi inte fann ett långsiktigt samband är att den norska börsen har andra tunga företag som har större inverkan på hur generalindex förändrar sig. När vi inledde denna studie antog vi att det skulle finna en stark kointegration mellan generalindex i Norge och förändringar i oljepriset. Orsaken till denna förmodan är att Norge är en stor oljeexportör och att tidigare studier påvisade ett samband.

Generalindex Sverige

Även för svenska generalindex så förkastar vi nollhypotesen för de givna signifikansnivåerna fem och tio procent. Resultaten visar att det inte förekommer kointegration mellan oljepriset och generalindex i Sverige, även om teststatistikans resultat är marginellt skild från de kritiska värdena. Detta kan förklaras med att det finns ett litet samband som exempelvis kan bero på att Norges investeringsvillighet i Sverige ökar när oljepriset går upp och vice versa. Liksom tidigare studier visar går det inte att påvisa ett kointegrationssamband mellan generalindex i Sverige och oljeprisförändringar. Detta kan bero på att Sverige domineras av företag inom Telecom och IT-branschen (t.ex Ericsson), som inte är alltför oljeberoende.

Industriindex Norge

Liksom hos generalindex, visar resultaten från teststatistikan för industriindex Norge att det inte förekommer någon kointegration mellan industriindex Norge och oljepriset. Teststatistikans värde för de båda testerna är långt ifrån de kritiska värdena på fem och tio procents nivå. En möjlig anledning till resultat kan vara att oljeproducerande och oljebaserade företag inte ingår som underliggande tillgång i detta index (se tabell 4.3 sida 15). Utfallet var som vi förväntade oss, beroende på att oljeproducerande företag saknades i indexet. Det kunde dock ha varit möjligt med kointegration i och med att oljan har så stor inverkan på den norska ekonomin.

Industriindex Sverige

Nollhypotesen förkastas här, även om teststatistikans resultat är marginellt skilt från de kritiska värdena på signifikansnivåerna. Det kan bero på att den svenska industrin till viss del är energikrävande samt att denna energikrävande industri utgör vår exportindustri. Detta för naturligtvis med sig stora energi-, produktions- och exportkostnader för svensk industri men är dock inte tillräckligt dominant för att vår

studie skall kunna konstatera att kointegration förekommer. Vårt resultat stämmer väl överens med vad vi hade förväntat oss. Kointegration hade emellertid kunnat förekomma, eftersom oljeprisfluktuationer är en av de makroekonomiska faktorer som påverkar svensk industri.

Råvaruindex Norge

Teststatistikans båda resultat visar att nollhypotesen förkastas på fem och tio procents nivå. Det finns således kointegration mellan råvaruindex Norge och oljepriset. Sambandet är det starkaste som vi funnit i denna studie. Hur skall vi förklara sambandet när vi vet att oljebranschen inte ingår som en underliggande tillgång i indexet? Eventuellt kan det förklaras genom att när oljeintäkterna i Norge ökar på grund av stigande oljepris, ökar även den inhemska efterfrågan och orderingången på råvaror. Resultatet blir att den dominanta underliggande tillgången byggmaterial i detta index ökar.

Råvaruindex Sverige

Kointegrationsstudien visar att för svensk del finns ett långsiktigt samband mellan oljeprisets fluktuationer och det svenska råvaruindexet på tio procentig nivå. En möjlig förklaring till detta kan vara att Sverige har en tung råvaruindustri som är kraftigt energiberoende. Inför vår studie var vi starkt influerade av massmedias syn på att ett starkt samband fanns mellan oljeprisförändringar och förändringar i den svenska råvaruindustrin men vad sambandet beror på är svårt att säga. Det kan härröra från att en global efterfrågeökning på olja leder till en större efterfrågan på produkter från svensk råvaruindustri, dvs. produkter från gruv- och skogsindustrin.

6.2 Slutsatser

Syftet för denna uppsats var att utreda huruvida ett långsiktigt samband förekommer mellan oljeprisförändringar och valda bransch/general -index. Vi erhöll att kointegration förekommer mellan oljeprisfluktuationerna och svenskt samt norskt råvaruindex.

Avslutningsvis vill vi göra några generella påpekanden. Hur det kan komma sig att Sverige och Norges generalindex inte är kointegrerade med oljepriset kan möjligen förklaras makroekonomiskt. Under en rådande högkonjunktur är företagen ansträngda

av höga energikostnader, samtidigt ökar orderingången då världsefterfrågan ökar. Dessutom finns den psykologiska påverkan som oljepriset har på världsekonomin vilken är svår att förklara. Några som berört ämnet är Nobelpristagarna i ekonomi år 2002, Kahneman och Smith som studerat psykologiska faktorerers inverkan på ekonomin. Vi vill med detta poängtera att det finns ett otal påverkande faktorer på ekonomin som är svåra att förklara och att enstaka statistiska relationer är svårfunna, vilket vi har konstaterat i denna studie.

6.3 Vidare studier

Den effekt som oljeprisets fluktuationer har på den svenska ekonomin är värd vidare undersökning. En av flera möjliga naturliga fortsättningar kan vara att undersöka om oljeprisfluktuationerna påverkar andra områden inom den svenska ekonomin än aktieindex. Att utöka våra modeller med ytterligare oberoende variabler, exempelvis en rad olika råvaruindex, kan vara ett sätt vilket då skulle resultera i att undersöka råvarumarknadens effekter på den svenska ekonomin. Intressant vore även att använda sig av mera avancerade metoder för att finna ett långsiktigt samband mellan oljeprisfluktuationerna och den svenska ekonomin. Ett exempel vore att genomföra ett Johansen kointegrationstest baserat på en VAR modell. För vidare fördjupning inom området och hur framtidens energi problem kommer att påverka oss rekommenderar vi *Future Energy* (2007) av Bill Paul.

Slutligen vill vi tacka vår handledare Ph.D. Associate Professor (Docent) Hans Byström och Joakim Westerlund, vid Nationalekonomiska Institutionen vid Ekonomihögskolan på Lunds Universitet för god vägledning under arbetets gång.

Lund 2007

Referenser

Tryckta källor

Affärsvärden (14/7, 2006). *Oljepriset pressade Wall Street*.

Brooks Chris (2002). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, Cambridge, Storbritannien.

DeJong, D., Nankervis, J., Savin, N., & Whiteman, C. (1992). *The power problems of unit root tests in time series with autoregressive errors*. *Journal of Econometrics*, 53, 323–344.

Gisser, M., Goodwin, T.H., 1986. *Crude oil and the macroeconomy: tests of some popular notions*. *J. Money, Credit, Bank.* 18 _1., 95]103.

Halvorsen, K., 1992. *Samhällsvetenskaplig metod*. Studentlitteratur, Lund.

Hamilton, J.D., 1983. *Oil and the macroeconomy since World War II*. *J. Polit. Econ.* 92 _2., 228]248.

Hammoudeh Shawkaat och Li Huimin (2005). *Oil Sensitivity and Systematic Risk in Oil-Sensitive Stock Indices*. *Journal of Economics and Business* 57:1-21.

Hammoudeh S, E Aleisa (2002). *Relationship between spot/futures prices of crude oil and equity indisses for oil-producing ekonomies and oil-related industries*. *Arab Economic Journal* 11(27), 2002, 37-62.

Huang, R.D., Masulis, R.W., Stoll, H.R., 1996. *Energy shocks and financial markets*. *J. Futures Mark.* 16 (1), 1-27.

Jones, C., & Kaul, G. (1996). *Oil and stock markets*. *Journal of Finance*, 51(2), 463–491.

Papapetrou, E. (2001). *Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece*. *Energy Economics*, 23, 511–532.

Sadorsky Perry (1999). *Oil Price Shocks and Stock Market Activity*. *Energy Economics* 21:449-460.

Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). *Testing for a unit root in time series regression*. *Biometra*, 75, 335–346.

Schwartz, T. V., & Szakmary, A. C. (1994). *Price discovery in petroleum markets: arbitrage, cointegration and the time interval of analysis*. *The Journal of Futures Markets*, 14(2), 147–167.

Westerlund, Joakim (2005), *Introduktion till Ekonometri*. Studentlitteratur.

Elektroniska källor

The Sveriges Riksbank Prize in Economic Sciences in Memory of Alfred Nobel 2002.
Nerladdat den 5 december 2006, från
http://nobelprize.org/nobel_prizes/economics/laureates/2002/public-sv.html

United Nations Populations Division (2005). *Befolkningsstatistik*.
Nedladdad den 30 november 2006, från
<http://esa.un.org/unpp/>

US Energy Information Administration (2004). *World Petroleum Consumption 1980-2004*.
International Energy Annual 2004. Nedladdad den 30 november 2006, från
<http://www.eia.doe.gov/emeu/international/oilconsumption.html>