



Lunds universitet

Ekonomihögskolan

Är gröna energibolag i det gröna?

En studie om relationen mellan oljepriset och gröna energibolags aktiepriser

Hampus Åkerstrand

Carl-Johan Östblom

25 maj 2016

Kandidatuppsats

Nationalekonomiska institutionen

Handledare: Dag Rydorff

Sammanfattning

Titel	Är gröna energibolag i det gröna? – En studie om relationen mellan oljepriset och gröna energibolags aktiepriser
Seminariedatum	31 maj 2016
Kurs	NEKH01
Författare	Hampus Åkerstrand och Carl-Johan Östblom
Handledare	Dag Rydorff
Nyckelord	VAR, gröna energibolag, olja, index
Syfte	Denna uppsats syfte är att undersöka relationen mellan oljepriset och europeiska gröna energibolags aktiepriser för att således utgöra ett underlag för investerare och beslutsfattare.
Metod	Metoden denna uppsats bygger på är en kvantitativ studie. Genom att skapa ett index för europeiska gröna energibolag undersöks relationen mellan deras pris och priset på Brent råolja. Detta genomförs med hjälp av olika ekonometriska tester men med fokus på en vektor autoregressiv modell.
Teoretiskt perspektiv	Uppsatsen bygger på tidigare forskning kring oljeprisfluktuationer, gröna energibolag och tidigare appliceringar av vektor autoregressiva modeller.
Empiri	Uppsatsens empiri består av veckobaserad sekundärdata från Thomson Reuters Datastream.
Slutsats	I denna uppsats presenteras resultat som indikerar att oljepriset inte har en statistisk signifikant påverkan på europeiska gröna energibolags aktiepriser. Detta resultat skiljer sig från en liknande amerikansk studies resultat. Däremot ser vi att det index som vi skapar uppvisar signifikanta effekter på oljepriset i olika tester. Resultatet tolkas med försiktighet på grund av heteroskedasticitet i data och för att förändrad efterfrågan på olja i Europa kan utgöra den bakomliggande orsaken till sambandet.

Innehåll

Förkortningar och Noteringar	5
1 Introduktion	6
2 Bakgrund	10
2.1 Oljeprisfluktuationer	10
2.1.1 Orsaker bakom oljeprisfluktuationer	10
2.2 Tidigare forskning	12
2.3 Gröna energibolag	14
2.4 Imperfekta substitut	16
3 Data	17
3.1 G-INDEX: Index för europeiska gröna energibolag	17
3.2 Oljepriset	20
3.3 Teknologiindex STOXX® Europe 600 Technology	20
4 Metod	22
4.1 Vektor autoregressiv modell (VAR)	22
4.2 Enhetsrotstest	22
4.2.1 Kointegration	24
4.3 VAR:s uppbyggnad	24
4.3.1 Antalet laggar	26
4.3.2 Variablernas konstruktion	26
4.4 Heteroskedasticitet	27
4.5 Autokorrelation	28
4.6 Multikollinearitet	29
4.7 Granger-kausaltitet	30
4.8 Impulsresponsfunktion	31
5 Resultat	33
5.1 Enhetsrotstest	33
5.2 Kointegrationstest	36
5.3 Vektor Autoregressiv Modell (VAR)	36
5.3.1 Val av antalet laggar	36
5.3.2 Autokorrelation, heteroskedasticitet och multikollinearitet	38
5.3.3 VAR med två laggar	43

5.3.4	Granger-kausaltet	46
5.3.5	Impulsresponsfunksjon	47
5.4	Sammanfattning av resultat	49
6	Diskussion	50
6.1	Vidare forskning	52
6.2	Avslutning	53
7	Referenser	54

Förkortningar och Noteringar

AIC: Akaike Informationskriterium

ADF: Augumented Dickey-Fuller

BNEF: Bloomberg New Energy Finance

EMEA: Europa Mellanöstern och Asien

ERIX: European Renewable Energy Index

G-INDEX: Aktieprisindex över europeiska gröna energibolag

HAC: Newey-West heteroskedasticitet och autokorrelation konsekventa standardfel

IEA: International Energy Agency

IRF: Impulsresponsfunktion

NREL: National Renewable Energy Laboratory

MK: Minsta Kvadratmetoden

OIL: Avistapriset på Brent råolja

OPEC: Organization of the Petroleum Exporting Countries

SC: Schwarz Informationskriterium

STX6: Europeiska teknologiaktieindexet STOXX® Europe 600 Technology

VAR: Vektor Autoregressiv Modell

VECM: Vector Error Correction Model

VIF: Varians Inflationsfaktorer

WEC: World Energy Council

(-1): En tidsperiods laggat värde

(-2): Två tidsperioders laggat värde

1 Introduktion

Förnybar energi har under 2000-talet blivit ett av de snabbast växande segmenten inom den globala energiindustrin. Ökad oro för klimatförändringar är en fundamental drivande faktor för utvecklingen av förnybar energiproduktion, men 2000-talets utveckling har även föranletts av en stark teknikutveckling som kostnadseffektiviserat produktionen av förnybar energi i jämförelse med andra energikällor (Sadorsky, 2012). Under år 2013 var tillväxttakten i energikapaciteten för förnybar energi den största hittills. Med en estimerad tillväxt på 240 terawattimmar utgjorde förnybar energi nästan 22 procent av den globala energiproduktionen, vilket kan jämföras med en andel på 21 procent vid år 2012 och 18 procent år 2007. År 2015 uppnådde den förnybara energiproduktion samma nivå som produktionen av naturgas (International Energy Agency, 2014). Samtidigt som förnybar energi når nya kostnadseffektiva nivåer har ett antal OECD-länder, som utgör nyckelmarknader för förnybar energi, uppvisat en politisk tvetydighet kring den fortsatta utvecklingen. Trots kostnadseffektiviseringar och en kontinuerlig teknikutveckling utgör politiska beslut en vital del för den fortsatta tillväxten av förnybar energi, delvis till följd av tydliga långsiktiga riktlinjer för energianvändningen som stimulerar investeringar till kapitalintensiva förnybara energikällor (Abdelilah et al. 2014). Utökad användning av förnybar energi är ett omdebatterat ämne bland världens alla länder, men samtidigt är den politiska riktlinjen i EU relativt tydlig som vi kan se i nedanstående citat från José Manuel Barroso, Europeiska Kommissionens Ordförande år 2004-2014.

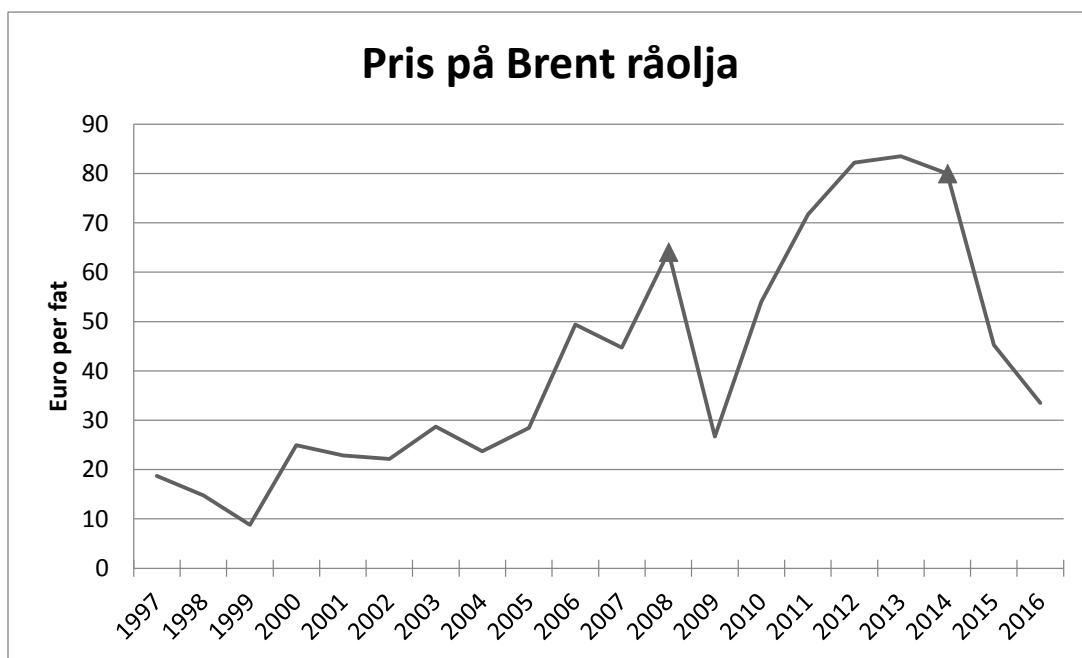
"Climate action is central for the future of our planet, while a truly European energy policy is key for our competitiveness. Today's package proves that tackling the two issues simultaneously is not contradictory, but mutually reinforcing. It is in the EU's interest to build a job-rich economy that is less dependent on imported energy through increased efficiency and greater reliance on domestically produced clean energy. ... the renewables target of at least 27 % is an important signal: to give stability to investors, boost green jobs and support our security of supply" (Europeiska Kommissionen, 2014b).

Det ovanstående citatet berör Europeiska Kommissionens klimatmål för år 2030. Europeiska Kommissionens före detta ordförande anser att ökade klimatsatsningar och utökad användning av förnybara energikällor ska likställas med en utveckling av medlemsstaternas konkurrenskraft (Europeiska Kommissionen, 2014b). Om EU:s målsättning är att medlemsländerna i högre grad

ska förlita sig på förnybar energi kan detta utgöra tydliga signaler och drivkrafter för fortsatta investeringar i denna sektor.

Under samma år som Barroso gav detta uttalande inträffade en prischock på oljemarknaden. Prisfallet ägde rum under senare delen av år 2014, och inträffade efter en period av relativt stabil oljepristillväxt sedan år 2009. Olja är en av de viktigaste råvarorna i världen och har sedan länge studerats, dels till följd av att oljan präglats av plötsliga prisfluktuationer. Oljan har även stor betydelse för framtida investeringsbeslut. Det råder en viss osäkerhet kring hur den framtida tillgången på olja ser ut, hur stora oljereserver som finns samt när den maximala utvinningshastigheten uppnås. Att olja är en ändlig resurs är alla mer eller mindre överens om, kring frågan hur länge resurserna räcker råder det dock stora skillnader i uppfattning.

Som tidigare nämnt har oljan länge präglats av plötsliga prisfluktuationer. År 2008 inträffade ett liknande prisfall som vi kan se i nedanstående figur 1.1, där båda prisfallen år 2008 och år 2014 markerats.



Figur 1.1. Prisutveckling för Brent råolja mellan 1997-2016 illustreras i euro per fat. Oljeprisfallen 2008 och 2014 markeras med ▲. Källa: Thomson Reuters Datastream

Prisfallet år 2008 gavs stor uppmärksamhet då finanskrisen inträffade kort därefter, något som skapade spekulationer om ett kausalt samband. På samma sätt har även oljeprisfallet år 2014 föranlett ett stort intresse samt en oro för dess ekonomiska konsekvenser.

Samtidigt som oljepriset skapar ekonomisk oro kvarstår den europeiska ambitionen om att förlita sig mer på förnybar energi. Om ett prisfall i olja medför positiva effekter för investeringar i gröna energibolag kan oron kring oljeprisfluktuationer möjligtvis vara felplacerad i detta avseende. Likväl kan relationen mellan oljepriset och aktiepriser för gröna energibolag i Europa utgöra ett underlag för beslutsfattare samt ge en indikation på hur den framtida utvecklingen av grön energi kan utformas. Tidigare forskning kring relationen mellan oljepriset och aktiemarknaden är kluven och utgår ofta från den amerikanska marknaden. På grund av dessa anledningar är syftet med denna uppsats att undersöka relationen mellan oljepriset och gröna energibolags aktiepriser i Europa.

Metoden denna uppsats applicerar för att undersöka relationen mellan oljepriset och aktiepriser för europeiska gröna energibolag utgår från en vektor autoregressiv modell med historisk prisdata. Analysen av modellens resultat och variablernas relation fördjupas med hjälp av ett Granger-kausalttest och en impulsresponsfunktion. Resultatet visar att oljepriset har en insignifikant påverkan på gröna energibolags aktiepriser samtidigt som gröna energibolags aktiepriser har en påverkan på oljepriset. Detta resultat tolkas med försiktighet på grund av heteroskedasticitet i data och modellens struktur.

Denna uppsats inleds med att redogöra en empiriskt belagd bakgrund till oljeprisfluktuationer samt gröna energibolag i kapitel 2. I detta kapitel presenteras även tidigare forskning för att ge läsaren en förståelse kring tidigare teorier och resultat. I enlighet med tidigare forskning inkluderas priset på ett teknologiindex, STOXX® Europe 600 Technology, i modellen för att även undersöka relationen mellan gröna energibolag och teknologiindustrin i Europa. Därefter i kapitel 3 presenteras de data som används. I kapitel 4 beskrivs de modeller som appliceras, med fokus på en vektor autoregressiv modell för att undersöka relationen mellan oljepriset och gröna energibolags aktiepriser. Denna modell är sällan använd på grundnivå på grund av dess komplexitet och således ges en ingående förklaring av modellens bakomliggande teori och dess applicering för att ge läsaren en god förståelse kring vektor autoregressiva modellers uppbyggnad. Därefter presenteras modellens resultat i kapitel 5 och slutligen förs en diskussion

rörande uppsatsens resultat i kapitel 6, tillsammans med förslag till vidare forskning och en avslutning.

2 Bakgrund

2.1 Oljeprisfluktuationer

Oljeprisfluktuationer har sedan länge betraktats som en indikation på ekonomisk orolighet i världen. Oljan har uppvisat en påtaglig ekonomisk betydelse för alla världens länder, och därför har råvarans prisfluktuationer både ett stort politiskt, så väl som ett ekonomiskt intresse.

Omfattande analyser av oljeprisfluktuationer har genomförts sedan efterkrigstiden, då storleken på oljans utvinning och handel blev av väsentlig betydelse för världsekonomin (Yan, 2012).

Genom dessa analyser har oljans prisfluktuationer kopplats till många makroekonomiska faktorer för både exporterande och importerande länder. Däremot saknas konsensus kring vilken inverkan oljans prisfluktuationer har på olika aktiemarknader. Vissa studier visar en negativ korrelation mellan oljepriset och aktiemarknader samtidigt som andra studier konstaterat dessa som oberoende av varandra (Kilian och Park, 2009).

För att undersöka oljeprisets relation till aktiepriser för gröna energibolag i Europa presenterar denna uppsats inledningsvis de bakomliggande faktorerna som orsakar prisfluktuationerna på oljemarknaden.

2.1.1 Orsaker bakom oljeprisfluktuationer

De bakomliggande orsakerna till oljeprisfluktuationer är många, och har analyserats ingående i flera studier. Utöver de faktorer som presenteras nedan, är det sannolikt att det existerar ytterligare faktorer som kan ha en inverkan på oljepriset, till exempel politiska beslut eller omvärldshändelser. Dessutom har de faktorer som presenteras påverkat oljepriset i skiftande utsträckning och annorlunda i utformning beroende på vilken urvalsperiod som studeras. Det är dock väsentligt att ge en övergripande redogörelse av de bakomliggande orsakerna till oljeprisfluktuationer, då dessa tillför en konkret koppling mellan råvaran och gröna energibolag.

Oljemarknaden är global vilket gör att förändringar i globalt utbud eller global efterfrågan orsakar förändringar i oljepriset. De bakomliggande orsakerna till förändringar i globala marknadskrafter är för många för att alla räknas upp i denna uppsats, men vissa av orsakerna kan fortfarande ge betydelsefulla förklaringar till oljeprisfluktuationer. Global efterfrågan på många olika industriella råvaror höjdes drastiskt under tidigt 70-tal. Orsaken till efterfrågehöjningen var att USA, Europa samt Japan för första gången under efterkrigstiden befann sig i en gemensam

högkonjunktur vilket gjorde att efterfrågan och således priset på olja höjdes. Samtidigt som dessa länder befann sig i högkonjunktur, infördes arabiska oljeembargot år 1973. Detta begränsade kraftigt utbudet av olja vilket medförde att det globala oljepriset steg kraftigt. Detta utgör ett exempel på hur oljemarknaden påverkas av flera faktorer simultant (Kilian, 2014).

Oljemarknaden karaktäriseras även av dess spekulativa utformning. Oljespekulationer fick stor uppmärksamhet i början av år 2008, då råvarans pris rasade delvis till följd av en utbredd spekulation. Antagandet om att spekulation orsakar oljeprisfluktuationer bör dock göras med försiktighet, då investeringsviljan på oljemarknaden till viss del utgår från utbud och efterfrågan på olja. Men trots detta har spekulationer på oljemarknaden en inverkan på oljepriset. Om finansiell spekulation påverkar framtida terminspriser ändras oljeproducenters incitament till produktion, vilket i sin tur påverkar oljemarknadens utbudssida, och således oljepriset (Juvenal och Petrella, 2014).

Det senaste oljeprisraset som inträffade år 2014 kom efter en period av relativt stabila priser kring 80 euro per fat. Efter prisraset sjönk oljepriset till uppseendeväckande låga nivåer under 40 euro per fat som vi kan se i figur 1.1. Den främsta anledningen till detta prisras bedöms vara en utbudschock orsakad av Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC) men också till följd av att världsekonomiska tillväxtutsikter fallit något under förväntade nivåer (Sveriges Riksbank, 2015).

Det är möjligt att priset år 2014 har gett upphov till finansiella följd effekter som kan vara gynnsamma för andra tillgångar på energimarknaden. Till skillnad från tidigare prisfall under 1900-talet har energimarknaden utvecklats kraftigt under 2000-talet. Genom stora satsningar på forskning och utveckling på nya energikällor har framsteg resulterat i flera substitut till oljan, exempelvis biobränslen med mera. Genom fortsatt teknikutveckling och ökad kostnadseffektivisering såväl i produktionsledet som i användarledet utgör dessa substitut till de mer traditionella energiinvesteringarna som oljan (Baffes et al. 2015).

I nästa del av denna uppsats diskuteras de ekonomiska effekter oljeprisfluktuationer har enligt tidigare forskning.

2.2 Tidigare forskning

Oljeprisfluktuationer skapar finansiella följeffekter för de länder och aktörer som har en koppling till oljepriset. Uppvisar oljan en hög prisvolatilitet kan detta leda till att kapital allokeras till investerare med andra spar-, investerings- och riskpreferenser. Dessutom innebär ett lägre oljepris en real inkomsthöjning för företag och hushåll i oljeimporterande länder. Ett prisfall kan utgöra en strategisk möjlighet att omplacera statliga medel i länder där oljan är subventionerad. När det globala oljepriset sjunker blir en statlig subvention av ringa betydelse i jämförelse med tider av högre oljepriser (Husain et al. 2015).

I en av de tidigare studierna kring oljans ekonomiska innebörd beskriver Hamilton (1983) problematiken med USA:s känslighet för förändringar på oljemarknaden. Hamilton visar hur nästan varje lågkonjunktur i USA, under efterkrigstiden, inträffade efter en kraftig uppgång i oljepriset. Detta resultat är inte i enlighet med de diskussioner som fördes kring oljepriset och finanskrisen år 2008. Hamiltons resultat blev delvis bekräftat av Burbidge och Harrison (1984) som genom en applicering av en vektor autoregressiv modell visar att oljeprischocken under mitten av 1970-talet förvärrade den dåvarande amerikanska lågkonjunkturen. I takt med att oljans priseffekter fick ett etablerat intresse visade Mork (1989) i en vidareutveckling av Hamiltons tes att en relationsasymmetri existerar mellan oljans prisfluktuationer och ekonomin. Mork menar att en oljeprisnedgång inte har samma effekt på ekonomin och dessutom inte samma statistiska signifikans som ett plötsligt stigande oljepris. Sadorsky (1999) visar med hjälp av en vektor autoregressiv modell att oljepriser och dess volatilitet påverkar reala avkastningen på aktiemarknader i USA.

I en rapport från Federal Reserve Bank of Cleveland av Pescatori och Mowri (2015), undersöks aktieavkastningens relation till oljepriset i USA. Studien diskuterar teorin om ett högre oljepris är synonymt med en ökad rörlig kostnad för företag, vilket förorsakar en negativ effekt på företagsvinster och således aktiepriser. Rapportens författare ifrågasätter detta resonemang och menar att ett högre oljepris kan återspegla en högre efterfrågan på drivmedel till följd av en växande ekonomi vilket betyder att den ovannämnda kausaliteten mellan oljan och amerikanska ekonomin inte gäller. Högre oljepris kan således ge en indikation på ökade företagsprestationer vilket därmed ökar efterfrågan på drivmedel och således oljepriset. Rapporten gör ett avslutande konstaterande att det existerar en skiftande korrelation mellan oljepriset och amerikanska börsen.

Under tidsperioder då USA var mer beroende av olja har alla sektorer på aktiemarknaden uppvisat en större känslighet för prisfluktuationer än när landet förlitat sig mer på andra tillgångar. Studien visar även att korrelationen mellan oljepriset och amerikanska börsen är generellt negativ, dock i varierande utsträckning och beroende på vilken sektor som studeras (Pescatori och Mowry, 2015).

Resultatet från Pescatori och Mowry (2015) angående den skiftande relationen till oljepriset utifrån landets beroendeställning är viktigt att poängtera. De tidigare studierna kring oljeprisfluktuationer har till skillnad från idag studerat ett marknadsförhållande där beroendet av olja var högre än vad det är idag. På grund av att energiintensiteten i världen har minskat de senaste decennierna bör historiska prisfall tolkas med viss aktsamhet i dagsläget (Sveriges Riksbank, 2015). Trots detta utgjorde oljan cirka 40 procent av världens totala energikonsumtion år 2012 vilket innebär att oljan fortfarande är av stor betydelse för världsekonomin (Yan, 2012). Park och Ratti (2008) undersöker real aktieavkastning i USA och i 13 europeiska länder med oljeprisfluktuationer som utgångspunkt. Deras resultat visar att oljeprischocker har en statistiskt signifikant effekt på reala aktieavkastningar i de undersökta europeiska länderna, dock i varierande omfattning.

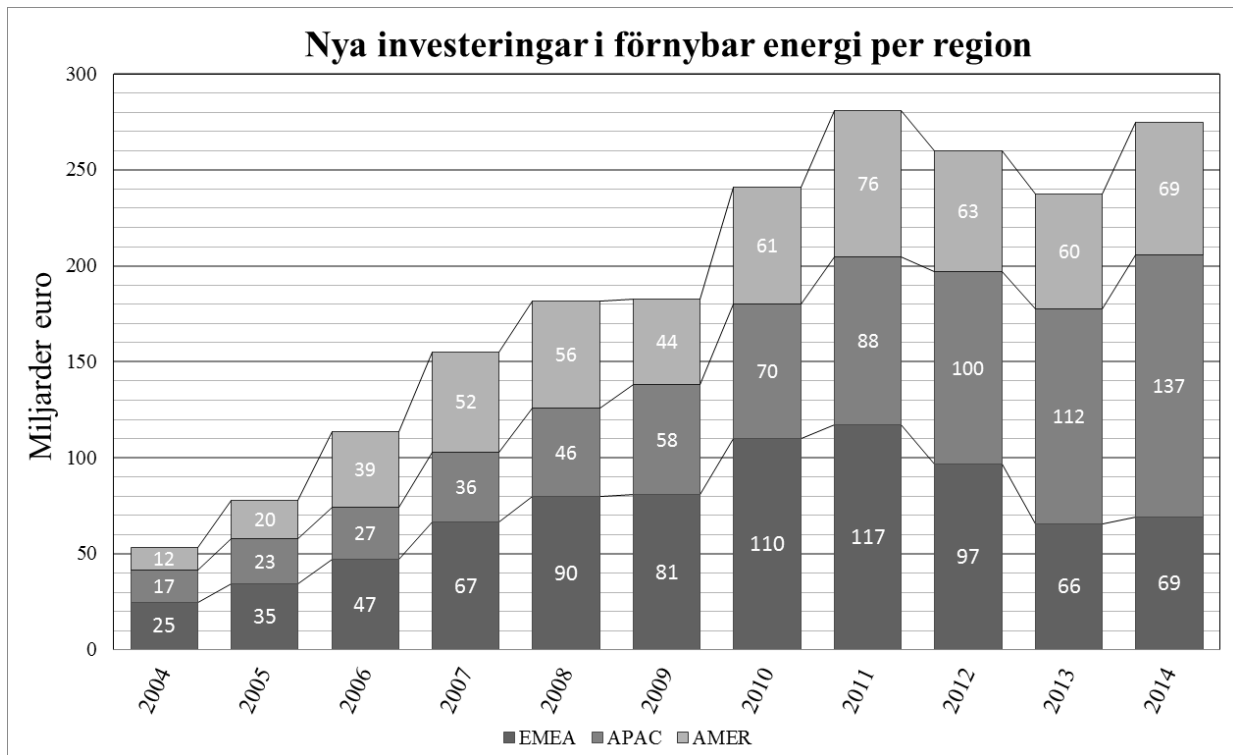
I en studie gjord av Henriques och Sadorsky (2008) undersöks relationen mellan amerikanska gröna energibolags aktiepriser och oljepriset. Denna studie visar med hjälp av en vektor autoregressiv modell att förändringar i oljepriset kan föranleda förändringar i gröna energibolags aktiepriser. Dessutom visar studien hur hastiga prisförändringar i ett amerikanskt teknologiindex har en större inverkan på gröna energibolags aktiepriser än vad oljeprischocker har. Utifrån detta resultat är det väsentligt att isolera den effekt europeiska teknologimarknaden har på gröna energibolag från den effekt oljepriset har på gröna energibolag. Likt Henriques och Sadorsky (2008) inkluderar denna kandidatuppsats modell historiska priser på ett europeiskt teknologiindex för att undersöka europeiska teknologimarknadens effekter på gröna energibolags aktiepriser.

Oljeprisfluktuationers effekter utifrån tidigare forskning kan summeras som varierande beroende på vilken tidsperiod och vilka aktörer som studeras. Relationen till oljepriset för länder och företag är bunden till deras beroendeställning till råvaran och således skiljer sig oljeprisfluktuationers effekter mellan olika aktörer.

Vi har inte påträffat någon studie som undersöker relationen mellan oljepriset och aktiepriser för gröna energibolag i Europa. Företag som är verksamma inom oljebranschen är i synnerhet beroende av oljeprisets utveckling. Det är samtidigt möjligt att oljeprisfluktuationerna under 2000-talet har konsekvenser för andra företag som inte är direkt kopplade till oljans pris, exempelvis gröna energibolag, i enlighet med de resultat som presenterats i amerikanska studier. Eftersom världens framtida tillgång av olja är osäker samtidigt som råvaran uppvisar kraftiga fluktuationer i pris är oljan en energikälla av strategisk innebörd för alla världens länder (Yan, 2012).

2.3 Gröna energibolag

En vedertagen beskrivning av långsiktig, hållbar utveckling är att dagens konsumtion anses hållbar om man kan bemöta rådande efterfrågan utan att framtida generationer blir lidande (Harlem Brundtland, 1987). Enligt en studie av World Energy Council (WEC) beräknas världens energibehov år 2020 vara 50-80 procent högre än behovet år 1990 om dagens konsumtionsmönster inte ändras. Denna prognos föranleder ett ökat intresse för förnybara energikällor, en ökad energieffektivisering i alla led och en global genomlysning av energianvändningen för att skapa en hållbar utveckling. Även ur ett politiskt perspektiv finns det en internationell vision om att minska beroendet av fossila bränslen. Europeiska Unionen har som mål att minska förbrukningen av fossila bränslen med 20 procent samt öka användandet av förnybara energikällor till 20 procent till år 2020, jämfört med tidigare beräknade nivåer (Europeiska Kommissionen, 2014a). Som vi kan se i figur 2.1 har nya investeringar i förnybar energi överlag ökat mellan perioden år 2004-2014.



Figur 2.1. Nya investeringar i grön energi i miljarder euro per region för Europa, Mellanöstern och Asien (EMEA), Asien-Stillahavsområdet (APAC), Amerika (AMER). Källa: (Mills, 2015)

Figur 2.1 visar hur investeringar i förnybar energi har förändrats mellan åren 2004-2014, där den nedersta delen av staplarna symboliserar Europas, Mellanösterns och Asiens (EMEA) andel av regionernas totala investeringar. År 2011 genererade förnybara energislag 20 procent av världens totala energiproduktion och enligt International Energy Agency (IEA) beräknas denna andel uppgå till 25 procent år 2018 (Nyquist, 2015). För Europa ser dessa siffror dock annorlunda ut. År 2014 var det svagaste året för investeringar på den europeiska energimarknaden sedan år 2006. Enligt Bloomberg New Energy Finance (BNEF) beror minskningen främst på en avtagande investeringstakt i Tyskland, till följd av olika energipolitiska beslut. De tyska investeringarna i förnybar energi minskade med 42 procent vilket resulterade i en total nedgång i Europa med 18 procent (Shankleman, 2016). Att andelen förnybar energi ökar i stora delar av världen medför dock att produktionen av komponenterna till de gröna kraftverken blir billigare vilket troligtvis kommer ge en effekt även i framtiden. I en rapport från National Renewable Energy Laboratory (NREL) beräknades kostnaden för ett färdigställt solcellssystem, från produktion till installation, ha sjunkit med 6-7 procent årligen beroende på systemets storlek

mellan åren 1997-2011 och 12-15 procent mellan åren 2012-2013. Kostnaden fortsatte att falla under första halvan av 2014 och prognoser framtagna av NREL visar att kostnaden kommer att fortsätta sjunka även i framtiden (Feldman et al. 2014).

2.4 Imperfekta substitut

Som tidigare nämnts menar Kilian och Park (2009) att det saknas konsensus för hur oljeprisfluktuationer påverkar amerikanska börsen. Samtidigt konstaterar Henriques och Sadorsky (2008) att det är allmänt accepterat att ett högre oljepris har positiva följd effekter för gröna energibolags finansiella prestationer. Henriques och Sadorsky (2008) hävdar att ett högre oljepris utgör ett tydligt incitament för att ersätta petroleumbaserade produkter med förnybar energi. Enligt denna argumentation utgörs förnybar energi vara ett substitut till olja. Detta konstaterande är tveksamt. Relationen mellan olja och förnybar energi är utan tydlig utformning, främst till följd av att dessa energikällor används för olika ändamål och på olika marknader. Olja används primärt för produktion av drivmedel till fordons- och transportindustrin och utgör endast cirka 5 procent av den globala produktionen av elektricitet. Det motsatta gäller på marknaden för förnybar energi, där produktionen nästan uteslutande genererar elektricitet (Nyquist, 2015).

Den finansiella relationen mellan gröna energibolags aktiepriser och oljepriset saknar således även intuitiv relation. Däremot konstaterar Henriques och Sadorsky (2008) även att en ökad oro för klimatet är en drivande faktor bakom förändrad efterfrågan på olja och således påverkar detta oljepriset. Denna bakomliggande orsak till oljeprisfluktuationer är till större grad en giltig koppling mellan oljan och gröna energibolag då oron bakom klimatförändringar har drivit utvecklingen av förnybar energi.

3 Data

För att undersöka relationen mellan oljepriset och gröna energibolags aktiepriser insamlas ett urval av europeiska gröna energibolags aktiepriser som inkluderas i ett eget konstruerat aktieprisindex (G-INDEXT). Därefter har data på priset per fat Brent råolja samt priset på det europeiska teknologiindexet STOXX® Europe 600 Technology samlats in. Alla priser som presenteras i denna uppsats är nominella och i valutan euro för att undvika valutaeffekter. Data över dessa variablers historiska priser är hämtad från Thomson Reuters Datastream.

All data utgår från veckobaserade observationer som sträcker sig från 3 april 2002 till 20 april 2016. På grund av mätperiodens relativt korta tidsspann används data på veckobaserade observationer då en högre frekvens mellan observationer medför ett ökat antal frihetsgrader. Samtidigt är denna datastruktur tillräcklig för att illustrera de dynamiska förändringarna i inkluderade variablers värden. Urvalsperioden fastställs för att utvärdera oljeprisets effekter under såväl stabila som instabila förhållanden på oljemarknaden. Vidare så är majoriteten av Europas gröna energibolag relativt nyetablerade och med denna urvalsperiod kan fler gröna energibolag inkluderas i G-INDEXT.

3.1 G-INDEXT: Index för europeiska gröna energibolag

För att erhålla ett mätinstrument för förändringar i en ekonomi, värdepappersmarknad eller marknadssektor är användandet av index en metod. Ett index kan beskrivas som en fiktiv portfölj bestående av värdepapper från en specifik sektor eller marknad (Bodie, Kane och Marcus, 2013).

Energiindex finns av olika slag och utformning men majoriteten av alla tillgängliga energiindex består i dagsläget av bolag både inom och utanför Europa. Då denna uppsats studerar europeiska gröna energibolag konstrueras G-INDEXT baserat på en blandning av tillgängliga index, för att endast inkludera europeiska gröna energibolag. Som grund för utformningen av G-INDEXT används European Renewable Energy Index (ERIX). ERIX distribueras av Société Générale, en av Europas största banker och indexets sammanställning utförs av Sustainable Asset Management (Société Générale, 2016). Anledningen till att denna uppsats inte använder ERIX för att representera europeiska gröna energibolags aktiepriser är bristen på historisk data över indexets utveckling, där framförallt observationer mellan perioden år 2007 till år 2009 saknas.

Det finns olika kriterier som används för att klassificera ett energibolag som grönt. Därför är det inte ovanligt att tillgängliga index utgår från olika kriterier i deras urvalsprocess. Ett energibolag som ett index anser vara grönt kan möjligtvis uteslutas från ett annat index på grund av att detta energibolag inte uppfyller vissa kriterier. I urvalsprocessen för G-INDEXT klassificeras bolag som gröna genom negativ screening. Negativ screening är en vedertagen metod bland kapitalförvaltare vid skapandet av värdepappersportföljer där bolag som producerar olämpliga produkter exkluderas från urvalet (Inderst, Kaminker och Stewart, 2012). G-INDEXT konstrueras utifrån tillgängliga index men utesluter således energibolag som bedriver verksamhet inom marknader för fossila bränslen.

G-INDEXT består av 19 gröna energibolag noterade på europeiska börsmarknader. I tabell 3.1 listas bolagen med namn, året för börsnotering samt bolagens marknadsvärde i mars 2016. Som vi kan se har majoriteten av inkluderade bolag börsnoterats under de senaste 15 åren och vid år 2000 var endast fyra av de inkluderade energibolagen börsnoterade.

Tabell 3.1. Alla bolag i G-INDEX. Tabellen sorteras efter datum för börsnotering. Källa: Thomson Reuters Datastream

Bolag	Land	Börsnotering	Marknadsvärde 2016-03 (Miljoner Euro)
Verbund AG	Österrike	1997-01	1807
Albioma SA	Frankrike	1997-01	416
Vestas Wind Systems A/S	Danmark	1998-05	13551
PNE Wind AG	Tyskland	1998-12	133
Solarworld AG	Tyskland	2000-05	151
Energiekontor	Tyskland	2000-05	187
Gamesa Corp. Technologica SA	Spanien	2000-11	4712
Nordex SE	Tyskland	2001-04	2129
Falck Renewables S.p.A.	Italien	2002-02	296
Futuren	Frankrike	2005-06	107
Verbio Vereinigte Bioenergi	Tyskland	2006-10	420
AFC Energy PLC	Storbritannien	2007-04	68
Solaria Energia Y Medio Ambiente	Spanien	2007-06	68
Terna Energy	Grekland	2007-11	262
EDP Renovaveis SA	Spanien	2008-06	5657
SMA Solar Technology AG	Tyskland	2008-07	1442
Elous Vind B	Sverige	2009-06	50
Enel Green Power S.p.A.	Italien	2010-11	9400
Scatec Solar ASA	Norge	2014-10	354

I processen att skapa ett index finns två vedertagna tillvägagångssätt för att fastställa bolagens indexvikter. Det första alternativet är att förse alla bolagen med samma vikt i indexet, något som ofta kallas för ett oviktat index. I det andra alternativet tilldelas bolagen olika vikter baserat på deras storlek, oftast marknadsvärde, vilket benämns som ett värde-viktat index.

Om ett aktieindex konstrueras med ett litet antal komponenter är det sannolikt att uppvisade indexprisfluktuationer är till följd av företagsspecifika aktieprisfluktuationer. Ett index med ett för litet antal komponenter återspeglar därför inte hur en specifik marknad eller sektor reagerar på exempelvis oljeprisfluktuationer utan visar hur relationen mellan vissa specifika bolags aktiepriser och oljepriset ser ut. Likväl kommer prisfluktuationerna i ett index med för få komponenter vara till följd av den idiosynkratiska risken som utgår från företagsspecifika händelser och som inte återger generell information om marknaden eller sektorn av intresse (Bodie, Kane och Marcus, 2013). Då denna uppsats undersöker relationen mellan oljepriset och

gröna energibolag i Europa konstrueras index med 19 bolag för att undvika att prisfluktuationer i G-INDEX utgår från ett fåtal bolags aktieprisfluktuationer samt idiosynkratisk risk. De inkluderade energibolagens marknadsvärden skiljer sig markant, vilket kan orsaka problem vid användningen av ett värde-viktat index då bolag med högre marknadsvärden kan utgöra en för stor andel av G-INDEX. Prisfluktuationerna i ett värde-viktat index kan i sådant fall återspegla aktieprisfluktuationer för de bolagen med högst marknadsvärde istället för aktieprisfluktuationer för alla inkluderade bolag. Utifrån ovanstående resonemang konstrueras ett oviktat-index för uppsatsen ändamål.

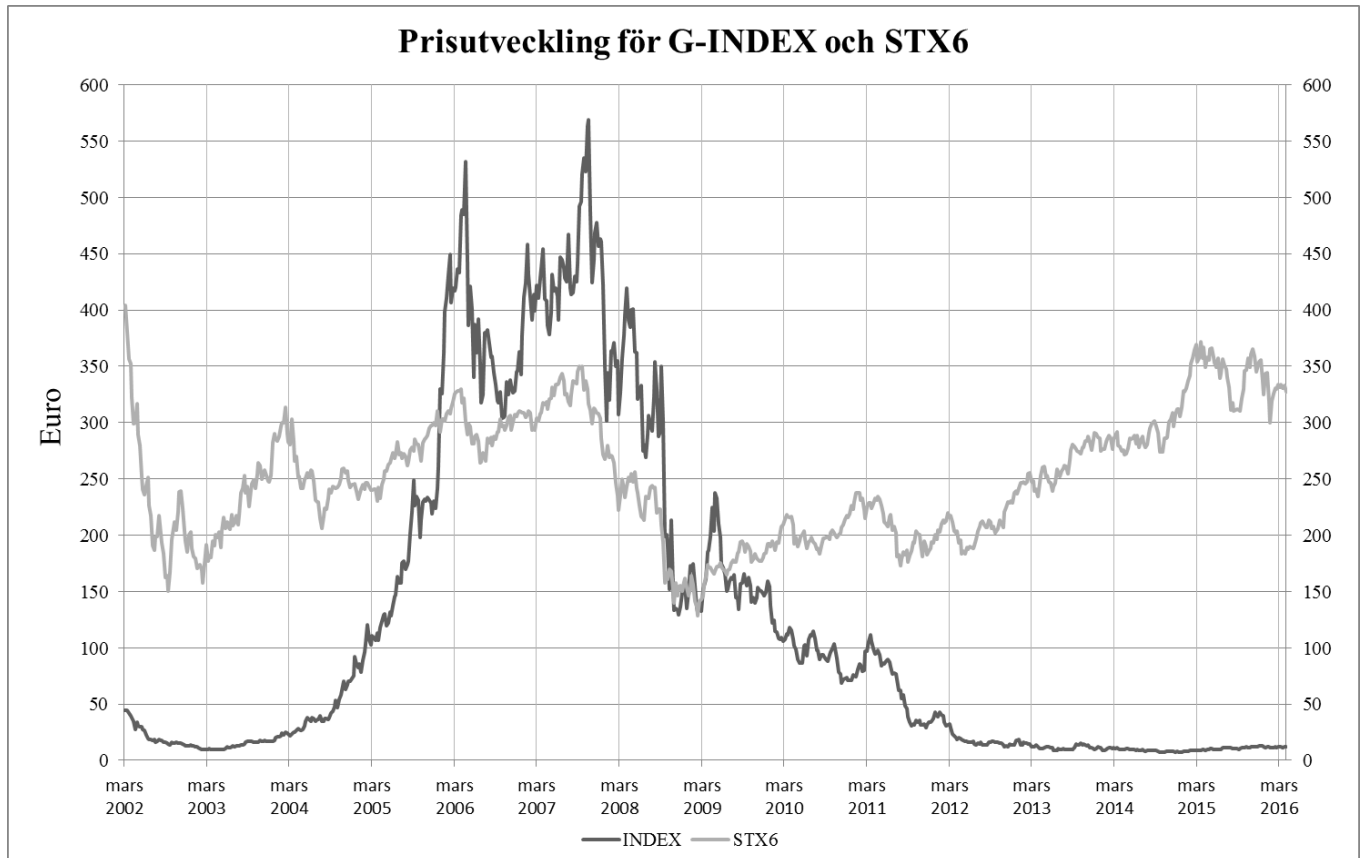
3.2 Oljepriset

I denna uppsats används avistapriset på Brent råolja för att representera oljepriset på världsmarknaden. Brent råolja är betraktad som en vedertagen proxy för det globala oljepriset (Kilian, 2015).

3.3 Teknologiindex STOXX® Europe 600 Technology

STOXX® Europe 600 Technology (STX6) är ett teknologiindex bestående av 22 europeiska teknologibolag. Indexet distribueras av STOXX som är ett världsledande företag specialiserat på index (STOXX Europe 600 Index, 2016). Enligt Henriques och Sadorsky (2008) uppvisar amerikanska gröna energibolag en tydligare relation till teknologisektorn i USA än till oljepriset. Utifrån detta resultat inkluderas data för priset på STX6 för att separera oljeprisets och teknologimarknadens relation till gröna energibolag i Europa.

Prisutvecklingen för G-INDEX och STX6 illustreras i figur 3.1.



Figur 3.1. Nominell prisutveckling för G-INDEX och STX6 i euro för tidsperioden mars 2002 till mars 2016. Källa: Thomson Reuters Datastream

Som vi kan se i ovanstående figur 3.1 är prisutvecklingen för G-INDEX överlag positiv under perioden mars år 2002 till mars år 2006. Däremot uppvisar G-INDEX en hög varians i pris från och med år 2006. Under år 2009 sjunker G-index pris till låga men relativt stabila nivåer under STX6. Den kraftiga variansen i G-INDEX pris från år 2006 kan orsaka problem vid applicering av ekonometriska tester, då denna datastruktur visar tecken på heteroskedasticitet.

4 Metod

4.1 Vektor autoregressiv modell (VAR)

Denna uppsats använder en Vektor Autoregressiv Modell (VAR) för att empiriskt undersöka relationen mellan gröna energibolags aktiepriser och oljepriset. VAR används för att utföra prognoser på interrelaterade tidsserier samt analysera de dynamiska effekter som uppstår vid slumpartade störningar i ett systems variabler. En fördel med att använda VAR i jämförelse med simultana ekvationsmodeller är att VAR inte förutsätter en definition av variabler som exogena eller endogena. I de fall finansiell teori tydligt definierar utvalda variabelers funktionsform kan detta argument ses som överflödigt men i praktiken underlättar denna egenskap då det sällan existerar allenarådande svar till vilka variabler som skall behandlas som exogena vid konstruerandet av ekonometriska modeller (Brooks, 2008).

Det var den amerikanske nationalekonomen Christopher Sims (1980) som gav upphov till VAR:s popularitet genom att applicera modellen som en kritik mot konventionella antaganden kring exogena förhållanden mellan makroekonomiska variabler. Sims understryker brister i att godtyckligt påstå att en variabel har ett exogent förhållande till en annan utan att det motsatta gäller. Sedan Sims applicering har VAR blivit en populär metod inte bara inom makroekonomin utan även inom nationalekonomi överlag (Lütkepohl, 2011).

Denna uppsats inleds med att presentera flera bakomliggande orsaker till oljeprisfluktuationer. På motsvarande sätt är antalet bakomliggande orsaker till aktieprisfluktuationer många. Det är bortom vår kännedom om oljepriset och aktiepriser har någon form av exogent förhållande till varandra. Således kan VAR utgöra en lämplig modell för att undersöka relationen mellan oljepriset och gröna energibolags aktiepriser. Dessutom har VAR applicerats i liknande studier, exempelvis i Henriques och Sadorsky (2008). För att undvika de konventionella metodernas besvärande antaganden kring identifiering av endogena och exogena variabler används VAR för att undersöka relationen mellan gröna energibolags aktiepriser och oljepriset.

4.2 Enhetsrotstest

För att kunna analysera tidsseriedata med VAR är en förutsättning att utvalda data är stationära. Stationära tidsserier har konstanta varianser, kovarianser och ett konstant medelvärde eller linjär trend över tid. En icke-stationär tidsserie kan sakna en eller flera av dessa egenskaper. Det är

vanligt att finansiell data uppvisar en deterministisk trend, där tidsserien systematiskt växer under utvald tidsperiod utan att röra sig mot ett givet medelvärde och är således icke-stationär (Brooks, 2008). Regression med icke-stationära tidsserier karaktäriseras av ett högt R^2 -värde, autokorrelerade residualer och signifikanta resultat för variabler utan realistiska kausala samband (Verbeek, 2004). För att undvika missvisande resultat och analys av icke-kausala samband utförs ett enhetsrotstest.

En icke-stationär regression exemplifieras med nedanstående ekvation (1):

$$Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \delta t + u_t \quad (1)$$

I detta fall är koefficienten $\beta = 1$ vilket är synonymt med att processen är icke-stationär. $\delta \neq 0$ representerar en deterministisk trend över tid och α är intercept (Dougherty, 2011).

Genom ett enhetsrotstest kan tidsserier säkerställas vara stationära. Icke-stationära tidsserier uppvisar signifikanta enhetsrötter och således utförs testet under nollhypotesen att enhetsroten i en tidsserie är statistiskt signifikant. I denna uppsats används ett Augmented Dickey-Fuller (ADF) test för att kontrollera förekomsten av enhetsrötter.

ADF test kan specificeras på olika sätt beroende på tidsseriedatas struktur, med eller utan intercept och tidstrend. Beroende på hur testet specificeras kan olika resultat uppnås. En tidstrend bör inkluderas i testspecifikationen om illustrationer av data ger en indikation på en specifik trend över tid. Likaså kan ett intercept inkluderas i testet om dataillustrationen visar ett intercept som är signifikant skiljt från noll (Verbeek, 2004). Konstruktionen av ADF testet beskrivs i följande ekvation (2):

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 Y_{t-1} + \dots + \beta_{p+1} Y_{t-p} + u_t \quad (2)$$

Där $|\beta_2 + \dots + \beta_{p+1}| < 1$ är synonymt med att tidsserien är stationär, då enhetsrötterna inte är signifikanta i ADF testet.

Vid förekomsten av enhetsrötter kan data justeras för dess icke-stationära struktur. En metod för att omvandla data till stationär är differentiering. Genom differentiering beräknas differensen mellan en eller flera observationer i följd, exempelvis $Y'_t = Y_t - Y_{t-1}$. En sådan differentierad

serie kommer således innehålla T-1 observationer, då det är omöjligt att beräkna förstadifferensen för den första observationen. Det finns flera förfaranden att differentiera data för att göra den stationär: första- eller andra differentiering, säsongsdifferentiering med mera. Om data visar sig vara stationär vid exempelvis förstadifferentiering benämns den som integrerad i första ordningen. Om data är integrerad i första ordningen tolkas resultatet från en regression som förändringen i regressionens variabler för varje tidsperiod (Brooks, 2008).

4.2.1 Kointegration

Om ett enhetsrotstest visar att tidsseriedata är icke-stationär existerar risken att variablerna är kointegrerade. Att variablerna är kointegrerade betyder att det existerar en linjärkombination mellan dessa variabler som är stationär. Ingen av variablerna kommer att fluktuera kring ett konstant medelvärde, på grund av att de är icke-stationära, men en kombination mellan variablerna uppvisar dock ett stationärt beteende. Kointegration kan således beskrivas som en gemensam långsiktig trend som möjligtvis inte är märkbar på kort sikt. Om residualerna i en regression med icke-stationär tidsseriedata är stationära är variablerna kointegrerade. För att undersöka förekomsten av kointegration mellan utvalda variabler tillämpas ett Johansen-kointegrationstest på data i deras ursprungliga, icke-stationära, form (Veerbeck, 2004). Om tidsseriedata är kointegrerad korrigeras detta genom att tillämpa en Vector Error Correction Model (VECM) (Dougherty, 2011).

4.3 VAR:s uppbyggnad

Anledningen till att VAR betecknas som autoregressiv är på grund av att variablernas föregående värden inkluderas som förklarande variabler i regressionen. En VAR med en lagg, eller en VAR av första ordningen, är följaktligen en modell som inkluderar alla variablernas värden från en föregående tidsperiod.

En VAR av första ordningen kan illustreras med ett system bestående av två variabler, Y_t och X_t , enligt nedanstående struktur i ekvation (3). Vad som karakteriserar VAR:s uppbyggnad är att respektive variabel kan förklaras utifrån dess egna föregående värden, likväl av de andra variablernas laggade värden.

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha_1 + \beta_{11}Y_{t-1} + \beta_{12}X_{t-1} + u_{1t} \\ X_t &= \alpha_2 + \beta_{21}Y_{t-1} + \beta_{22}X_{t-1} + u_{2t} \end{aligned} \tag{3}$$

Där den stokastiska feltermen (impulsen) betecknas $u_{i,t}$, där $i \in (1, 2)$. Feltermerna har alla medelvärdet noll, konstanta standardavvikelser och är oberoende av laggade värden på Y och X. Dessa feltermar representerar all variation i diverse variabler som inte kan förklaras med hjälp av de inkluderade variablerna.

Om β_{12} är signifikant indikerar detta på att historiska värden för X från en tidsperiod tillbaka förklarar samtidiga värden på Y. Om β_{21} är statistiskt signifikant förklarar historiska värden på Y samtidiga värden för X.

VAR modellen kan inkludera flera variabler och deras laggade värden, till skillnad från en enkel autoregressiv modell, vilket gör VAR:s datastruktur rikare. Likväl kan VAR inkludera samtidiga värden för alla inkluderade variabler i systemet. Däremot finns fördelar med att utesluta samtidiga värden då denna struktur tillåter Minsta kvadratmetoden (MK) estimeringar utan att simultanitetsproblem uppstår i modellen. Likaså har tidigare studier kring oljepriset och gröna energibolag inte inkluderat samtidiga värden för förklarande variabler, som Henriques och Sadorsky (2008). Denna reducerade form av VAR används ofta förutsatt att denna form inte trotsar finansiell teori (Brooks, 2008).

Syftet med att applicera VAR är dock inte detsamma som vid en klassisk MK estimering. Det stora antalet koefficienter som inkluderas i VAR är inte utgångspunkten för modellens analys. Appliceringen av VAR möjliggör analys av kausaliteten och illustrering av variablers respons till chocker. Således beskriver VAR dynamiken i utvald data och relationen mellan utvald data i större grad än att resultera i ett mått på olika variablers påverkan på en beroende variabel (Henriques och Sadorsky, 2008).

En viktig egenskap med VAR är dess förmåga att komprimera ekvationssystem till behändiga uttryck, särskilt vid hanteringen av ett multivariat system. Vi kan specificera ovanstående ekvation (3) enligt följande system i ekvation (4):

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

Då VAR inkluderar historiska värden behöver antalet laggar att inkludera i modellen specificeras. Ekonometrisk teori saknar dock ett allena rådande svar till hur många laggar en

modell bör innehålla. Om för många laggar inkluderas, förbrukar dessa antalet frihetsgrader vilket leder till stora standardfel och breda konfidensintervall för modellens koefficienter. Som vi kan se, blir antalet estimeringar för en modell med k variabler och p lagg ($k + pk^2$). Samtidigt resulterar ett för litet antal laggar till att modellen inte fångar dynamiken mellan inkluderade variablerna (Brooks, 2008). För att utföra en estimering med hjälp av VAR behöver således antalet laggar att inkludera i modellen fastställas.

4.3.1 Antalet laggar

Val av antalet laggar fastställs i denna studie genom informationskriterium-proceduren. Enligt Verbeek (2004) är Akaike Informationskriterium (AIC) och Schwarz Informationskriterium (SC) att föredra när man applicerar informationskriterium-proceduren på en VAR. Däremot föreslår dessa kriterier ett visst antal laggar utifrån deras egna uträkningar, vilket gör att det rekommenderade antalet laggar kan skilja sig åt kriterierna emellan. Fördelen med att utgå från informationskriterier vid val av laggar är att det inte finns något krav att feltermerna för diverse ekvation är normalfördelade, något som ofta är fallet när man arbetar med finansiella data (Brooks, 2008).

Informationskriterium-proceduren jämför olika modeller med olika antal laggar för att fastställa den struktur där estimeringens avstånd till verkligheten är så pass liten som möjligt men samtidigt med så pass få parametrar som möjligt. Den modell med minst informationskriterium enligt båda uträkningarna är den som utnyttjar det minsta antalet parametrar men fortfarande ger en adekvat bild av data. Proceduren utgör således ett utbyte mellan en modells ökade förklaringsgrad och förbrukning av frihetsgrader (Brooks, 2008).

4.3.2 Variablernas konstruktion

När tester på VAR utförs har den ordning variablerna placeras en inverkan på resultatet. När värdet på en variabel i VAR chockartat ökar, antar modellen att andra variabler kommer att påverkas. Därför är det viktigt att variablerna konstrueras på ett sätt som är i linje med finansiell teori. En potentiell impuls i en variabel bör påverka andra inkluderade variabler i en realistisk ordning. Denna uppsats applicerar en Cholesky-faktorisering för att avgöra ordningen av inkluderade variabler. Cholesky-faktoriseringen gör att variablernas residualer är oberoende, vilket är viktigt för att härleda en chock i en specifik residual. Denna metod bygger på placering av variabler utifrån hur direkta deras inverkan är på andra variabler. Variabler vars chocker har

en direkt inverkan på andra variabler placeras först i faktoriseringen, följt av variabler utan lika direkta effekter (Kilian, 2011). Om finansiell teori bidrar med en naturlig ordning kan modellen konstrueras utifrån teoretisk förklaring (Brooks, 2008). I denna uppsats placeras oljepriset först, följt av STX6 och därefter G-INDEX vid applicering av tester där variabelers ordning är av betydelse. Detta bör återspegla den faktiska relationen mellan variablerna på ett adekvat sätt, då en chock i det globala oljepriset antagligen har en tydligare, direkt, påverkan på gröna energibolags aktiepriser i jämförelse med den effekt gröna energibolags aktiepriser har på oljepriset. På samma sätt har antagligen teknologimarknaden en mer direkt inverkan på gröna energibolag än vad gröna energibolag har på teknologimarknaden.

4.4 Heteroskedasticitet

Förekomsten av heteroskedasticitet i data innebär att variansen för en regressions felterm inte är densamma för alla observationer. När data är heteroskedastisk kommer storleken på feltermens varians ändras beroende på vilken tidpunkt man undersöker (Dougherty, 2011).

Heteroskedasticitet är ett förekommande problem när inkluderade variabelers värden skiftar mycket mellan observationer och således är heteroskedasticitet vanligt när finansiell data studeras. Om heteroskedasticitet existerar i en modell blir estimeringarna ineffektiva på grund av dess inverkan på standardfelen. Estimeringarnas standardfel blir oftast för små till följd av heteroskedasticitet, vilket orsakar för stora t-statistikvariabler som i sin tur leder till felaktiga uppfattningar om estimerade modellers precision (Brooks, 2008). Variabler kan således antas vara signifikanta när de i själva verket inte är det på grund av heteroskedasticitet.

För att kontrollera data för heteroskedasticitet appliceras Whites test. Då vår modell inkluderar ett litet antal variabler så inkluderas korstermer i testet.

Whites test för heteroskedasticitet undersöker om den estimerade feltermen i en regression förklaras av de förklarande variablerna i en modell. Testekvationen illustreras enligt följande ekvation (5).

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_1 + \alpha_2 X_{2t} + \alpha_3 X_{3t} + \alpha_4 X_{2t}^2 + \alpha_5 X_{3t}^2 + \alpha_6 X_{2t} X_{3t} + v_t \quad (5)$$

Där v_t är en normalfördelad felterm som är oberoende av u_t . Testregressionen utförs med \hat{u}_t^2 som beroende variabel. Detta är feltermens estimerade varians givet att feltermens väntevärde är

noll. Testregressionen undersöker således om den estimerade feltermens varians varierar systematiskt med någon av de inkluderade variablerna i modellen. Whites test applicerar ett F-test under nollhypotesen att ingen av koefficienterna, förutom konstanten, är signifikant skilda från noll och följaktligen att feltermen är homoskedastisk då den inte beror på de förklarande variabelernas värden (Brooks, 2008).

4.5 Autokorrelation

Om VAR innehåller en ekvation vars felterm inte är oberoende av dess tidigare värden är feltermen autokorrelerad. Feltermen i ekvationen fångar upp influenser från exogena variabler som inte är inkluderade i ekvationen men som påverkar ekvationens beroende variabel. För att feltermen ska vara oberoende, kan inte influenser som påverkar den beroende variabeln uteslutas från modellen om dessa influenser är korrelerad med sina tidigare värden. Autokorrelation är vanligare när kortare intervall mellan observationer studeras, då ju längre intervallet är mellan observationerna desto mindre är sannolikheten att uteslutna effekter kan påverka nästkommande observation (Dougherty, 2011).

Vid autokorrelation kan estimerade standardfel bli för små. Estimering av parametrar i VAR blir således ineffektiv vid förekomsten av autokorrelation. Det är även inte ovanligt att autokorrelationens inverkan på standardfel är större än för heteroskedasticitet (Dougherty, 2011).

Denna studie applicerar ett Breusch-Godfrey LM test för att kontrollera förekomsten av autokorrelation. Detta test utförs på den estimerade feltermen i en regression, nedan exemplifierad i ekvation (6) som \hat{u}_t . Breusch-Godfrey LM test undersöker relationen mellan den estimerade feltermen samt flera av dess laggade värden.

$$\hat{u}_t = \gamma_1 + \gamma_2 X_{2t} + \gamma_3 X_{3t} + \gamma_4 X_{4t} + \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \rho_2 \hat{u}_{t-2} + \rho_3 \hat{u}_{t-3} + \dots + \rho_r \hat{u}_{t-r} + v_t \quad (6)$$

Där v_t är en normalfördelad felterm vars väntevärde är noll med konstant varians, r är antalet laggar som inkluderas i testet. Testet utförs under nollhypotesen att ingen av koefficienterna för u_t 's laggade värden är signifikanta, det vill säga att ingen korrelation existerar bland modellens felterm. Om nollhypotesen förkastas för en enskild variabel kan testet inte säkerställa att

resterande delar av modellen även lider av autokorrelation och således kan förekomsten av autokorrelation konstateras (Brooks, 2008).

En fördel med autoregressiva modeller är att autokorrelationen är geometriskt avtagande och kan elimineras genom att utöka antalet laggar i modellen (Brooks, 2008). Denna metod tar inte hänsyn till det antalet laggar som fastställs genom informationskriterium-proceduren men är ökningen i informationskriterierna relativt liten kan detta vara ett godtagbart sätt att kringgå problematiken med autokorrelation.

4.6 Multikollinearitet

Ett implicit antagande vid MK-skattning är att förklarande variabler inte är korrelerade med varandra. Om ingen korrelation existerar mellan förklarande variabler benämns dessa som ortogonala (Brooks, 2008).

Antagandet kring ortogonala variabler är inte realistiskt i praktiken, då en viss korrelation mellan förklarande variabler ofta är oundviklig inom finans. I de fall när korrelationen mellan förklarande variabler är för hög resulterar detta i multikollinearitet. Den höga korrelationen mellan modellens förklarande variabler försämrar modellens förmåga att utröna varje variabels specifika effekt på den beroende variabeln. Problemet med multikollinearitet är att standardfelen för korrelerade variablers koefficienter blir för höga. Vid multikollinearitet blir även modellens R^2 -värde för högt vilket leder till att regressionen ger ett intryck av att utgöra en välfungerande estimering trots att individuella variabler är insignifikanta (Brooks, 2008).

Perfekt multikollinearitet uppstår är när det finns en exakt relation mellan förklarande variabler i en regression. I detta fall är det inte möjligt att utföra en MK-skattning. Ur ett tekniskt perspektiv finns endast data för att estimeras en koefficient vid perfekt multikollinearitet. Däremot är nära multikollinearitet är mer troligt att uppstå i praktiken. Detta problem uppstår när en icke försumbar korrelation existerar mellan förklarande variabler samtidigt som denna relation inte utgör en perfekt multikollinearitet (Brooks, 2008).

En metod för att undersöka förekomsten av multikollinearitet är att kontrollera Varians Inflationfaktor (VIF). VIF kvantifierar hur hög grad av multikollinearitet som existerar i en regression genom att estimeras hur mycket av en koefficients varians som inte kan förklaras genom skattade parametrar (Baum, 2006).

VIF illustreras enligt följande ekvation (7).

$$VIF_i = \frac{1}{1 - R_i^2} \quad (7)$$

Där VIF_i visar till vilken grad variansen för en förklarande variabel är påverkad av de andra förklarande variablerna till följd av att de inte är ortogonala. R_i^2 betecknar förklaringsgraden för en specifik förklarande variabel, med resterande förklarande variabler som oberoende i en regression. Om variablerna är ortogonala resulterar detta i en VIF på 1, då R_i^2 är noll i sådant fall. Då finansiella variabler sällan är ortogonala är en VIF-faktor över 10 ett rekommenderat gränsvärde för att fastställa multikollinearitet (Baum, 2006).

4.7 Granger-kausaltet

Ett Granger-kausaltetstest undersöker om en variabels förändring tenderar att föranleda en annan variabels förändring. Testet konstrueras för att besvara frågan om exempelvis X kan användas för att förutse Y. Förutsatt att detta är fallet, sägs X ha en Granger-påverkan på Y. Granger-påverkan visar hur historiska förekomster av X föranleder förekomsten av Y. Den väsentliga skillnaden mellan Granger-kausaltet och normal kausalitet är att Granger-kausaltet endast visar en korrelation mellan det aktuella värdet för en variabel och de historiska värdena för en annan. Testet ger ingen indikation på att en variabels fluktuationer kommer att ske simultant med en annan variabels. Däremot kan testet ge en indikation på att om X inträffar så kommer Y att ske därefter.

Granger-kausaltetstest säkerställer även att om X Granger-påverkar Y så bör laggar av X vara signifikanta förklarande variabler i ekvationen för Y. Testet använder en F-fördelning för att se om laggad information om en variabel ger statistiskt signifikant information om en annan variabels samtida värden. Om ingen variabels laggar är signifikanta för att förklara en annan variabel i samma system, benämns dessa som oberoende.

Granger-kausaltetstest konstrueras enligt följande ekvation (8) och (9) med p laggar.

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X'_{t-1} + \dots + \alpha_p X'_{t-p} + \beta_1 Y'_{t-1} + \dots + \beta_p Y'_{t-p} + u_{Yt} \quad (8)$$

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y'_{t-1} + \dots + \alpha_p Y'_{t-p} + \beta_1 X'_{t-1} + \dots + \beta_p X'_{t-p} + u_{Xt} \quad (9)$$

Testet utförs under nollhypotesen att ingen Granger-kausaltitet existerar, det vill säga $\beta_i = 0$ där $i \in (1, p)$ (Brooks, 2008).

4.8 Impulsresponsfunktion

En impulsresponsfunktion (IRF) är ytterligare ett verktyg för att analysera VAR. IRF visar vilken effekt en variabel i VAR kan ha på en annan. IRF visar även under hur många tidsperioder denna effekt varar. IRF visar således en variabels mottaglighet för en chock i de andra variabler som inkluderas i VAR. Mer konkret kan man säga att IRF visar hur mycket, och under hur många efterföljande tidsperioder, en variabel påverkas när en chock, motsvarande en standardavvikelse, sker i feltermen för en annan variabel.

Nedanstående ekvation (10) illustrerar en VAR av första ordningen.

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + u_t \quad (10)$$

Där $A_1 = \begin{bmatrix} 0,5 & 0,3 \\ 0,0 & 0,2 \end{bmatrix}$ i detta exempel.

Enligt tidigare avsnitt kan ekvationen uttryckas i ett system av vektorer och matriser vilket presenteras i ekvation (11).

$$\begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,5 & 0,3 \\ 0,0 & 0,2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1t-1} \\ Y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad (11)$$

IRF undersöker i detta fall effekten av en chock med en standardavvikelse i Y_1 :s felterm, vid $t = 0$, enligt ekvation (12).

$$\begin{aligned} Y_0 &= \begin{bmatrix} u_{10} \\ u_{20} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} \\ Y_1 &= A_1 Y_0 = \begin{bmatrix} 0,5 & 0,3 \\ 0,0 & 0,2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,5 \\ 0 \end{bmatrix} \\ Y_2 &= A_1 Y_1 = \begin{bmatrix} 0,5 & 0,3 \\ 0,0 & 0,2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0,5 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,25 \\ 0 \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (12)$$

Effekten från chocken vid $t = 0$ fortsätter med avtagande inverkan över ett antal tidsperioder. Samma effekt kan illustreras för Y_{2t} , och resultatet kan även generaliseras för mer invecklade modeller. För att undvika långa härledningar för diverse variabler presenterar dataprogrammet Eviews resultatet i diagramform, vilket även är behändigt då interaktionen mellan flera variabler kan ha en otydlig utformning. När IRF utförs med hjälp av Eviews är det viktigt att påpeka att effekten på en variabel utgår från att denna variabel inledningsvis antar värdet noll. Således tvingar IRF tidigare effekter till noll för att sedan kunna utföra IRF. Detta test bygger på den tidigare nämnda Cholesky-faktoriseringen av variablerna i VAR, där variabeln med mest direkt inverkan på resterande variabler bör placeras först i IRF (Brooks, 2008).

5 Resultat

I denna del av uppsatsen appliceras VAR för att undersöka relationen mellan oljepriset, G-INDEX och STX6. Alla tester utförs med signifikansnivån fem procent.

5.1 Enhetsrotstest

Enhetsrotstestet ADF genomförs på alla variabler i icke-differentierade värden under nollhypotesen att enhetsrötter existerar i data. Resultatet presenteras i tabell 5.1.

Tabell 5.1. Enhetsrotstest på utvalda variabler i dess icke-differentierade form under nollhypotesen att enhetsrot existerar

Enhetsrotstest	
Nollhypotes: INDEX har en enhetsrot	
	p-värde
Augmented Dickey-Fuller test statistik	0,616
*MacKinnon (1996) ensidiga p-värden	
Nollhypotes: OIL har en enhetsrot	
	p-värde
Augmented Dickey-Fuller test statistik	0,435
*MacKinnon (1996) ensidiga p-värden	
Nollhypotes: STX6 har en enhetsrot	
	p-värde
Augmented Dickey-Fuller test statistik	0,066
*MacKinnon (1996) ensidiga p-värden	

Enligt detta resultat kan nollhypotesen inte förkastas för någon variabel. Då förekomsten av enhetsrötter i data inte kan förnekas är alla variabler icke-stationära i deras ursprungliga form. Testet utförs utan intercept eller trend specificerat. Ett test med denna specifikation är det som har högst statistisk signifikans. ADF med andra specifikationer uppvisar högre p-värden för alla

inkluderade variabler, och därför kan vi säkerställa att testet tar hänsyn till den aktuella datastrukturen genom att utesluta intercept och trend.

För att illustrera problematiken med icke-stationär data skapas en VAR av första ordningen med data i dess ursprungliga form. Resultatet presenteras i tabell 5.2.

Tabell 5.2. VAR av första ordningen med icke-differentierade variabler

VAR Estimeringar			
	INDEX	OIL	STX6
INDEX(-1)	0,993	0,008	-0,002
t-värde	257,5	1,461	-0,920
OIL(-1)	-0,036	0,993	0,005
t-värde	-1,358	243,1	0,357
STX6(-1)	0,021	0,000	0,986
t-värde	2,043	-0,152	170,9
C	-2,433	0,350	3,373
t-värde	-0,808	0,747	1,963
Justerad R^2	0,990	0,988	0,977

Som vi kan se i ovanstående modell, resulterar en VAR med icke-differentierade data i ytterligare indikationer på att data är icke-stationära, då estimerade koefficienter för de förklarande variabelernas laggade värden är alla nära ett. Koefficienterna för de beroende variabelernas egna laggade värde uppvisar höga t-värden som tyder på en stark autokorrelation. Dessutom uppvisar modellen justerad R^2 runt 98 procent, vilket inte är sannolikt. Resultatet från denna datastruktur är således inte signifikant för att härleda relationen mellan oljepriset, G-INDEX och STX6.

För att kontrollera om variablerna är integrerade i första ordningen utförs ADF-testet på förstadifferensen av respektive variabel och resultatet presenteras i tabell 5.3.

Tabell 5.3. Enhetsrotstest på variablernas första differenser under nollhypotesen att enhetsrot existerar

Enhetsrotstest	
Nollhypotes: (D)INDEX har en enhetsrot	
	p-värde
Augmented Dickey-Fuller test statistik	< 0,001
*MacKinnon (1996) ensidiga p-värden	
Nollhypotes: (D)OIL har en enhetsrot	
	p-värde
Augmented Dickey-Fuller test statistik	< 0,001
*MacKinnon (1996) ensidiga p-värden	
Nollhypotes: (D)STX6 har en enhetsrot	
	p-värde
Augmented Dickey-Fuller test statistik	< 0,001
*MacKinnon (1996) ensidiga p-värden	

Enhetsrotstestet kan inte statistiskt påvisa förekomsten av enhetsrötter i någon av de inkluderade variablernas första differenser då nollhypotesen förkastas till förmån för mothypotesen. Vi kan således konstatera att variablerna är integrerade i första ordningen.

Utifrån ADF-testet kan VAR appliceras på första differensens data och således undersöka relationen mellan den absoluta förändringen i oljepriset, G-INDEX och STX6 på veckobasis förutsatt att variablerna inte är kointegrerade. Även om VAR appliceras på första differensens data medföljer en intuitiv tolkning av resultatet, då den absoluta förändringen i G-INDEX och STX6 utgör den absoluta avkastningen i respektive index om vi bortser från eventuella utdelningar som exkluderas från data.

5.2 Kointegrationstest

Innan VAR appliceras undersöks variablerna för kointegration. Johansen kointegrationstest utförs på alla variabler i deras icke-differentierade form och resultatet presenteras i tabell 5.4.

Tabell 5.4. Johansen kointegrationstest på icke-differentierad data

Johansen Kointegrationstest	
Serie: INDEX OIL STX6	
Lagg intervall: 1 till 4	
Hypotetiskt antal kointegrerade ekvationer	p-värde
Ingen	0,552
Som mest 1	0,448
Som mest 2	0,056
Testet indikerar ingen kointegration på 5 procents nivå	

Johansen kointegrationstest visar ingen indikation på kointegration mellan variablerna. Detta resultat har en svag signifikans, då p-värdet för som mest 2 kointegrerade variabler är endast 5,6 procent. Trots detta kan relationen mellan utvalda variabler studeras genom att applicera VAR.

5.3 Vektor Autoregressiv Modell (VAR)

5.3.1 Val av antalet laggar

Innan relationen mellan oljepriset, G-INDEX och STX6 estimeras i VAR fastställs antalet laggar att inkludera i modellen genom informationskriterium-proceduren. Inledningsvis utförs proceduren med tolv laggar för första differensens data. Samtidiga priser på olja och aktiepriser är enligt oss antagligen inte beroende av priser från mer än ett kvartal tillbaka, vilket motsvarar tolv veckor. Dessutom är vi inte medvetna om en vedertagen specifikation av ursprungligt antal laggar i denna procedur för veckobaserad data. Resultatet presenteras i nedanstående tabell 5.5.

Tabell 5.5. Resultat från Informationskriterium-proceduren på VAR där minimala Akaike Informationskriterium (AIC) och Schwarz Informationskriterium (SC) noteras med *

VAR urvalstest för antal laggar		
Endogena variabler: D(INDEX) D(OIL) D(STX6)		
Exogen variabel: C		
Lag	AIC	SC
0	19,76	19,78
1	19,69*	19,77*
2	19,70	19,83
3	19,71	19,90
4	19,73	19,97
5	19,74	20,04
* indikerar val av antal lagg utifrån urvalskriteriet		

AIC och SC uppvisar ett minimalt informationskriterium vid valet av en tidsperiods lagg.

Innan VAR kan estimeras och analyseras behöver den statistiska signifikansen för inkluderade variabler säkerställas genom att kontrollera och eventuellt justera VAR för autokorrelation, heteroskedasticitet och multikollinearitet.

5.3.2 Autokorrelation, heteroskedasticitet och multikollinearitet

Breusch-Godfrey LM-test utförs under nollhypotesen att det inte existerar någon autokorrelation bland variabelernas residualer i en VAR av första ordningen. Resultatet presenteras i tabell 5.6.

Tabell 5.6. Resultat från Breusch-Godfrey LM test på VAR med en lagg under nollhypotesen att ingen autokorrelation existerar

Breusch-Godfrey autokorrelation LM test
Nollhypotes: Ingen autokorrelation med n laggar

Antal lagg	LM-värde	p-värde*
1	20,51	0,015
2	17,27	0,045
3	5,955	0,745
4	6,158	0,724
5	8,926	0,444

*p-värde från Chi-två-test med 9 frihetsgrader

Som vi ser i ovanstående tabell förkastas nollhypotesen till förmån för mothypotesen vid en inkluderad lagg i VAR. På grund av detta kan vi inte fastställa att residualerna är fria från autokorrelation. Modell estimeras med en ytterligare lagg för att undersöka om detta korrigerar autokorrelation i modellen och resultatet presenteras i tabell 5.7.

Tabell 5.7. Resultat från Breusch-Godfrey LM test på VAR med två laggar under nollhypotesen att ingen autokorrelation existerar

Breusch-Godfrey autokorrelation LM test
Nollhypotes: Ingen autokorrelation med n laggar

Antal lagg	LM-värde	p-värde*
1	10,08	0,344
2	4,905	0,843
3	7,937	0,541
4	5,740	0,766
5	10,75	0,293

*p-värde från Chi-två-test med 9 frihetsgrader

Som vi ser i ovanstående tabell kan nollhypotesen inte förkastas vid ytterligare en inkluderad lagg i modellen. Denna modell är inte i linje med informations-kriterieprocedurens resultat, men som vi ser i tabell 5.5 är det en liten skillnad i AIC och SC vid val av en eller två laggar. Då en VAR med två laggar motverkar autokorrelation i residualerna är det enligt vår uppfattning en godtagbar lösning att inkludera två laggar i VAR trots att AIC och SC inte antar deras minsta, möjliga värden.

Vidare utförs Whites test för att undersöka förekomsten av heteroskedasticitet och resultat presenteras i tabell 5.8.

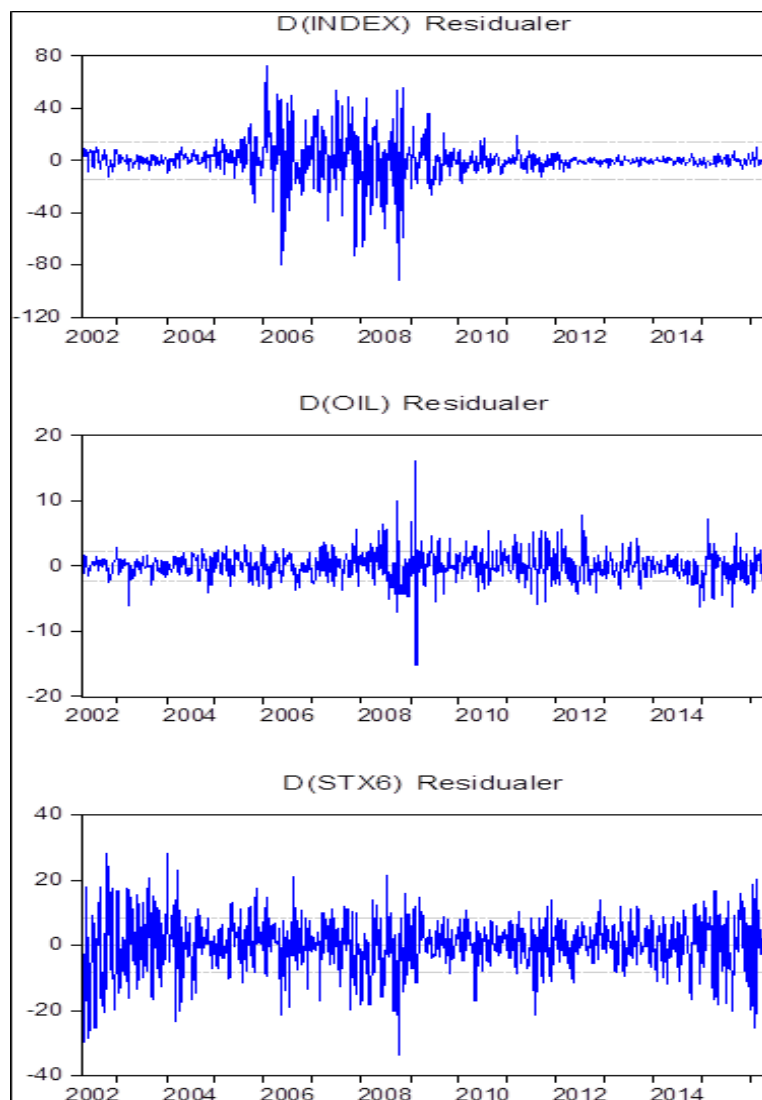
Tabell 5.8. Whites test under nollhypotesen att data är homoskedastisk

White heteroskedasticitetstest		
Nollhypotes: Data är homoskedastisk		
Chi-två värde	fg	p-värde
1100	162	< 0,001

Som vi ser i ovanstående tabell förkastas nollhypotesen och således kan förekomsten av heteroskedasticitet i data inte förnekas. Det finns flera tillvägagångssätt för att åtgärda heteroskedasticitet men då denna uppsats applicerar VAR i dataprogrammet Eviews uppstår vissa problem. En modell med heteroskedasticitet och autokorrelation kan justeras genom att använda Newey-West heteroskedasticitet och autokorrelation konsekventa standardfel (HAC) men detta begränsar modellen till att endast kunna analyseras som en MK-modell i Eviews (Dougherty, 2011). Heteroskedasticitet kan i vissa fall åtgärdas med hjälp av att logaritmera data men i aktuellt fall visar Whites test fortfarande indikationer på heteroskedasticitet när data logaritmeras (Brooks, 2008). Dessutom förlorar resultatet sin intuitiva tolkning vid logaritmering när differentierad data används, vilket vi vill undvika.

I aktuellt fall kan autokorrelation korrigeras med att inkludera två laggar i VAR men samtidigt kvarstår problemet med heteroskedasticitet. Detta utgör ett problem vid tolkning av uppsatsens resultat, då heteroskedasticitet gör estimeringarna ineffektiva och slutsatser kring signifikans kan vara felaktiga. Däremot behöver detta inte utgöra ett kritiskt problem då estimeringar fortfarande

är väntevärdesriktiga och som exempelvis Mankiw (1990) konstaterar "Heteroskedasticity has never been a reason to throw out an otherwise good model" (Mankiw, 1990, s.1648). För att utvärdera om förekomsten av heteroskedasticitet är problematisk illustreras residualerna för VAR:s system i figur 5.1.



Figur 5.1. Residualer illustreras för VAR:s alla system i ordningen G-INDEX, oljepris och STX6

Som vi kan se i figur 5.1 uppvisar alla residualer en skiftande varians över tidsperioden. Däremot existerar ingen tydlig tidseffekt i varianserna, det vill säga att feltermerna inte blir tydligt

trendmässigt större eller mindre över tiden. Vid typexempel av heteroskedasticitet illustreras residualerna vanligtvis som konformade, det vill säga med en tydlig trend i varianserna.

Enligt tidigare avsnitt 4.4 är förekomsten av heteroskedasticitet vanlig vid stor variation i observationers värden. Som vi kan se i figur 5.1 är spridningen i residualerna för G-INDEX som störst kring tidpunkten mellan åren 2006-2008, vilket är samma tidpunkt som variationen i priset för G-INDEX är som störst, se figur 3.1.

Då varianserna i residualerna inte uppvisar tydliga tidstrender är detta inte ett typexempel på heteroskedasticitet. Whites test resulterar i indikationer på heteroskedasticitet i data antagligen på grund av de stora spridningarna i variablernas pris under vissa tidsperioder. Utifrån detta gör vi bedömningen att VAR kan estimeras utan att korrigeras för heteroskedasticitet vilket gör att tolkning av modellens resultat utförs med försiktighet.

Slutligen utförs VIF-testet för att undersöka förekomsten av multikollinearitet. Testet presenteras för variablerna i ordningen G-INDEX, oljepris och slutligen STX6 i tabell 5.9.

Tabell 5.9. Varians inflations faktorer (VIF) i ordningen G-INDEX, oljepris och STX6

VIF		
Beroende variabel: INDEX		
Variabel	Ocentrerad VIF	Centrerad VIF
β_{11}	1,064	1,064
β_{12}	1,058	1,058
β_{13}	1,048	1,048
β_{14}	1,009	1,009
β_{15}	1,028	1,028
β_{16}	1,073	1,073
α_1	1,000	NA
Beroende variabel: OIL		
β_{21}	1,064	1,064
β_{22}	1,058	1,058
β_{23}	1,048	1,048
β_{24}	1,009	1,009
β_{25}	1,028	1,028
β_{26}	1,073	1,073
α_2	1,000	NA
Beroende variabel: STX6		
β_{31}	1,064	1,064
β_{32}	1,058	1,058
β_{33}	1,048	1,048
β_{34}	1,009	1,009
β_{35}	1,028	1,028
β_{36}	1,073	1,073
α_3	1,000	NA

Som vi kan se överstiger ingen av faktorerna det rekommenderade gränsvärdet 10. Vi kan således med god marginal utesluta risken för felaktiga slutsatser till följd av multikollinearitet.

5.3.3 VAR med två laggar

VAR med två laggar estimeras enligt ekvation (13).

$$\begin{aligned}D(INDEX) &= \beta_{11}D(INDEX(-1)) + \beta_{12}D(INDEX(-2)) + \beta_{13}D(OIL(-1)) \\ &\quad + \beta_{14}D(OIL(-2)) + \beta_{15}D(STX6(-1)) + \beta_{16}D(STX6(-2)) + \alpha_1 \\ D(OIL) &= \beta_{21}D(INDEX(-1)) + \beta_{22}D(INDEX(-2)) + \beta_{23}D(OIL(-1)) \\ &\quad + \beta_{24}D(OIL(-2)) + \beta_{25}D(STX6(-1)) + \beta_{26}D(STX6(-2)) + \alpha_2 \\ D(STX6) &= \beta_{31}D(INDEX(-1)) + \beta_{32}D(INDEX(-2)) + \beta_{33}D(OIL(-1)) \\ &\quad + \beta_{34}D(OIL(-2)) + \beta_{35}D(STX6(-1)) + \beta_{36}D(STX6(-2)) + \alpha_3\end{aligned}\tag{13}$$

Där $D(INDEX)$ är första differensen av priset på G-INDEX, $D(OIL)$ är första differensen av oljepriset, $D(STX6)$ första differensen av priset på STX6 och α_i är intercept där $i \in (1,3)$.

Beteckningen (-1) betyder en tidsperiods lagg, (-2) betyder två tidsperioders lagg.

Koefficienterna β_{13} , β_{14} , β_{21} och β_{24} är av särskilt intresse för denna uppsats. Detta är på grund av att dessa koefficienter åskådliggör relationen mellan historiska förändringar i G-INDEX och oljepriset och de samtidiga förändringarna i dessa variabler. Modellens estimering presenteras i tabell 5.10.

Tabell 5.10. VAR med två laggar

VAR Estimeringar			
	D(INDEX)	D(OIL)	D(STX6)
D(INDEX(-1))	-0,059	0,026	-0,041
t-värde	-1,586	4,506	-1,908
D(INDEX(-2))	-0,065	0,012	-0,005
t-värde	-1,739	2,087	-0,240
D(OIL(-1))	-0,190	0,037	-0,184
t-värde	-0,794	1,007	-1,329
D(OIL(-2))	0,044	-0,022	0,204
t-värde	0,188	-0,599	1,500
D(STX6(-1))	0,343	0,022	0,045
t-värde	5,330	2,182	1,216
D(STX6(-2))	0,142	0,009	0,038
t-värde	2,162	0,900	1,000
C	-0,001	0,017	-0,068
t-värde	-0,002	0,202	-0,219
Justerad R^2	0,042	0,043	0,004

Då denna studie undersöker relationen mellan oljepriset och aktiepriser för gröna energibolag är koefficienterna för de historiska förändringarna i D(OIL) och D(INDEX) betydelsefulla.

VAR kan även uttryckas i ett system av MK-estimeringar där p-värden framgår. Dessa presenteras i tabell 5.11, 5.12 och 5.13.

Tabell 5.11. VAR system uttrycks med G-INDEXT som beroende variabel

Metod: Minsta kvadrat

Beroende variabel: D(INDEX)

$$D(\text{INDEX}) = \beta_{11} * D(\text{INDEX}(-1)) + \beta_{12} * D(\text{INDEX}(-2)) + \beta_{13} * D(\text{OIL}(-1)) + \beta_{14} * D(\text{OIL}(-2)) + \beta_{15} * D(\text{STX6}(-1)) + \beta_{16} * D(\text{STX6}(-2)) + \alpha_1$$

	Koefficienter	Standardfel	t-statistik	p-värde
β_{11}	-0,059	0,037	-1,586	0,113
β_{12}	-0,065	0,037	-1,739	0,082
β_{13}	-0,190	0,239	-0,794	0,428
β_{14}	0,044	0,235	0,188	0,851
β_{15}	0,343	0,064	5,330	< 0,001
β_{16}	0,142	0,066	2,162	0,031
α_1	-0,001	0,536	-0,002	0,998
Justerad R ²	0,042			

Tabell 5.12. VAR system uttrycks med oljepris som beroende variabel

Metod: Minsta kvadrat

Beroende variabel: D(OIL)

$$D(\text{OIL}) = \beta_{21} * D(\text{INDEX}(-1)) + \beta_{22} * D(\text{INDEX}(-2)) + \beta_{23} * D(\text{OIL}(-1)) + \beta_{24} * D(\text{OIL}(-2)) + \beta_{25} * D(\text{STX6}(-1)) + \beta_{26} * D(\text{STX6}(-2)) + \alpha_2$$

	Koefficienter	Standardfel	t-statistik	p-värde
β_{21}	0,026	0,006	4,506	< 0,001
β_{22}	0,012	0,006	2,087	0,037
β_{23}	0,037	0,037	1,007	0,314
β_{24}	-0,022	0,036	-0,599	0,549
β_{25}	0,022	0,010	2,182	0,029
β_{26}	0,009	0,010	0,900	0,369
α_2	0,017	0,083	0,202	0,840
Justerad R ²	0,043			

Tabell 5.13. VAR system uttrycks med STX6 som beroende variabel

Metod: Minsta kvadrat

Beroende variabel: D(STX6)

$$D(STX6) = \beta_{31} * D(INDEX(-1)) + \beta_{32} * D(INDEX(-2)) + \beta_{33} * D(OIL(-1)) + \beta_{34} * D(OIL(-2)) + \beta_{35} * D(STX6(-1)) + \beta_{36} * D(STX6(-2)) + \alpha_3$$

	Koefficienter	Standardfel	t-statistik	p-värde
β_{31}	-0,041	0,022	-1,908	0,057
β_{32}	-0,005	0,022	-0,240	0,810
β_{33}	-0,184	0,139	-1,329	0,184
β_{34}	0,204	0,136	1,500	0,134
β_{35}	0,045	0,037	1,216	0,224
β_{36}	0,038	0,038	1,000	0,318
α_3	-0,068	0,310	-0,219	0,827
Justerad R^2	0,004			

Som vi kan se i tabell 5.11 är endast koefficienterna β_{15} och β_{16} signifikanta. Dessa visar hur historiska förändringar i STX6 har positiva effekter på den samtidiga förändringen i G-INDEXT.

Samtidigt visar Tabell 5.12 att koefficienterna β_{21} och β_{22} är signifikanta. Dessa uppvisar en positiv effekt på oljeprisets samtidiga värden från de historiska förändringarna i G-INDEXT.

Dessutom är koefficienten β_{25} för en tidsperiods laggat värde på STX6 statistiskt signifikant och uppvisar en positiv effekt i den samtidiga förändringen i oljepriset.

I tabell 5.13 är STX6 den beroende variabeln och ingen av de förklarande variabelernas koefficienter är signifikanta.

I de ekvationer där förändringen i G-INDEXT och förändringen i oljepriset är de beroende variabelerna resulterar modellerna i justerade R^2 värden på 4,2 respektive 4,3 procent.

För att fördjupa analysen av relationen mellan oljepriset, G-INDEXT och STX6 utförs Granger-kausaltetstest och IRF på ovanstående VAR-modell i nästkommande del av denna uppsats.

5.3.4 Granger-kausaltet

Granger-kausaltetstest besvarar frågan om en förändring i en specifik variabel kan föranleda en förändring i en annan variabel. Resultatet från Granger-kausaltetstestet presenteras i tabell 5.14.

Tabell 5.14. Granger-kausaltetstest i ordningen G-INDEX, oljepriset och STX6

Granger kausalitetstest			
Beroende variabel: D(INDEX)			
Exkluderade	Chi-två	Frihetsgrader	p-värde
D(OIL)	0,652	2	0,722
D(STX6)	33,52	2	< 0,001
Alla	34,20	4	< 0,001

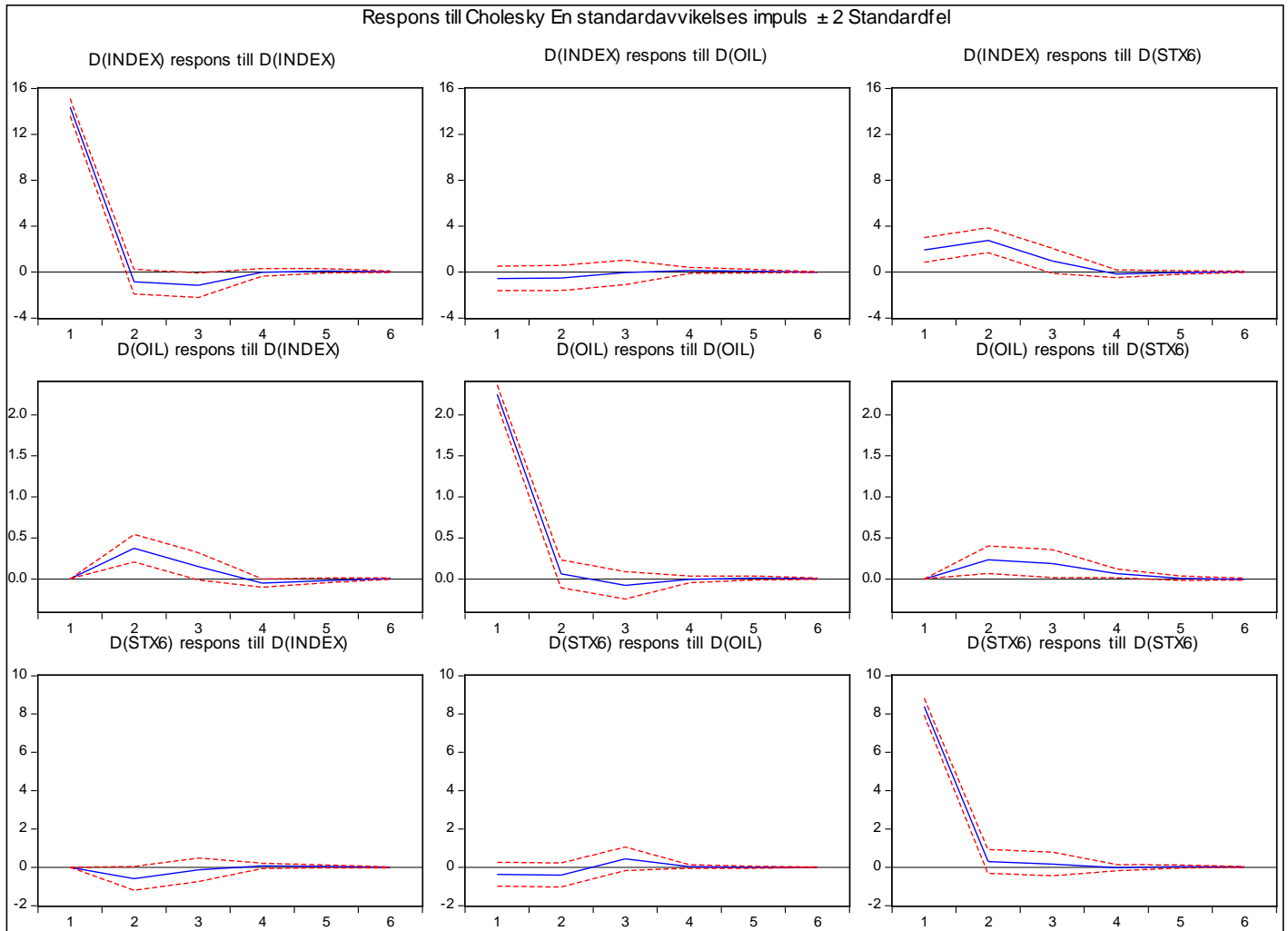
Beroende variabel: D(OIL)			
Exkluderade	Chi-två	Frihetsgrader	p-värde
D(INDEX)	24,14	2	< 0,001
D(STX6)	5,647	2	0,059
Alla	36,28	4	< 0,001

Beroende variabel: D(STX6)			
Exkluderade	Chi-två	Frihetsgrader	p-värde
D(INDEX)	3,674	2	0,159
D(OIL)	3,822	2	0,148
Alla	7,637	4	0,106

I aktuellt fall ser vi att förändringen i G-INDEX har en statistiskt signifikant Granger-påverkan på förändringen i oljepriset. Samtidigt ser vi att förändringen av oljepriset inte har någon Granger-påverkan på förändringen i G-INDEX men däremot uppvisar förändringen i STX6 en signifikant Granger-påverkan på förändringen i G-INDEX.

5.3.5 Impulsresponsfunktion

IRF visar hur en standardavvikelses chock i förändringen av en variabel påverkar förändringen i en annan. Funktionen visar även under hur många tidsperioder denna effekt signifikant påverkar den beroende variabeln genom att illustrera effektens standardfel i streckade grafer. Om graferna med standardfelen är skilda från noll är detta synonymt med att effekterna är statistiskt signifikanta. Resultatet presenteras i figur 5.2.



Figur 5.2. Impulsresponsfunktion (IRF) med beroende variabel i radordningen G-INDEX, oljepris och STX6. Streckade linjer symboliserar standardfelen

En impuls i förändringen av oljepriset har en negativ, men inte signifikant effekt på förändringen i G-INDEX. En impuls i förändringen av STX6 har däremot en signifikant, positiv effekt på förändringen i G-INDEX under två tidsperioder. Likväl ser vi att en impuls i förändringen i G-INDEX samt en impuls i förändringen i STX6 har positiva effekter på förändringen i oljepriset under två tidsperioder. Dock uppvisar IRF för förändringen i oljepriset till följd av en impuls i förändringen av G-INDEX en tydligare signifikant effekt än vid förändringen i oljepriset till följd av en impuls i förändringen i STX6.

5.4 Sammanfattning av resultat

VAR appliceras för att undersöka relationen mellan oljepriset, G-INDEX och STX6.

Enhetsrotstestet ADF visar att alla variabler är integrerade i första ordningen.

Informationskriterium-proceduren indikerar att VAR bör estimeras med en lagg. Däremot visar Breusch-Godfrey LM test att denna modellstruktur orsakar autokorrelation och då

informationskriterierna inte uppvisar en stor skillnad vid valet av två laggar används denna modell-specifikation. Resultatet från Whites test indikerar att data är heteroskedastisk och därför bör koefficienternas signifikans tolkas med försiktighet. Estimeringen av VAR med två laggar visar att koefficienterna för historiska förändringen i STX6 är statistiskt signifikanta för att förklara samtliga värden av G-INDEX. På samma sätt har historiska värden för G-INDEX och en periods laggat värde på STX6 statistiskt signifikanta effekter på det samtliga oljepriset.

Förändringen i STX6 Granger-påverkar förändringen i G-INDEX. Dessutom ser vi att förändringen i G-INDEX och förändringen i STX6 har en signifikant Granger-påverkan på förändringen i oljepriset. Enligt impulsresponsfunktionen har en standardavvikelses chock i feltermen för förändringen av oljepriset ingen signifikant effekt på förändringen i G-INDEX.

Däremot ser vi att en standardavvikelses chock i feltermen för förändringen i G-INDEX har en positiv effekt på förändringen i oljepriset.

6 Diskussion

Genom att applicera olika ekonometriska tester åskådliggörs en relation mellan europeiska gröna energibolags aktiepriser och oljepriset. De variabler som undersöks uppvisar överlag låga nivåer av statistisk signifikans i VAR och dessutom uppvisar modellen relativt låga justerade R^2 värden för alla system av variabler. Detta ger en indikation på att fler variabler är nödvändiga för att åskådliggöra relationen mellan oljepriset och gröna energibolags aktiepriser. Vidare uppvisar en VAR av första ordningen tecken på autokorrelation, vilket är även i linje med resonemanget att fler variabler är nödvändiga för att tydligt åskådliggöra relationen mellan utvalda variabler. Trots detta resulterar den estimerade modellen i ett antal viktiga slutsatser som är väsentliga för denna diskussion.

Enligt IRF (figur 5.2) har en standardavvikelses chock i feltermen för förstadifferensen av oljepriset ingen signifikant effekt på förstadifferensen av G-INDEX. På samma sätt ser vi att en förändring i förstadifferensen av oljepriset inte föranleder någon signifikant förändring i första differensen av G-INDEX enligt Granger-kausaltetstest (tabell 5.14).

Däremot påvisar IRF att en chock i feltermen för förändringen av STX6 orsakar en positiv effekt i förändringen av G-INDEX under två tidsperioder. STX6 har en signifikant Granger-påverkan på G-INDEX och dessutom är STX6:s historiska värden de enda som är signifikanta i VAR med G-INDEX som beroende variabel (tabell 5.11). Detta indikerar att europeiska gröna energibolags aktiepriser uppvisar en starkare relation till teknologimarknaden än till oljepriset. Att gröna energibolags aktiepriser uppvisar en högre känslighet mot förändringar på teknologimarknaden är i enlighet med de resultat som liknande studier i USA presenterar (Henriques och Sadorsky, 2008).

Detta resultat kan utgöra ett väsentligt underlag för investerare och beslutsfattare, särskilt i Europa där ambitionen är att utöka användningen av förnybar energi samtidigt som rådande förhållanden på oljemarknaden skapar ekonomisk oro. Då oljeprisfallet inte uppvisar en signifikant effekt på gröna energibolags aktiepriser är investeringar i gröna energibolag inte i riskzonen till följd av oljeprisfluktuationer. Det senaste oljeprisfallet kan även utgöra en strategisk möjlighet att omfördela statliga medel till att främja användningen av förnybar energi (Husain et al. 2015).

Detta resultat bör dock tolkas med viss försiktighet. Som tidigare nämnt ser vi att modellen som appliceras inte ger en fullständig förklaring till de bakomliggande orsakerna för variablernas prisfluktuationer och således kan andra faktorer ha en stor inverkan på gröna energibolag i Europa. Beroende på hur väl STX6 avspeglar den europeiska teknologimarknaden likväl till vilken grad G-INDEX återger korrekt information om gröna energibolag i Europa visar uppsatsens resultat en positiv relation mellan dessa variabler. Samtidigt som gröna energibolag uppvisar en känslighet mot förändringar på teknologimarknaden presenterar denna uppsats ingen information kring den europeiska teknologimarknadens framtid. Det är således bortom denna uppsats resultat att förse läsaren med ett fullständigt underlag för investeringsbeslut eller indikationer på gröna energibolags framtid. Dessutom kan det inte uteslutas att ett högre oljepris påverkar investeringar i förnybar energi även om det inte återspeglas i aktiepriser. Dessutom utförs ekonometriska tester på heteroskedastisk data vilket gör att signifikanta variabler bör tolkas med försiktighet. Däremot är resultatet betryggande med tanke på osäkerheten som råder på oljemarknaden och oron kring klimatförändringar, då oljeprisfluktuationer inte utgör en prisrisk för investerare i gröna energibolag.

I VAR, IRF och Granger-kauslighetstest påvisas signifikanta resultat med oljepriset som beroende variabel. Detta kan leda till slutsatser om att oljepriset påverkas av aktiepriser för europeiska gröna energibolag och aktiepriser för europeiska teknologibolag. Detta resonemang är antagligen inte helt utan brister. Då oljepriset följer en global efterfrågan liksom ett globalt utbud är det inte troligt att effekter på europeisk nivå kan ha en inverkan på oljepriset i den grad resultatet visar. Dessutom är marknaden för förnybar energi liten i förhållande till europeiska teknologiindustrin, vilket försvårar argumentet att en chock i feltermen för förändringen av G-INDEX har en tydligare signifikant positiv effekt på förändringen i oljepriset än vad motsvarande effekt för en chock i feltermen för förändringen i STX6 har. Detta samband är mer sannolikt om förnybar energi utgör ett substitut till olja, men som vi vet är detta samband inte aktuellt.

Det är möjligt att det kausala samband som presenteras mellan G-INDEX och oljepriset i de utförda testerna motsvarar en förändring i europeiska efterfrågeförhållanden, vilket har en signifikant effekt på oljepriset. Om gröna energibolag har en positiv relation till systematiska förhållanden på europeiska marknaden, exempelvis konjunkturläget, är det möjligt att uppgångar

i gröna energibolags aktiepriser är till följd av att den europeiska ekonomin växer vilket även kan orsaka en högre efterfrågan på bränsle och således ett högre oljepris, allt annat lika. Denna företeelse kan även förklara hur kraftiga fall i oljepriset inte ger en signifikant inverkan på aktiepriser i Europa, vilket är i linje med resultat från Mork (1989). Till skillnad från Mork (1989) finns dock inga indikationer på att ett stigande oljepris föranleder högre aktiepriser för gröna energibolag då oljepriset inte har en Granger-påverkan på G-INDEX. Om den europeiska ekonomin övergår till en lågkonjunktur, kan detta resultera i lägre aktiepriser för gröna energibolag. Likväl kan lågkonjunkturrens effekter orsaka en minskad efterfråga på bränsle och således ett lägre oljepris.

De resultat denna uppsats presenterar är således mer i linje med tidigare studier som diskuteras i Kilian och Park (2009), det vill säga att aktiemarknaden är relativt oberoende av förändringen i oljepriset. Vidare kan denna uppsats resultat delvis likställas med resultat från Pescatori och Mowry (2015) att ekonomier, således aktiemarknader, uppvisar en högre känslighet för oljeprisfluktuationer om marknaden uppvisar ett högre beroende av olja, allt annat lika. Då Europa fortsätter att minska sin konsumtion av fossila bränslen till förmån för förnybara energikällor kan detta göra att europeiska ekonomin blir mindre känslig för oljans prisfluktuationer.

6.1 Vidare forskning

Många gröna energibolag från Europa är nyetablerade, och majoriteten av dessa uppvisar relativt låga marknadsvärden. En applicering av VAR resulterar ofta i en kartläggning av långsiktiga relationer mellan variabler, men en förutsättning för detta är att tidsseriedata existerar för längre perioder. Som vidare forskning till denna uppsats bör relationen mellan oljepriset och gröna energibolags aktiepriser kartläggas för längre tidshorisonter.

Vi anser att internationella beslutsfattare ger tydliga indikationer på att utöka mängden förnybar energi baserat på de klimatmål som Europeiska Kommissionen fastställt. Förnybar energi kan således utgöra en större del av världens framtida energiproduktion om denna vision uppfylls. Detta kommer troligen medföra att gröna energibolag i Europa bli mer etablerade på marknaden, vilket kan föranleda högre marknadsvärden, vilket möjliggör att ett index över gröna energibolag kan konstrueras med hänsyn till bolagens storlek. Samtidigt kan etableringen av gröna energibolag på europeiska marknaden orsaka en bättre konkurrens mellan energibolagen, vilket

pressar priser och ändrar energimarknadens koncentration. Den framtida utvecklingen av gröna energibolag är onekligen intressant men samtidigt inte helt säker. På samma sätt uppvisar oljan osäkra framtidsförhållanden på grund av råvarans begränsade tillgång men även till följd av oron för klimatförändringar. Om global oljekonsumtion minskar är det sannolikt att gröna energibolag kommer att uppvisa en ännu mindre känslighet mot oljeprisfluktuationer än vad de gör idag. En naturlig vidareutveckling på denna uppsats är därför att undersöka hur relationen ser ut mellan gröna energibolags faktiska substitut, exempelvis naturgas.

Vi har hittills inte funnit en studie där relationen mellan elpriset och gröna energibolag undersöks. En studie av denna form kan utgöra ett viktigt underlag för beslutsfattare och investerare, särskilt om studien jämför gröna energibolags känslighet mot elpriset kontra andra energiproducenters känslighet.

I Henriques och Sadorsky (2008) förs en diskussion kring den riskfria räntans påverkan på aktiepriser. Vi instämmer med deras resonemang att riskfria räntan är en väsentlig variabel för att undersöka aktiepriser. Denna variabel är däremot tydligt kointegrerad med de övriga variablerna som inkluderas i denna uppsats. För att applicera en liknande modell som i Henriques och Sadorsky (2008) men med ett europeiskt perspektiv krävs således en applicering av VECM. På grund av uppsatsskrivandets begränsade tidsram utelämnas den riskfria räntan från denna undersökning. Däremot utgör en applicering av VECM på denna uppsats variabler tillsammans med riskfria räntan och andra väsentliga variabler ett förslag till vidare forskning för att studera relationen mellan oljepriset och gröna energibolags aktiepriser.

6.2 Avslutning

Det finns flera viktiga faktorer, som oro för klimatet och osäkerhet på oljemarknaden, som kan generera långsiktigt positiva finansiella effekter för gröna energibolag. Samtidigt som det existerar goda indikationer för förnybar energi på lång sikt kan en bättre förståelse för relationen mellan oljepriset och gröna energibolag utgöra ett väsentligt underlag för investerare och beslutsfattare under de närmaste åren. Gröna energibolag i Europa är nyetablerade och finansiellt stöd kan utgöra en nyckel för att göra dessa bolag fast etablerade på energimarknaden. Då gröna energibolag i Europa är relativt oberoende av oljepriset kan det senaste oljeprisfallet utgöra en möjlighet för europeiska länder som subventionerar oljan att omfördela resurser till gröna energibolag vilka kan fortsätta att utvecklas och nå nya kostnadseffektiva nivåer.

7 Referenser

Abdelilah, Y., Bahar, H., Eisentraut, A. och Waldron, M. (2014). Medium-Term Renewable Energy Market Report 2014: Market Analysis and Forecasts to 2020 [pdf] Från: <http://www.iea.org/publications/freepublications/publication/MTRMR2014.pdf> [Hämtad: 18 maj 2016]

Baffes, J., Kose, A., Ohnsorge, F. och Stocker, M. (2015). Understanding the Plunge in Oil Prices: Sources and Implications [pdf] Från: https://www.worldbank.org/content/dam/Worldbank/GEP/GEP2015a/pdfs/GEP2015a_chapter4_report_oil.pdf [Hämtad: 10 april 2016]

Baum, C.F. (2006). An Introduction to Modern Econometrics Using Stata. College Station, Texas: StataCorp LP

Bodie, Z., Kane, A. och Marcus, A.J. (2013). Investments, 10 uppl. Boston: McGraw-Hill Education

Brooks, C. (2008). Introductory Econometrics for Finance, 2 uppl. New York: Cambridge University Press

Burbidge, J. och Harrison, A. (1984). Testing for the Effects of Oil-Price Rises Using Vector Autoregressions, *International Economic Review*, vol. 25, nr. 2, s.459–484, Från: http://www.jstor.org/stable/2526209?seq=1#page_scan_tab_contents [Hämtad: 4 april 2016]

Dougherty, C. (2011). Introduction to Econometrics, 4 uppl. Oxford: Oxford University Press, USA

Europeiska Kommissionen (2014a). 2020 Energy Strategy. Från: <https://ec.europa.eu/energy/en/topics/energy-strategy/2020-energy-strategy> [Hämtad: 12 april 2016]

Europeiska Kommissionen (2014b). 2030 Climate and Energy Goals for a Competitive, Secure and Low-Carbon EU Economy. Från: http://ec.europa.eu/clima/news/articles/news_2014012202_en.htm [Hämtad: 12 maj 2016]

- Feldman, D., Barbose, G., Margolis, R., James, T., Weaver, S., Darghouth, N., Fu, R., Davidson, C., Booth, S. och Wiser, R. (2014). Photovoltaic System Pricing Trends [pdf] Från: <http://www.nrel.gov/docs/fy14osti/62558.pdf> [Hämtad: 11 maj 2016]
- Hamilton, J.D. (1983). Oil and the Macroeconomy Since World War II, *Journal of Political Economy*, vol. 91, nr. 2, s.228–248, Från: http://www.jstor.org/stable/1832055?seq=1#page_scan_tab_contents [Hämtad: 5 april 2016]
- Harlem Brundtland, G. (1987) Report of the World Commission on Environment and Development: Our Common Future [pdf] Från: <http://www.un-documents.net/our-common-future.pdf> [Hämtad: 11 maj 2016]
- Henriques, I. och Sadorsky, P. (2008). Oil prices and the stock prices of alternative energy companies, *Energy Economics*, vol. 30, nr. 3, s.998–1010, Från: <http://isites.harvard.edu/fs/docs/icb.topic741392.files/EnergyStockPrices.pdf> [Hämtad: 4 april 2016]
- Husain, A.M., Arezki, R., Breuer, P., Haksar, V., Helbling, T., Medas, P. och Sommer, M. (2015). Global Implications of Lower Oil Prices [pdf] Från: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/sdn/2015/sdn1515.pdf> [Hämtad: 4 maj 2016]
- Inderst, G., Kaminker, Ch. och Stewart, F. (2012). Defining and Measuring Green Investments: Implications for Institutional Investors Asset Allocations, OECD, Working Papers on Finance, Insurance and Private Pensions, nr.24, OECD Publishing, Från: http://www.oecd.org/pensions/WP_24_Defining_and_Measuring_Green_Investments.pdf [Hämtad: 18 maj 2016]
- International Energy Agency (2014). Renewable Energy - Medium-Term Market Report 2014 [pdf] Från: <https://www.iea.org/Textbase/npsum/MTrenew2014sum.pdf> [Hämtad: 20 maj 2016]
- Juvenal, L. och Petrella, I. (2014). Speculation in the Oil Market, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 30, nr. 4, s.621–649, Från: www.cepr.org/active/publications/discussion_papers/dp.php?dpno=9808 [Hämtad: 16 april 2016]

- Kilian, L. och Park, C. (2009). The Impact of Oil Price Shocks on the U.S. Stock Market, *International Economic Review*, vol. 50, nr. 4, s.1267–1287, Från: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-2354.2009.00568.x/full> [Hämtad: 21 april 2016]
- Kilian, L. (2011). Structural Vector Autoregressions [pdf] Från: http://www-personal.umich.edu/~lkilian/elgarhdbk_kilian.pdf [Hämtad: 1 maj 2016]
- Kilian, L. (2014). Oil Price Shocks: Causes and Consequences, *Annual Review of Resource Economics*, vol. 6, nr. 1, s.133–154, Från: <http://www.annualreviews.org/doi/full/10.1146/annurev-resource-083013-114701> [Hämtad: 4 april 2016]
- Kilian, L. (2015). Why Did the Price of Oil Fall After June 2014? Från: <http://voxeu.org/article/causes-2014-oil-price-decline> [Hämtad: 16 maj 2016]
- Lütkepohl, H. (2011). Vector Autoregressive models, i Lovric, M. (ed), *International Encyclopedia of Statistical Science* [e-bok] Berlin: Springer-Verlag, s.1645–1647. Från: http://link.springer.com/referenceworkentry/10.1007%2F978-3-642-04898-2_609#CR2228: Springer Science + Business Media [Hämtad: 20 maj 2016]
- Mankiw, N. G. (1990). A Quick Refresher Course in Macroeconomics, *Journal of Economic Literature*, vol. 28, nr. 4, s.1645–1660, Från: http://www.jstor.org/stable/pdf/2727441.pdf?_seq=1463658744837 [Hämtad: 19 maj 2016]
- Mills, L. (2015). Global Trends in Clean Energy Investment [pdf] Från: <http://about.bnef.com/presentations/clean-energy-investment-q4-2014-fact-pack/content/uploads/sites/4/2015/01/Q4-investment-fact-pack.pdf> [Hämtad: 11 maj 2016]
- Mork, K.A. (1989). Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results, *Journal of Political Economy*, vol. 97, nr. 3, s.740-744, Från: http://www.jstor.org/stable/1830464?seq=1#page_scan_tab_contents [Hämtad: 4 april 2016]
- Nyquist, S. (2015). Lower Oil Prices but More Renewables: What's Going On? Från: <http://www.mckinsey.com/industries/oil-and-gas/our-insights/lower-oil-prices-but-more-renewables-whats-going-on> [Hämtad: 12 april 2016]

Park, J. och Ratti, R.A. (2008). Oil Price Shocks and Stock Markets in the U.S. And 13 European Countries, *Energy Economics*, vol. 30, nr. 5, s.2587–2608, Från:

<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988308000571> [Hämtad: 5 maj 2016]

Pescatori, A. och Mowry, B. (2015). Do Oil Prices Directly Affect the Stock Market? Från:

<https://www.clevelandfed.org/en/newsroom-and-events/publications/economic-trends/economic-trends-archives/2008-economic-trends/et-20080912-do-oil-prices-directly-affect-the-stock-market.aspx> [Hämtad: 20 april 2016]

Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity, *Energy Economics*, vol. 21, nr.

5, s.449–469, Från: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988399000201>

[Hämtad: 5 april 2016]

Sadorsky, P. (2012). Correlations and Volatility Spillovers Between Oil Prices and the Stock Prices of Clean Energy and Technology Companies, *Energy Economics*, vol. 34, nr. 1, s.248–

255, Från: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140988311000740> [Hämtad: 18 maj 2016]

Shankleman, J. (2016). As Oil Crashed, Renewables Attract Record \$329 Billion. Från:

<http://www.bloomberg.com/news/articles/2016-01-14/renewables-drew-record-329-billion-in-year-oil-prices-crashed> [Hämtad: 21 april 2016]

Sims, C.A. (1980). Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, vol. 48, nr. 1, s.1-48, Från:

http://www.ekonometria.wne.uw.edu.pl/uploads/Main/macroeconomics_and_reality.pdf

[Hämtad: 19 maj 2016]

Société Générale (2016). Société Générale Index. Från:

<https://www.sgindex.com/index.php?id=122&bbg=ERIX> [Hämtad: 20 april 2016]

STOXX (2016). STOXX® Europe 600 Technology. Från: [https://www.stoxx.com/index-](https://www.stoxx.com/index-details?symbol=SX8P)

[details?symbol=SX8P](https://www.stoxx.com/index-details?symbol=SX8P) [Hämtad: 3 maj 2016]

Sveriges Riksbank (2015). Effekter av Oljeprisfallet på Den Globala Ekonomin [pdf] Från:

http://www.riksbank.se/Documents/Rapporter/PPR/2015/150212/rap_ppr_ruta2_150212_sve%20.pdf [Hämtad: 5 april 2016]

Verbeek, M. (2004). *A Guide to Modern Econometrics*, 2 uppl. Storbritannien: John Wiley & Sons.

Yan, L. (2012). Analysis of the International Oil Price Fluctuations and its Influencing Factors, *American Journal of Industrial and Business Management*, vol. 2, nr. 2, s.39-46, Från: <http://www.scirp.org/journal/PaperInformation.aspx?PaperID=18842> [Hämtad: 6 april 2016]