



Høgskulen
på Vestlandet

BACHELOROPPGAVE

Kointegrasjon mellom oljepris og
aksjemarkeder: En analyse med VEC-modell

*Cointegration Between Oil Price and Stock
Markets: A VEC Model Approach*

Endre Mundal Dyrkolbotn

Snorre Eriksen

Simon Dreyer Sindre

Leon Torskangerpoll

Økonomi og administrasjon

FØS/IØA/Fordypning i samfunnsøkonomi

Veileder Einar Belsom

12.05.2023

Jeg bekrefter at arbeidet er selvstendig utarbeidet, og at referanser/kildehenvisninger til alle kilder som er brukt i arbeidet er oppgitt, jf. Forskrift om studium og eksamen ved Høgskulen på Vestlandet, § 12-1.

Bacheloroppgave / Hovedprosjekt

Referanseside: Institutt for økonomi og administrasjon - Campus

Bergen

<i>Tittel (norsk og engelsk):</i> Norsk: Kointegrasjon mellom oljepris og aksjemarkeder: En analyse med VEC-modell. Engelsk: Cointegration Between Oil Price and Stock Markets: A VEC Model Approach	<i>Dato:</i> 12.05.2023
<i>Forfatter(e):</i> Endre Dyrkolbotn, Snorre Eriksen, Simon Dreyer Sindre, Leon Torskangerpoll	<i>Antall sider u/vedlegg:</i> 33
	<i>Antall sider m/vedlegg:</i> 39
<i>Fordypning:</i> Økadm, Samfunnsøkonomi	
<i>Veileder(e):</i> Einar Belsom	
<i>Evt. Merknader (evt. konfidensiell):</i>	

<i>Navn Samarbeidende / Kontaktperson:</i>	
<i>Kontaktperson:</i>	<i>Telefon:</i>

Sammendrag:

Vi undersøker sammenhengen mellom oljepris, S&P500 og OSEBX i perioden 2000-2022. Vi gjennomfører en analyse i to deler på 276 månedlige observasjoner. Den første delen undersøker hele perioden samlet, mens den andre delen ser på fem forskjellige intervaller på fire og fem år i den overordnede perioden. Vi benytter en VEC-modell basert på Anoruo & Mustafa (2007) sine funn rundt kointegrasjon mellom oljepris og aksjemarked.

Oljeprisen har en betydelig feilkorreksjonseffekt på S&P500 i det langsiktige likevektsforholdet mellom denne og oljepris. OSEBX blir feilkorrigert av oljepris i større grad, samtidig som S&P500 også korrigerer det langsiktige likevektsforholdet mellom disse tre variablene.

Stikkord:

VEC-modell	Kointegrasjon	Oljepris og aksjemarkeder
------------	---------------	---------------------------

Abstract:

The purpose of this thesis is to examine the relationships between oil prices, S&P500, and OSEBX from 2000 to 2022. We have conducted a two-part analysis on 276 monthly observations in order to do this. The first part examines the entire period, while the second part investigates four- and five-year intervals within the overall period span. We have applied a VEC-model based on the cointegration findings of Anoruo & Mustafa (2007) between oil prices and stock markets.

Our analysis reveals that the oil price has a significant error correction effect on S&P500 in the long-term equilibrium relationship between these two variables. The oil price has a greater error correction effect on OSEBX, and S&P500 simultaneously corrects the equilibrium between all three variables.

Keywords:

VEC Model	Cointegration	Oil Price and Stock Markets
-----------	---------------	-----------------------------

FORORD

Denne oppgaven utgjør den avsluttende delen av Bachelorstudiet i økonomi og administrasjon, med fordypning i samfunnsøkonomi, ved Høgskulen på Vestlandet (HVL). Oppgaven er skrevet vårsemesteret 2023, og har et omfang på 15 studiepoeng.

Læringskurven har vært bratt, men prosessen og all kunnskap vi har ervervet har vært en rik erfaring. Vi har på eget initiativ benyttet dette semesteret til å lære økonometri, et fag som ikke har vært en del av studieplanen for vårt kull. For å muliggjøre en dypere innsikt og forståelse av data, har vi lært oss programmeringsspråket R som brukes for analysene i Rstudio.

Vi ønsker å rette en stor takk til vår veileder, Einar Belsom. Han har gjennom hele perioden vært eksepsjonelt generøs i sin veiledning og utvist stor interesse for tematikken i vår oppgave.

SAMMENDRAG

Vi undersøker sammenhengen mellom oljepris, S&P500 og OSEBX i perioden 2000-2022. Vi gjennomfører en analyse i to deler på 276 månedlige observasjoner. Den første delen undersøker hele perioden samlet, mens den andre delen ser på fem forskjellige intervaller på fire og fem år i den overordnede perioden. Vi benytter en VEC-modell basert på Anoruo & Mustafa (2007) sine funn rundt kointegrasjon mellom oljepris og aksjemarked.

Oljeprisen har en betydelig feilkorreksjonseffekt på S&P500 i det langsiktige likevektsforholdet mellom denne og oljepris. OSEBX blir feilkorrigert av oljepris i større grad, samtidig som S&P500 også korrigerer det langsiktige likevektsforholdet mellom disse tre variablene.

ABSTRACT

The purpose of this thesis is to examine the relationships between oil price, S&P500, and OSEBX from 2000 to 2022. We have conducted a two-part analysis on 276 monthly observations in order to do this. The first part examines the entire period, while the second part investigates four- and five-year intervals within the overall period span. We have applied a VEC-model based on the cointegration findings of Anoruo & Mustafa (2007) between oil prices and stock markets.

Our analysis reveals that the oil price has a significant error correction effect on S&P500 in the long-term equilibrium relationship between these two variables. The oil price has a greater error correction effect on OSEBX, and S&P500 simultaneously corrects the equilibrium between all three variables.

INNHALDSFORTEGNELSE

FORORD	4
SAMMENDRAG	5
ABSTRACT	6
1 INNLEDNING	9
2 TEORI	10
2.1 MARKEDSEFFISIENS	10
2.2 VERDSETTING AV AKSJER	10
2.3 OLJEPRISDANNELSEN	10
3 TIDLIGERE FORSKNING	12
3.1 FUNDAMENTAL FORSKNING PÅ OLJE OG AKSJEMARKEDER	13
3.2 VAR- OG VEC-MODELLEN.....	14
4 PRESENTASJON AV INDEKSER	15
5 ØKONOMETRISK ANALYSE	16
5.1 HYPOTSETESTING	17
5.2 DESKRIPTIV STATISTIKK.....	17
5.3 KORRELASJON OG KOLLINEARITET	17
5.4 MODELLSPESIFIKASJON	18
5.4.1 Tidsseriedata, stasjonaritet og lag	19
5.4.2 Valg av antall lag	21
5.4.3 Test på kointegrasjon	23
5.5 METODE	24
6 RESULTATER OG DISKUSJON	26

6.1 S&P500	27
6.2 OSEBX	28
6.3 DISKUSJON	30
7 KONKLUSJON.....	30
BIBLIOGRAFI.....	33
APPENDIKS.....	37
5.1A TEST AV HOMOSKEDASTISITET: OSEBX	37
5.1B TEST AV HOMOSKEDASTISITET: S&P500	37
5.2A NORMALFORDELING AV FEILLEDD: OSEBX.....	38
5.2B NORMALFORDELING AV FEILLEDD: S&P500.....	38
6.1 ECT1- OG ECT2-TABELL.....	39

1 INNLEDNING

Olje beriker på ulike måter. Norge har gjennom enorm oljeeksport reist en velferdsstat, samtidig som USA har skapt verdens største økonomi på bakgrunn av oljeimport. Forskning på oljepris og aksjemarked har tendert i ulike retninger, og viser til varierende funn. Det er eksempelvis tvil rundt den kausale sammenhengen mellom aksjemarked og oljepris, se for eksempel Jones & Kaul (1996), Sadorsky (1999), Anoruo & Mustafa (2007), Filis et al. (2011) og Cui et al. (2021). Det er også variasjon i korrelasjonen mellom enkelte aksjemarkeder og oljepris over ulike perioder, se for eksempel Miller & Ratti (2009), Berument et al. (2010), Filis et al. (2011), Martín-Barragán et al. (2015), Degiannakis et al. (2018) og Masood et al. (2019). Litteraturen omtaler ikke forholdet mellom Norge og USA, men vi antar olje har en ulik påvirkningskraft på økonomiene.

Vi undersøker *hvor stor effekt oljepris har på det norske og amerikanske aksjemarkedet* ved bruk av *Vector Error Correction Model* (VEC). Effekten måles av feilkorreksjonsleddet (ECT) i denne modellen. Markedene er representert gjennom S&P500 og OSEBX. Forklarende variabler som realrente, valutakurs og lignende er utelukket for å begrense oppgavens omfang. He et al. (2010), Martín-Barragán et al. (2015), Mohaddes & Pesaran (2017), Cui et al. (2021) og Nan et al. (2022) anvender West Texas Intermediate. Vi skiller oss her ut, da vi benytter Brent Crude Oil i vår analyse. Valget er gjort på bakgrunn av at 2/3 av oljekontrakter benytter Brent Crude Oil (Kurt, 2022). I modellene er det lagt til grunn en kausal sammenheng fra oljepris til aksjemarked, samtidig som litteraturen finner en kointegrasjon mellom disse (Anoruo & Mustafa, 2007). Dataen er på endringsform, og fra perioden 2000-2022.

I kapittel 2 presenterer vi generell verdsettelsesteori og oljeprisdannelsen. Tidligere forskning og økonomiske modeller gjennomgås i kapittel 3. Kapittel 4 tar for seg en presentasjon av OSEBX, S&P500 og Brent Crude Oil. I kapittel 5 dokumenterer vi den økonomiske analysen. Resultatene tolkes og diskuteres i kapittel 6, før vi avslutningsvis konkluderer og kommer med forslag til videre forskning.

2 TEORI

I dette kapitlet presenterer vi generell verdsettelsesteori, der markedseffisiens og kontantstrømmer belyses. Videre tar vi opp forhold som påvirker oljens tilbud og etterspørsel, eksempelvis oljeprissjokk og valutaendringer.

2.1 MARKEDSEFFISIENS

Et marked er effisient dersom prisen på et finansielt instrument reflekterer all tilgjengelig informasjon i det samme markedet (Brealey et al., 2022, ss. 330-331). Aksjeprisen i periode 0 er derfor korrekt, gitt den tilgjengelige informasjonen i samme periode. Følgelig, forekommer det ikke forsinkede reaksjoner på aksjekurser som følge av endringer i oljeprisen, da oljeprisen er offentlig informasjon. Dette skyldes historisk informasjon som allerede er priset inn, og en endring i oljeprisen er å anse som ny informasjon. Konsekvensen av dette er at aksjeprisen endres umiddelbart på bakgrunn av den nye informasjonen om oljeprisen.

2.2 VERDSETTING AV AKSJER

Prising av aksjer følger neddiskonterte kontantstrømmer eller *Discounted Cash Flow* (DCF). Forventede kontantstrømmer og utbytter neddiskonteres ut ifra en beregnet rente, tilsvarende et avkastningskrav som reflekterer risikoen forbundet med investeringen (Brealey et al., 2022, s. 90). På bakgrunn av dette kan en anta at nåverdien av en indeks gjenspeiles gjennom enhver investors DCF-analyse.

Capital Asset Pricing Model (CAPM) er en finansiell modell som avveier forholdet mellom risiko og forventet avkastning (Brealey et al., 2022, s. 228). En skiller mellom systematisk og usystematisk risiko: Systematisk risiko er avhengig av markedet som helhet og kan ikke diversifiseres vekk, mens sistnevnte kan diversifiseres da det er avhengig av det enkelte prosjekt eller verdipapir. Det vil derfor være naturlig at investorer kun forventer å bli kompensert for systematisk risiko. Ettersom oljeprisen varierer over tid, påvirkes den systematiske risikoen til et selskap, noe som fører til en dynamisk og kontinuerlig endring av avkastningskravet.

2.3 OLJEPRISDANNELSEN

Olje er en av verdens mest omsatte råvarer som prises og handles i det internasjonale markedet. To oljekvaliteter brukes som referansemåling for henholdsvis det amerikanske og norske markedet: *West Texas Intermediate Crude Oil* (WTI) og *Brent Crude Oil* (Brent). Lokasjonen der Brent utvinnes gir en større tilgang til transportforbindelser og derfor et bredere utvalg av markeder (IG, u.å.b).

Oljeprisen fastsettes i prinsippet av råvarebørser, men grunnet kvalitetsforskjeller og infrastruktur forekommer ulikheter i pris.

Tilbud og etterspørsel er den fundamentale prisingsmekanismen på olje (U.S. Energy Information Administration, 2022). Tidligere forskning viser at tilbudet og etterspørselen til olje er relativt lite priselastisk på kort sikt (Krichene, 2002, s. 567). Dette innebærer at et positivt etterspørselssjokk gir en relativt stor endring i prisen, og en relativt liten endring i kvantum. På lang sikt er derimot tilbudet og etterspørselen etter olje mer priselastisk (Krichene, 2002, ss. 570-571). Dette skyldes at man benytter substitutter som gass, vindkraft, vannkraft, kull og lignende. Dersom markedet opplever et positivt etterspørselssjokk, vil prisen på lang sikt heves relativt lite og kvantum relativt mye. Utover disse rent overordnede premisene for oljeprising, er det flere momenter som påvirker tilbudet og etterspørselen.

På tilbudssiden finner man blant annet *Organization of the Petroleum Exporting Countries* (OPEC). Organisasjonen skal sikre stabilisering av oljemarkedene ved en effektiv, økonomisk og regelmessig forsyning av petroleum (OPEC, u.å.). Medlemslandene står ansvarlig for rundt 40 % av oljeproduksjonen på verdensbasis, og man antar følgelig en stor innvirkning på tilførselen av olje til markedet. Likevel påpeker Colgan (2014, ss. 626-627) at OPEC ikke lenger har den samme innflytelsen som manipulator av verdens oljeforsyning som den tidligere har hatt, til tross for deres store tilførsel av råvaren. Dette begrunner Colgan med OPEC sine uregelmessige kvoteringer og dens moderate effekt på den faktiske produksjonen av olje. Tatt dette i betraktning, kan man anse OPEC som en organisasjon med politisk makt, heller enn et økonomisk kartell. Den øvrige oljeproduksjonen utvinnes primært i Nord-Amerika, Nordsjøen og postsovjetiske stater (U.S. Energy Information Administration, u.å.).

Når oljeprisen stiger som følge av utenforliggende faktorer, øker energiprisene, som igjen høyner kostnader i energikrevende industrier. Konsekvensen av dette er redusert tilbud og hevet pris. Slike effekter er sentrale for oljeprisen, og omtales som eksogene oljeprissjokk. Herrera et al. (2019, s. 90) mener at et positivt sjokk i oljeprisen vil føre til et negativt tilbudssidesjokk i oljeimporterende land. Bjørnland (1998, s. 4) mener at slike positive oljeprissjokk er det mest vesentlige type sjokk som påvirker realoljeprisen på lang sikt. Dette bunner ut i en asymmetrisk sammenheng mellom økonomisk aktivitet og oljeprissjokk (Herrera et al., 2019, s. 90). En slik sammenheng kan antas å gjelde den amerikanske økonomien, da USA er et netto oljeimporterende land (U.S. Energy Information Administration, 2022).

Oljeetterspørselen påvirkes av kontrakter. Disse inngås i futuresmarkedet, der man kjøper olje i dag mot en fastsatt kurs som betales ved avtalt innløsningsstidspunkt i fremtiden (Brealey et al., 2022, s. 771). Futureskontraktene benyttes derfor av selskaper for å låse seg til priser på olje og sikre forutsigbarhet. Disse omsettes også i spekulasjonsmarkedet uten at et oljefat nødvendigvis leveres. Spekulasjonen har konsekvenser for den endelige spotprisen av olje, den daglige prissettingen. Spotpris på olje representeres gjennom kostnaden av å kjøpe eller selge olje umiddelbart istedenfor på en bestemt dato i fremtiden (IG, u.å.a).

Valutaendringer påvirker prisen, da olje handles i *amerikanske dollar* (USD). Novotný (2012, ss. 229-231) hevder at historiske bevegelser i dollarkursen og prisen på Brent utgjør en signifikant sammenheng mellom oljeprisen og endringer i USD. En styrket dollarkurs vil være ugunstig for oljeimporterende land ettersom oljen blir dyrere målt i deres valuta (Yousefi & Wirjanto, 2004, s. 784). Vice versa, vil en sterk dollarkurs være fordelaktig for oljeeksporterende land, da inntektene blir høyere målt i hjemlandets valuta. Renter og andre finansielle faktorer påvirker også oljeprisen.

Det er mange andre momenter som påvirker tilbudet og etterspørselen av olje. Ett sentralt eksempel er politisk risiko. Krigen mellom Ukraina og Russland, energipriser, samt Kinas stadig økende oljeimport, er eksempler på dette (Yang et al., 2022, s. 1). De faktorene vi peker på er bare noen av dem som er avgjørende å ta i betraktning for å forstå hvordan spotpris dannes. Vi benytter spotpris i analysen da den viser den endelige prisen oljen blir solgt for.

3 TIDLIGERE FORSKNING

Litteraturen rundt olje og aksjemarkeder bærer et mangfold av resultater knyttet til hvordan oljepris påvirker og påvirkes av aksjemarkeder, se for eksempel Jones & Kaul (1996), Sadorsky (1999), Anoruo & Mustafa (2007), Miller & Ratti (2009), Berument et al. (2010), Filis et al. (2011), Martín-Barragán et al. (2015), Degiannakis et al. (2018), Masood et al. (2019) og Cui et al. (2021). Variasjon fremgår også i forskningens periodiseringer; forskere undersøker ulike intervall fra 1970 frem til 2021. I den presenterte litteraturen er periodiseringene ofte ikke begrunnet med særlig tyngde. Forskerne høster signifikante funn dersom de benytter tilsvarende tidsintervall. Likevel er dette sjeldent tilfellet når analysen er gjort tett på egen tid. Dersom samme periode blir undersøkt på et senere tidspunkt tenderer funnet mot en sterkere signifikans. Fremgangsmåten til forskerne varierer også, grunnet ulik modellbruk og forskjellige teoretiske rammeverk. *Vector Autoregression* (VAR) har vært flittig

brukt, men andre modeller ser nå ut til å bli rådende på området, eksempelvis *Vector Error Correction* (VEC) som Anoruo & Mustafa (2007) og He et al. (2019) anvender.

3.1 FUNDAMENTAL FORSKNING PÅ OLJE OG AKSJEMARKEDER

Jones & Kaul (1996, s. 438) undersøker realavkastning på aksjer i ulike aksjemarkeder, og hvordan disse reagerer på oljeprissjokk i perioden 1970-1991. De spør hvorvidt aksjemarkeder reagerer rasjonelt på prissjokkene, noe som kun er tilfelle i enkelte land, eksempelvis USA. Dette tyder på at det amerikanske aksjemarkedet er rasjonelt, noe som ytterligere støtter tidligere antagelser om markedseffisiens.

Anoruo & Mustafa (2007) tar i sin forskning opp forholdet mellom oljepris og det amerikanske aksjemarkedet. De finner en kausal sammenheng fra aksjemarkedet til oljepris, men ikke andre veien. Studien konkluderer samtidig med at det ikke vil være mulig å redusere risiko ved å holde eiendeler fra begge aksjemarkeder i samme portefølje, da aksjemarkedene er kointegrerte. Filis et al. (2011, s. 161) hevder også en slik effekt i studieresultatene sine. Andre forskere, som Sadorsky (1999, s. 468), hevder det motsatte: Oljeprisen påvirker aksjemarkedet. Dessuten peker Berument et al. (2010, s. 151) blant annet på en positiv korrelasjon mellom oljepris og oljeeksporterende økonomier ved oljesjokk. Funnene til Jones & Kaul (1996) og Huang et al. (1996) er på en annen side ikke statistisk signifikante når de undersøker en tilsvarende sammenheng. Grunnet tvetydighet i funn er kausaliteten mellom olje og aksjemarked usikker. Det eksisterer derfor en reell mulighet for kointegrasjon mellom oljepris og henholdsvis det norske og amerikanske aksjemarkedet.

Miller & Ratti (2009, s. 567) fremlegger funn om sammenhengen mellom aksjepriser og oljepris for flere OECD-land i periodene 1971-1980 og 1988-1998. De finner en negativ korrelasjon: Når oljeprisen stiger, synker aksjeprisen. I perioden etter 1998 blant anvendt litteratur er det ikke gjort statistisk signifikante funn på denne relasjonen, med unntak av studien til Degiannakis et al. (2018) om korrelasjoner mellom *Dow Jones Industrial Average* (DIA) og oljeprisen. For perioden 1986-2006 som helhet, hevder Degiannakis et al. (2018, s. 112) at høyere oljepriser i teorien påfører børser i oljeimporterende stater mindre avkastning. Vice versa opplever oljeeksporterende stater, slik som Norge, høyere avkastning.

Martín-Barragán et al. (2015 s. 226) finner ikke korrelasjoner mellom oljepris og aksjemarkeder i OECD-landene i perioder der det ikke er prissjokk. I perioder med oljeprissjokk, som under Golfkrigen i 1990-1991 og under finanskrisen i 2008, er korrelasjonen negativ. Forskerne finner statistisk signifikante funn frem til 2008.

Basert på Degiannakis et al. (2018) sine funn og Yousefi & Wirjanto (2004, s. 784) sine antagelser om olje og valuta, er det plausibelt å hevde at det norske aksjemarkedet vil være tjent med høy oljepris. Likevel er det slik at økte oljepriser grunnet sjokk fra tilbudssiden trigger en negativ respons fra aksjemarkeder, mens etterspørselssjokk oppleves som positivt. Disse sjokkene fører ikke til merkbare forskjeller mellom oljeeksporterende og -importerende land, ifølge Filis et al. (2011, s. 161), og kan derfor ha en dempende effekt ovenfor forholdet som Norge og USA har til oljemarkedet.

Cui et al. (2021, ss. 20-21) undersøker sammenhenger mellom aksjemarkeder i store deler av verden og oljepris mellom 2005 og 2021. De finner sterke sammenhenger mellom disse i perioder på en til to år. Disse er særlig sterke mellom WTI og det amerikanske og europeiske aksjemarkedet. Disse funnene kan gi grobunn for å anta at en lignende sammenheng eksisterer mellom Brent og aksjemarkedet.

Det er grunn til å tro at det er usikkerhet knyttet til hvorvidt oljepris påvirker aksjemarkeder eller motsatt, da litteraturen viser store forskjeller. Likevel foreligger det trolig en kointegrasjon. Vekselvis, påvirker oljepris tilsynelatende aksjer i enkelte perioder, og motsatt i andre perioder. Forskningen på feltet konkluderer ulikt, noe som gir grobunn for ulike økonometriske modeller.

3.2 VAR- OG VEC-MODELLEN

VAR-modellen brukes for å finne sammenhenger mellom ulike variabler over tid, og ble popularisert i makroøkonomifeltet etter publikasjonen av Sims (1980). Modellen predikerer flere tidsserievariabler uavhengig av frekvens (Hanck et al., 2022, ss. 452-453). Sadorsky (1999, ss. 450-468), i sin studie om oljepris og økonomisk aktivitet, bruker denne modellen på månedlige data, mens Huang et al. (1996, s. 3) anvender en daglig frekvens på de samme variablene. Modellens fleksibilitet gjør at den har vært bransjestandard siden 1980 (Stock & Watson, 2017, s. 61). Imidlertid blir estimatene upresise når man mistenker kointegrasjon mellom variabler.

Anoruo & Mustafa (2007) hevder kointegrasjon mellom amerikansk aksjemarked og oljepris. En kan anta at en lignende kointegrasjon også kan gjelde for OSEBX og oljepris. VAR-modellen sine begrensninger utfylles av VEC-modellen som tester for kointegrasjon (Colonescu, 2016, s. 196).

Denne brukes for å finne gode estimater av sett med ett eller flere kointegrerende variabelforhold i tilfellet av sjokk på en avhengig variabel. Maysami & Koh (2000, s. 83), Anoruo & Mustafa (2007, ss. 26-27) og Marques et al. (2014, s. 38) trekker frem fordelene ved å tillate at et sett med variabler kan justere og reagere på observerte forstyrrelser i et annet sett, hvilket kan føre til at systemet vil kunne konvergere til et langsiktig likevektsforhold. Modellens oppbygning unngår overføring av feil fra ett

steg til et annet ved estimering av et feilkorreksjonsledd. Dette gjør at VEC-modellen stiller sterkere enn VAR-modellen i tilfellet av kointegrasjon.

4 PRESENTASJON AV INDEKSER

S&P500 er en amerikansk aksjeindeks som måler prestasjonen til de 500 største selskapene børsnotert på *New York Stock Exchange*. Indeksen benyttes for å måle utviklingen til det amerikanske aksjemarkedet, og er en god indikator på den generelle økonomiske tilstanden i USA.

Markedsverdien av S&P500 er omtrent USD 35 billioner per 28. februar 2023 (Kenton, 2023).

OSEBX er Oslo Børs sin hovedaksjeindeks. Denne er en god indikasjon på målet for økonomisk utvikling i Norge, da et representativt utvalg selskaper er inkludert i indeksten, samtidig fordi den oppdateres to ganger årlig for å justere for eventuelle frafall og tilskudd av selskaper.

Markedsverdien av OSEBX er omtrent 4 000 milliarder NOK, som tilsvarer omkring USD 386 milliarder per 6. februar 2023 (Aksjenorge, 2023).

Referansemåling for olje henviser til spotprisen. He et al. (2010), Martín-Barragán et al. (2015), Mohaddes & Pesaran (2017), Cui et al. (2021) og Nan et al. (2022) benytter WTI i sin forskning, men begrunner dog ikke valget av WTI kontra eksempelvis Brent. WTI ble lenge brukt som hovedreferanse for prising av olje i vestlige indekser, men har i nyere tid blitt trumfet av Brent (Energy Insights by McKinsey, u.å.b). Dens rolle som referanse for industrien forsterkes av omfattende termin- og derivatmarkeder, og at 2/3 av alle oljekontrakter nå benytter Brent som referanse (Energy Insights by McKinsey, u.å.a; Kurt, 2022).

S&P500 og OSEBX anvendes for å representere aksjemarkedene. Effekten av oljepris testes kun én vei, da den i vår analyse brukes som forklarende variabel. Basert på forskningen til Anoruo & Mustafa (2007), anerkjenner vi dog også muligheten for det kausale forholdet fra aksjemarked til oljepris. På samme tid vil nok graden av kointegrasjon mellom disse variablene variere avhengig av om man tester for Brent eller WTI. Kausaliteten åpner opp for at S&P500 kan påvirke utviklingen på OSEBX og oljepris, da S&P500 utgjør omtrent 66 % av verdensøkonomien (MSCI, 2023, s. 2). Det er grunn til å anta at det norske aksjemarkedet er for lite til å kunne påvirke andre aksjemarkeder og oljepris. Dette vil komme frem i modellene i kapittel 5.

OSEBX er målt i NOK, mens oljepris og S&P500 i USD. Under forutsetningen om markedseffisiens og bruken av månedlige data, antar vi at endringer mellom NOK og USD er noe markedet priser inn.

5 ØKONOMETRISK ANALYSE

Den økonometriske analysen undersøker sammenhengen mellom oljeprisen, S&P500 og OSEBX ved bruk av regresjonsanalyse. Resultatene gir innsikt i hvor mye oljeprisen påvirker aksjeindeksene, gitt dette kausale forholdet.

For analysene, anvendes data fra *Investing.com*. Tidsseriedataene er hentet fra perioden 2000 til og med 2022, og har en månedlig frekvens. Datamaterialet behandles med programmeringsspråket R og analyseres i Rstudio. Den første delen undersøker hele perioden samlet, mens den andre delen ser på intervaller på fire og fem år. Dette gjøres for å kunne forklare det langsiktige likevektsforholdet som VEC-modellen tester for.

Regresjonsanalyser forklarer sammenhenger mellom to eller flere variabler. Modellen for OSEBX er bygd opp som en multippel regresjon, da det anvendes flere variabler på samme modell. Slik minimeres risiko tilknyttet seleksjonsproblemet, altså skjeve utvalg og manglende data (Grønmo, 2004, s. 336). Modeller basert på tidsseriedata representeres typisk slik:

$$y_t = \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + u_t$$

I modellen representerer y_t den avhengige variabelen, X_k er de uavhengige variablene, β_k er parametere for sistnevnte og u_t er feilleddet i modellen. Dette vil være utgangspunktet for modellene før eventuelle endringer vil bli gjort for å møte statistiske krav og finansielle teorier. OSEBX- og S&P500-modellene er formalisert under. Forkortelsene brukt for modellvariablene kan sees i tabell 5.1.

$$A: \Delta OSEBX_t = \beta_1 \Delta SP_t + \beta_2 \Delta OIL_t + u_t$$

$$B: \Delta SP_t = \beta_1 \Delta OIL_t + u_t$$

TABELL 5.1

Variabel	Forkortet i modell	Hentet fra	Intervall
Brent Crude Oil	OIL	Investing.com	01.01.2000 - 01.12.2022
Oslo Børs Hovedindeks	OSEBX	Investing.com	01.01.2000 - 01.12.2022
S&P500	SP	Investing.com	01.01.2000 - 01.12.2022

5.1 HYPOTESETESTING

Ettersom problemstillingen ser på effekter oljepris har på det amerikanske og norske aksjemarkedet, benytter vi en hypotesetest for henholdsvis én avhengig variabel i regresjonsmodellene: Én for det amerikanske aksjemarkedet (β_{SP}) og en annen for det norske aksjemarkedet (β_{OSEBX}). Den overordnede nullhypotesen er at en endring i oljepris ikke påvirker aksjemarkedene. Koeffisienten for olje i modellen er derfor null:

$$H_0: \Delta\beta_{OIL} = 0$$

Alternativhypotesen er da motsatt: En endring i olje påvirker aksjemarkedene. Her, formelt uttrykt:

$$H_A: \Delta\beta_{OIL} \neq 0$$

Det forutsettes ingen innflytelse fra OSEBX på S&P500, og derfor ekskluderes hypotesen om påvirkning fra OSEBX på det amerikanske aksjemarkedet. S&P500 er også en uavhengig kontrollvariabel i OSEBX-modellen, og en hypotesetest om påvirkning fra denne til avhengig variabel gjelder også i OSEBX-modellen.

5.2 DESKRIPTIV STATISTIKK

I programmet Rstudio utføres en deskriptiv statistisk analyse av datasettene brukt i oppgaven. Tabell 5.2 viser en oversikt over antall observasjoner (N), minimum- og maksimumsverdi i prosentvis månedlig endring, gjennomsnittsverdier og standardavvik.

TABELL 5.2: DESKRIPTIV STATISTIKK

Variabel	N	Minimum (%)	Maksimum (%)	Gjennomsnitt (%)	Standardavvik (%)
OSEBX	276	-25,35	17,23	0,90	5,81
SP	276	-16,94	12,68	0,44	4,46
BRENTOIL	276	-46,95	42,90	0,93	9,67

5.3 KORRELASJON OG KOLLINEARITET

Korrelasjon oppstår når to eller flere variabler beveger seg tett i samme retning eller viser liten variasjon. Dette kan føre til at koeffisientene viser seg ikke-signifikante til tross for at mål som R^2 viser troverdighet. En korrelasjonsanalyse tar sikte på å finne et enkelt statistisk mål som kan karakterisere sammenhengen mellom variablene (Grønmo, 2004, s. 323). Det finnes en rekke

metoder å utføre en korrelasjonsanalyse på, og metoden er ulik avhengig av hvorvidt variablene er på nominal, ordinal, intervall- eller forholds nivå.

Vi bruker korrelasjonskoeffisienten *Pearsons r*, ettersom variablene er på intervall- og forholds nivå. Denne tar utgangspunkt i spredningen rundt gjennomsnittet for hver av variablene og måler hvor mye av denne spredningen som er felles for de to variablene. Høy felles spredning betyr sterkere sammenheng mellom variablene (Grønmo, 2004, s. 328).

TABELL 5.3 KORRELASJON MELLOM OSEBX, SP OG OIL

Variabler	OSEBX	SP	OIL
OSEBX	1		
SP	0,74283	1	
OIL	0,44685	0,32812	1

TABELLBESKRIVELSE: TALLENE VISER PEARSONS R MELLOM VARIABLENE.

En korrelasjonskoeffisient på 1 viser fullstendig positiv sammenheng mellom variablene, illustrert i tabell 5.3 som når to identiske variabler testes mot hverandre. Forholdet mellom OSEBX og S&P500 har en korrelasjonskoeffisient på 0,74283, noe som tilsier at det er fare for kollinearitet da den er relativt nærliggende 1. Kollinearitet reduserer stabiliteten til modellen; estimatorene til regresjonskoeffisientene blir estimert upresist, noe som igjen fører til økt standardfeil (Gujarati, 2003, s. 402). Dette kan i ytterste konsekvens lede til upålitelige konklusjoner. Faren for kollinearitet er likevel sterkt redusert ved bruk av tidsseriedata, da kointegrasjon er en større fallgrube. Kointegrasjon løses analytisk ved anvendelse av VEC-modellen. Før vi tester for kointegrasjon, tester vi for enhetsrot og lag.

5.4 MODELLSPESIFIKASJON

Parameterne i regresjonsmodellen estimeres ved bruk av *minste kvadraters metode* (OLS; *Ordinary Least Squares*). Modellens ideal inneholder egenskaper som kan forklares gjennom Gauss-Markov-teoremet, som skal gi lavest observasjonsfeil: Feilledet er ikke-korrelert, forventningsrett og har lik varians (Gujarati, 2003, s. 79). Teoremet for OLS kan ytterligere begrunnes gjennom fem grunnleggende antagelser:

1. Forventningsrett estimator: $E(u_t) = 0$

Det eksisterer ikke noe forhold mellom den avhengige variabelen og faktorer som ikke er tatt hensyn til i modellen. Ergo har feilledet en forventet verdi lik null.

2. Homoskedastisitet: $Var(u_t) = \sigma^2$

Variansen innad i feilleddet må ha en lik (homo) fordeling (skedastisitet). Ved ulik fordeling, er residualene heteroskedastiske, og da forsømmes teoremet (Gujarati, 2003, s. 387). Ved å gjøre dataen om til et scatterplot, kan man oppdage dette visuelt (Colonescu, 2016, ss. 122-123). Residualenes fordeling er noe ulik mellom OSEBX og S&P500. Til tross for at fordelingen er noe avvikende, avviser vi heteroskedastisitet, se appendiks 5.1A og 5.1B.

3. Autokorrelasjon: $Cov(u_i, u_j) = 0$

Når ulike observasjoner korrelerer, eksempelvis over tid, kan det forekomme autokorrelasjon, et uønsket fenomen. Derfor må kovariansen til residualene på ulike tidspunkt, u_i og u_j , være lik null (Gujarati, 2003, s. 442). Ved å tilføye lag kan man motvirke dette og problemer knyttet til ikke-stasjonaritet, se kap. 5.4.1 og 5.4.2.

4. Ikke-stokastiske uavhengige variabler: $Cov(u_i, X_t) = 0$

Det skal ikke være noe sammenheng mellom de uavhengige variablene, X_t , og feilleddene, u_i , da det forvrenger representasjonen av de uavhengige variablene (Gujarati, 2003, s. 71). Denne sammenhengen reduseres ved å avvise at datasettet er ikke-stasjonært, se kap. 5.4.1.

5. Normalfordelte feilledd: $u_t \sim N(0, \sigma^2)$

Feilleddene i tidsseriedataen skal være normalfordelte og uavhengige. Dette testes for med en *Quantile-Quantile plot* (QQ-plot) (Gujarati, 2003, s. 112). I vårt datasett er distribusjonen tilsynelatende normalfordelt, da datapunktene følger den lineære antagelsen for feilleddet. Dette kan tolkes visuelt fra et QQ-plot for hver av modellene, vedlagt i appendiks 5.1A og 5.1B. Dersom datapunktene systematisk hadde avviket fra linjen, ville en annen distribusjon blitt lagt til grunn. Da det er 276 observasjoner, oppfylles trolig sentralgrenseteoremets antagelser om normalfordeling. Dermed vil avvik fra normalfordeling i residualene ikke ha alvorlige konsekvenser for tolkning av koeffisienter i modellen.

5.4.1 TIDSSERIEDATA, STASJONARITET OG LAG

Tidsseriedata inneholder flere variabler observert over flere perioder. Variablene vi bruker er markedsindekspriser og oljepriser på endringsform. Gjennom markedseffisiens, er nye observasjoner uavhengig fra tidligere observasjoner. Dette, sammen med Gujaratis (2004, ss. 662-663) tre bakenforliggende hovedårsaker fra psykologiske, teknologiske og institusjonelle faktorer, skaper en tidsforsinket effekt, kalt *lag*. Fraværet av lag i modellen kan medvirke til en *random walk* som fører til ikke-stasjonaritet i tidsseriene.

Modeller for analyser av tidsseriedata antar at serien er stasjonær, det vil si at sannsynlighetsfordelingen er lik og at distribusjonen av feilleddet er konstant over tid (Colonescu, 2016, ss. 137-138). Ikke-stasjonaritet i tidsseriedata kan lede til et tilsynelatende forhold i trend mellom ulike variabler som i utgangspunktet ikke er tilknyttet. På samme tid endrer gjennomsnittet, variansen eller kovariansen seg over tid: En spuriøs sammenheng (Colonescu, 2016, s. 177). Dette gir upresise estimeringer dersom det ikke blir tatt hånd om.

En stokastisk, med andre ord uforutsigbar, trend i tid kan gjøres stasjonær ved differensiering. En variabel differensieres d ganger for å bli stasjonær. En serie, $I(d)$, er integrert i 0. orden, $I(0)$, dersom den allerede er stasjonær, og integreres i 1. orden, $I(1)$, om den er ikke-stasjonær i sin natur, men blir stasjonær gjennom differensiering (Colonescu, 2016, s. 188). Ved test av enhetsrot, benytter vi *Augmented Dickey Fuller-test (ADF)*, og tester tidsserien for stasjonaritet og behovet for differensiering, samt hvorvidt det er sammenheng mellom feilledd og uavhengige variabler.

Colonescu (2016, s. 185) fremlegger en formalisering av ADF og hvordan hypotesene for testen settes opp. Vi tester for antall lag representert med $t - 1$. Funksjonen *adf.test* i Rstudio genererer et gunstig antall lag for testen:

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \lambda t + v_t$$

Testens nullhypotese er at tidsserien er ikke-stasjonær, mens alternativhypotesen er at det foreligger stasjonaritet. Den kritiske verdien på 5 %-nivå, $-2,88$, er hentet fra Gujarati (2004, s. 975) sin oversikt over slike verdier. Nullhypotesen forkastes dersom t-verdiene er under de kritiske verdiene. Tabellen under tester både for udifferensierte og differensierte variabler.

$$H_0: \gamma = 0 \qquad H_A: \gamma < 0$$

TABELL 5.4 TEST PÅ STASJONARITET

Variabel	t-verdi		Kritisk verdi, $p = 0,05$
	Udifferensiert, $I(0)$	Differensiert, $I(1)$	
OSEBX	-6,208	-10,565	-2,88
SP	-5,654	-10,724	-2,88
OIL	-6,686	-10,084	-2,88

Vår test generer seks lag på alle variablene, både udifferensierte og differensierte. Disse er dog ment for ADF-testen, og antall lag i modellen må undersøkes separat, se følgende kapittel. Alle t-verdiene i

modellen er under kritiske verdier. Da de udifferensierte verdiene består testen, hevder vi at det trolig ikke er behov for å differensiere i 1. orden, og at det ikke er noe signifikant sammenheng mellom uavhengige variabler og feilledet. Vi forkaster dermed nullhypotesen om ikke-stasjonære data, samtidig som de grunnleggende antagelser for OLS følges.

5.4.2 VALG AV ANTALL LAG

Bruken og valget av lag kommer ikke uten risikofaktorer. Gujarati (2003, s. 807) påpeker at økt antall lag korrelerer med økt risiko for multikollinearitet: Når to eller flere uavhengige variabler beveger seg tilnærmedesvis og viser lite variasjon (Colonescu, 2016, s. 96). Konsekvensen er økt varians i estimerte parametere, noe som minsker sannsynligheten for å finne reelle signifikante nivåer. For å redusere forekomsten av kollinearitet bruker vi pris på endringsform (%): Dataene består av prosentvise endringer fra måned til måned. Basert på informasjonskriterier, velges antall lag.

Akaike's informasjonskriterium (AIC) og *Bayes informasjonskriterium* (BIC) gir en indikasjon på hvor mange lag det er, samtidig som den streber etter å minske forekomsten av autokorrelasjon i modellen. Dette sikrer våre antagelser om OLS gjennom Gauss-Markov-teoremet. Den grunnleggende tanken er å teste ulike lag på variablene, for deretter å velge de laveste informasjonskriteriene. AIC og BIC brukes parallelt i litteraturen som estimatorer for valg av antall lag i en modell, da BIC tenderer å gi for få lag og AIC har iboende svakheter. Hanck et al. (2022, s. 393) mener at disse er mest effektive når brukt sammen.

Akaike's informasjonskriterium (AIC):

$$AIC(p) = \log\left(\frac{SSR(p)}{T}\right) + (p + 1) + \frac{2}{T}$$

Bayes informasjonskriterium (BIC):

$$BIC(p) = \log\left(\frac{SSR(p)}{T}\right) + (p + 1) \frac{\log(T)}{T}$$

Hvor p er laglengde, SSR er kvadratsummen for residualene og T er periode. En antagelse i disse formaliseringene er at SSR minker jo høyere p er, og da øker kollinearitetsrisiko.

Observasjoner som er gjort lenge før den enkelte måned, vil i markedssammenheng typisk ikke være utslagsgivende for hva den enkelte måned blir påført av tidsforsinket respons. Begrunnelsen for dette ligger i markedseffisiens. Vi tester for lag mellom null og tre, for så å legge den laveste AIC-/BIC-anbefalingen til grunn for antall lag.

TABELL 5.5: ANTALL LAG I OSEBX-MODELL

Antall lag / Variabel	0	1	2	3	AIC/BIC-anbefaling
OSEBX	-1026 / -1004	-1025 / -999	-1024 / -999	-1024 / -999	0
SP	-784 / -769	-1031 / -1013	-1027 / -1005	-1024 / -999	1
OIL	-784 / -769	-1025 / -1007	-1021 / -999	-1018 / -993	1

TABELL 5.6: ANTALL LAG I S&P500-MODELL

Antall lag / Variabel	0	1	2	3	AIC/BIC-anbefaling
SP	-955 / -941	-954 / -936	-955 / -937	-956 / -938	0
OIL	-925 / -914	-956 / -942	-955 / -937	-957 / -935	1

Etter utføring av AIC-/BIC-tester på datasettene, med og uten lag, kan vi konstruere en optimal modell for hver av de to avhengige variablene vi undersøker. AIC-/BIC-testene beveger mot samme antall lag for OSEBX-modellen, og det velges derfor ett lag på hver av de avhengige variablene. For ordens skyld og for å redusere kollinearitetsrisiko, velges også ett lag på den avhengige variabelen, til tross for at AIC/BIC peker marginalt i ulike retninger. Som illustrert i tabell 5.5 og 5.6, lagges ikke de avhengige variablene av samme årsak.

5.4.3 TEST PÅ KOINTEGRASJON

TABELL 5.7: JOHANSEN-KOINTEGRASJONSTEST PÅ OSEBX-MODELL

OSEBX	Testform		Kritiske verdier		
	Trace	Maksimal egenvektorverdi	$p = 0,10$	$p = 0,05$	$p = 0,01$
Antall r kointegrerende variabler					
$r = 2$	87,06	87,06	7,52	9,24	12,97
$r = 1$	213,58	126,51	13,75	15,67	20,20
$r = 0$	369,19	155,61	19,77	22,00	26,81

TABELL 5.8: JOHANSEN-KOINTEGRASJONSTEST PÅ S&P500-MODELL

S&P500	Testform		Kritiske verdier		
	Trace	Maksimal egenvektorverdi	$p = 0,10$	$p = 0,05$	$p = 0,01$
Antall r kointegrerende variabler					
$r = 1$	99,88	99,88	7,52	9,24	12,97
$r = 0$	253,50	153,62	13,75	15,67	20,20

Kointegrasjon betyr at variablene viser likheter i trend over tid. Denne likheten kan måles ved å utføre en kointegrasjonstest som tester om feilleddene er stasjonære, ved å teste en regresjonsserie på en annen. Vi benytter Johansen (1991, s. 1551) sine to testvarianter, *trace* og *maksimal egenvektorverdi*, som har vært gjennomgående i litteraturen, deriblant Anoruo & Mustafa (2007). Nullhypotesen for trace og maksimal egenvektorverdi er at det er r kointegrerende variabler, og alternativhypotesen er at det er flere enn r kointegrerende variabler. Tabell 5.7 og 5.8 tilsier at begge modellene har sterk grad av kointegrasjon, da t-verdiene overstiger de kritiske verdiene på 1 % med god margin. OSEBX-modellen innehar to kointegrerende variabelforhold, mens S&P500-modellen innehar ett kointegrerende variabelforhold. Ved kointegrasjon tilfører Colonescu (2016, s. 190) et feilkorreksjonsledd, $\hat{\epsilon}_{t-1}$, noe som formaliseres i påfølgende kapittel.

5.5 METODE

Datasettene består ikke av absolutte verdier, men prosentvise endringer. Følgelig, er også modellene på endringsform. Disse formaliseres først gjennom en VAR-modell, før feilkorreksjonsleddet trekkes ut av hensyn til kointegrasjon. Dette leddet ilegges VEC-modellen. Første formalisering av OSEBX (**A**) og S&P500 (**B**) er slik:

$$\mathbf{A}: \Delta OSEBX_t = \beta_1 \Delta SP_t + \beta_2 \Delta OIL_t + \beta_3 \Delta SP_{t-1} + \beta_4 \Delta OIL_{t-1} + u_t$$

$$\mathbf{B}: \Delta SP_t = \beta_1 \Delta OIL_t + \beta_2 \Delta OIL_{t-1} + u_t$$

Det følger av modellens oppbygning at β er en representasjon av de uavhengige variablene i modellene, og er dermed å finne i tilknytning til variablene vi tester for. Deretter uttrykker vi både S&P500 og oljepris, for henholdsvis β_3 og β_4 , med et tidsetterslep, $t - 1$. Tidsetterslepet uttrykker vår bruk av antall lag, som motvirker autokorrelasjon og problemer knyttet til ikke-stasjonaritet. Den øvrige variabelen, u_t , representerer feilleddet i våre modeller. Dette utgjør fundamentene til en VAR-modell, som tester flere tidsserievariabler (Gujarati, 2003, s. 874; Hanck et al., 2022, ss. 452-453). På grunn av funnene tilknyttet kointegrasjon, settes et feilkorreksjonsledd, $\hat{\epsilon}_{t-1}$, inn. Med hensyn på variabelinndataen i den opprinnelige VAR-modellen, formaliseres denne slik før den settes inn i VEC-modellen:

$$\mathbf{A}: \hat{\epsilon}_{t-1}^{OSEBX} = \beta_0 \Delta OSEBX_{t-1} + \beta_1 \Delta SP_{t-1} + \beta_2 \Delta OIL_{t-1}$$

$$\mathbf{B}: \hat{\epsilon}_{t-1}^{SP500} = \beta_0 \Delta SP_{t-1} + \beta_1 \Delta OIL_{t-1}$$

Korreksjonsleddet gjør at analysen heller gjennomføres via en VEC-modell. Colonescu (2016, s. 196) anvender en slik modell ved tilfeller av kointegrasjon. Tilpasningen til modellen blir følgende:

$$\mathbf{A}: \Delta OSEBX_t = \beta_1 \Delta SP_t + \beta_2 \Delta OIL_t + \beta_3 \Delta SP_{t-1} + \beta_4 \Delta OIL_{t-1} + \beta_5 \hat{\epsilon}_{t-1}^{OSEBX} + u_t$$

$$\mathbf{B}: \Delta SP_t = \beta_1 \Delta OIL_t + \beta_2 \Delta OIL_{t-1} + \beta_3 \hat{\epsilon}_{t-1}^{SP500} + u_t$$

For å belyse hvordan sjokk på OSEBX og S&P500 påvirkes av oljepris, har vi valgt å dele analysene inn i fem perioder med intervaller på fire til fem år. Her sees de inndelte intervallene i lys av historiske hendelser, se tabell 5.9. Dette bidrar til å illustrere utviklingen av de overordnede langsiktige likevektsforholdene til henholdsvis OSEBX- og S&P500-modellen.

TABELL 5.9: OVERSIKT OVER INTERVALLER

Intervall	Fra	Til	Historiske hendelser i tidsperiode
1	01.01.2000	01.12.2003	Dot com-boblen, terrorangrepet 11.09.2001, invasjonen av Irak 2003.
2	01.01.2004	01.12.2008	Økning i oljepris (USD 40-140).
3	01.01.2009	01.12.2013	Ettervirkninger av Finanskrisen, gjeldskrise i Europa.
4	01.01.2014	01.12.2018	Nedgang i oljeinvesteringer, volatil oljepris.
5	01.01.2019	01.12.2022	Koronapandemien, nullrente.

Det første intervallet strekker seg fra 2000 til 2003, hvor flere større hendelser påvirket det globale aksjemarkedet og oljeprisen. Under Dot com-boblen steg verdien av teknologiaksjer dramatisk fra slutten av 1990-tallet til starten av 2000-tallet, hvor de senere kollapset i årsskiftet 2000-2001. I 2001 ble USA rammet av terrorangrepet 9/11 som førte til en betydelig nedgang i økonomien. I kjølvannet av 9/11, erklærte USA krigen mot terror, og i 2003 invaderte de Irak (FN-sambandet, 2023). Krigen hadde en betydelig innvirkning på verdensøkonomien, men spesielt oljeprisen, som i november 2001 var på USD 19,14 fatet, den laveste verdien i datasettet som helhet (Investing.com, 2023, u.å.c).

Det andre intervallet omfatter årene 2004 til 2008. Intervallet inkluderer perioden som bygger opp mot finanskrisen, samt selve finanskrisen, og en betydelig økning i oljeprisen som i juni 2008 nådde historisk høye nivå på USD 140 fatet (Investing.com, u.å.c). Perioden inkluderer også den såkalte «skiferrevolusjonen» som bidro til at USA ble en større oljeprodusent og påvirket prisene på WTI (Monge et al., 2017, s. 12). I slutten av perioden stupte oljeprisen til USD 40 fatet.

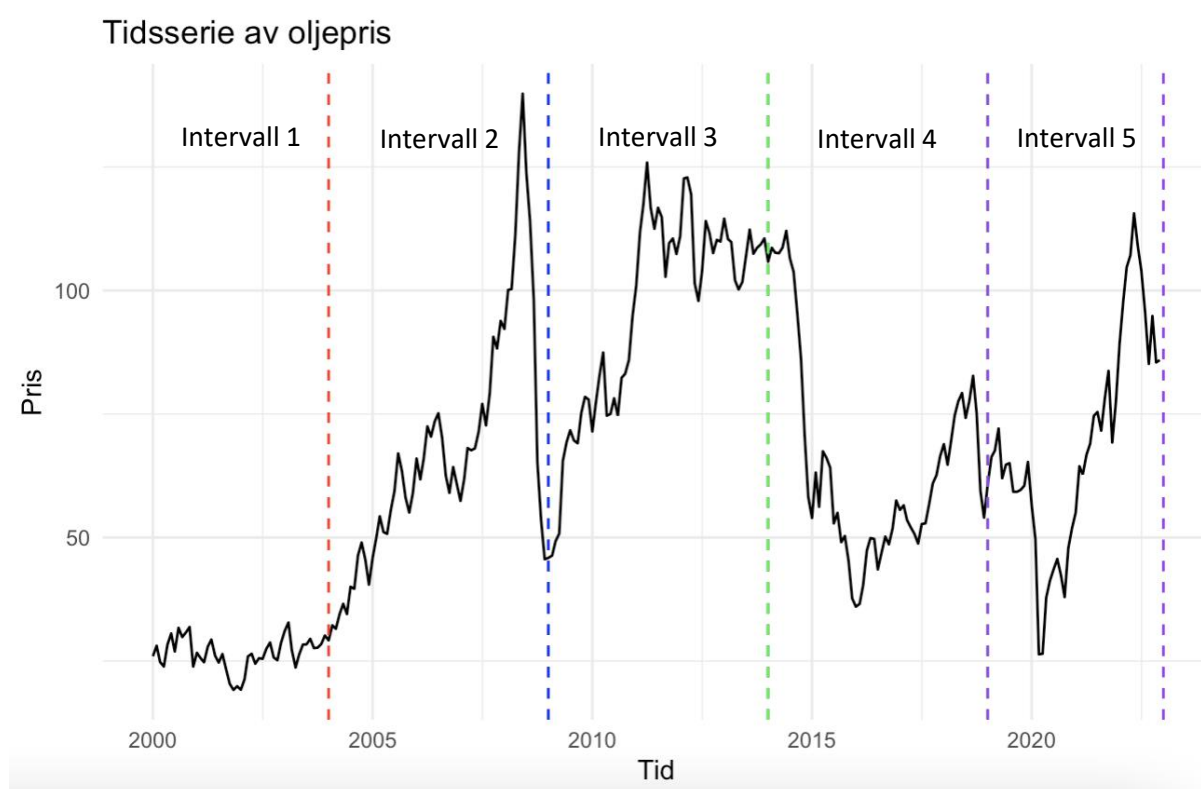
Det tredje intervallet er årene 2009 til 2013. Etterspillet av den globale finanskrisen har preget perioden. Intervallet starter med en oljepris på USD 40 fatet, og videre den europeiske gjeldskrisen, som fant sted i 2009-2010. Enkelte europeiske land, som Hellas, Portugal, Irland og Spania, måtte gjøre store kutt i statsbudsjettene for å unngå konkurs. Økonomisk usikkerhet og høy arbeidsledighet preget tilværelsen hos innbyggere.

Det fjerde intervallet utgjør tidsspennet 2014 til 2018. I denne perioden falt oljeprisen betydelig fra toppnivåene i juni 2014 på USD 110 fatet til USD 35 fatet i januar 2016. Dette ledet til en periode med volatilitet i oljemarkedet. I 2016 trådte Parisavtalen i kraft, en internasjonal avtale som skal sørge for at verdens land klarer å begrense den globale oppvarmingen til under 2 grader celsius.

Aktuelle land satt nasjonale mål for utslippsreduksjon, og en strategi på hvordan gjennomføre det. OPEC kom i 2016 med den første produksjonskuttavtalen siden 2008 som innebar en reduksjon på 1,2 millioner fat per dag (European Central Bank, 2016).

Det femte intervallet omfatter årene 2019 til 2022, og var en periode preget av den globale koronapandemien som har ført til en betydelig nedgang i økonomisk aktivitet og et negativt skifte i etterspørselen etter olje (Kingsly & Henri, 2020, s. 1). Perioden kjennetegnes av usikkerhet, volatilitet og pengepolitiske tiltak som kan ha stimulert aksjemarkedene i stor grad.

FIGUR 5.1: OLJEPRIS, 2000-2022



FIGURBESKRIVELSE: DE STIPLEDE LINJENE REPRESENTERER DE ULIKE INTERVALLENE. FIGUREN ER MODELLERT I RSTUDIO MED DATA HENTET FRA INVESTING.COM (U.Å.A).

6 RESULTATER OG DISKUSJON

Hvor mye oljepris påvirker aksjemarkeder kan presenteres gjennom *feilkorreksjonsleddet* (ECT) i VEC-modellen. Resultatene for perioden 2000-2022 er presentert ut ifra et datasett på 276 observasjoner, med en utvalgsstørrelse på 274, grunnet lag. OSEBX-modellen, med sine to kointegrerte variabelforhold, gir oss to ulike sett ECT-verdier. Da Anoruo & Mustafa (2007) hevder kausalitet i

retning aksjemarked til oljepris, benytter vi ECT1-verdiene, da disse går fra aksjemarked til olje, se appendiks 6.1. Verdiene i kapittelels tabeller er ECT-verdiene, og standardfeil står i parentes. Graden av signifikans til parameterne kommer frem av stjerner (* 5 %, ** 1 %, *** 0,1 %). Etter resultatpresentasjon diskuteres de signifikante funnene oppimot den anvendte litteraturen.

6.1 S&P500

Tabell 6.1 og 6.2 forklarer ECT-utdata med standardfeil fra VEC-modellene anvendt på henholdsvis hele datasettet med S&P500 som avhengig variabel og periodevise inndelinger av samme modell.

TABELL 6.1: ECT S&P500

	ECT: SP	ECT: OIL
01.01.2000-01.12.2022	-0,7616 (0,0923) ***	1,2058 (0,2043) ***

ECT-verdiene er signifikante på 0,1 %, og vi kan med rimelig sikkerhet hevde en korreksjon fra ECT-verdiene gjennom S&P500 og oljepris på det langsiktige likevektsforholdet. Oljeprisen korrigerer sterkere enn S&P500, da ECT-verdiene er lengre fra null.

TABELL 6.2: ECT S&P500, INTERVALLER

	ECT: SP	ECT: OIL
Intervall 1: 2000-2003	-0,0893 (0,0780)	0,7877 (0,1242)***
Intervall 2: 2004-2008	-0,7716 (0,1721)***	1,3775 (0,4576)**
Intervall 3: 2009-2013	-1,2427 (0,2248)***	0,4008 (0,4134)
Intervall 4: 2014-2018	-1,3409 (0,2224)***	0,1225 (0,7345)
Intervall 5: 2019-2022	-1,4322 (0,3095)***	0,2760 (0,8293)

I det første intervallet har S&P500 en marginal stabiliseringseffekt på det langsiktige likevektsforholdet, men er ikke-signifikant. Oljeprisen har, på den andre siden, signifikans på 0,1 % og stabiliserer sterkere mot sjokk som avviker likevektsforholdet. En lignende feilkorreksjon foregår også gjennom oljeprisen i andre intervall, dog ikke like signifikant da den er på 1 %. I dette intervallet er også S&P500 signifikant, på 0,1 %, noe den er gjennomgående i de påfølgende periodene. Oljeprisen korrigerer sterkere enn S&P500 i andre intervall, men mister signifikant styrke ut de resterende intervallene. Stabiliseringen er marginal og har høy standardfeil.

6.2 OSEBX

Tabell 6.3 og 6.4, forklarer ECT-utdata med standardfeil fra VEC-modellene anvendt på henholdsvis hele datasettet med OSEBX som avhengig variabel og periodevise inndelinger av samme modell.

TABELL 6.3: ECT OSEBX

	ECT: OSEBX	ECT: SP	ECT: OIL
01.01.2000-	0,1016	0,5298	1,6089
01.12.2022	(0,1287)	(0,0906) ***	(0,1875) ***

S&P500 og oljepris er begge signifikante på 0,1 %. Korreksjonen fra oljeprisen er relativt sterk sammenlignet med S&P500, men med høyere standardfeil. Dette tyder på at oljeprisen i det 21. århundret har vært en driver for OSEBX. Det langsiktige likevektsforholdet stabiliseres marginalt av OSEBX, men denne ECT-verdien er ikke-signifikant.

TABELL 6.4: ECT OSEBX, INTERVALLER

	ECT: OSEBX	ECT: SP	ECT: OIL
Intervall 1:	0,1744	0,8046	0,8217
2000-2003	(0,3556)	(0,2484) **	(0,4271)
Intervall 2:	-1,1750	0,0428	0,3723
2004-2008	(0,4329) **	(0,1975)	(0,5171)
Intervall 3:	0,1312	0,8750	1,5145
2009-2013	(0,4555)	(0,3232) **	(0,5472) **
Intervall 4:	-0,9085	0,1004	1,5697
2014-2018	(0,2950) **	(0,2552)	(0,8097)
Intervall 5:	-0,8208	-0,8141	2,3516
2019-2022	(0,2879) **	(0,3160) *	(0,7611) **

ECT-en til S&P500 er i første intervall signifikant på 1 %, og har lavere standardfeil enn de andre ECT-verdiene i dette intervallet. OSEBX stabiliserer likevektsforholdet marginalt, men er ikke-signifikant. Oljepris korrigerer tilsynelatende sterkest, men ettersom denne er ikke-signifikant er effekten usikker. Videre i andre intervall, er det kun OSEBX sin ECT som signifikant stabiliserer. S&P500 har særdeles liten påvirkning via ECT på likevektsforholdet, mens oljeprisen korrigerer sterkere. Ingen av disse sistnevnte har signifikant effekt.

I tredje intervall påvirker både ECT gjennom S&P500 og oljepris positivt med en signifikans på 1 %. Her er OSEBX sterkt styrt av disse, men spesielt oljepris. OSEBX stabiliserer kun marginalt. Fjerde periode viser til stor endring, der vi hverken finner signifikante verdier for ECT-en til S&P500 eller oljepris. ECT-en til S&P500 faller i dette intervallet betraktelig. Oljeprisen korrigerer sterkt og har høyt standardfeil, men er ikke-signifikant. OSEBX er på en annen side signifikant på 1 % og korrigerer likevektsforholdet.

Det siste intervallet inneholder bare signifikante funn hvor OSEBX, S&P500 og oljepris henholdsvis er på 1 %, 5 % og 1 %. ECT-en til OSEBX og S&P500 korrigerer i omtrent like stor grad, mens oljepris korrigerer relativt sterkere. Likevel, etter en gjennomført isolert Johansen-kointegrasjonstest på denne perioden, var kointegrasjonen bare signifikant på 5 % og ikke 1 %. Derfor rommer det mer usikkerhet i ECT-utdata tilknyttet det femte intervallet.

6.3 DISKUSJON

ECT-ene for oljevariablene vil positivt korrigerer det langsiktige likevektsforholdet for S&P500 og OSEBX i tilfellet av sjokk. ECT til S&P500 korrigerer S&P500-modellen i negativ retning. OSEBX sitt langsiktige likevektsforhold påvirkes også av S&P500, men da i positiv retning. Basert på ECT-parameterne, hevder vi at olje feilkorrigerer sterkest på disse indeksene ved sjokk, gitt at likevektsforholdet for perioden 2000-2022 kan illustrere det videre forløpet i markedene. Dette kan til dels forklares av det som har skjedd i de kortsiktige intervallene.

Cui et al. (2021) har likhetstrekk til våre funn i første og andre intervall for S&P500-modellen, og tredje og femte intervall for OSEBX-modellen. De ser dog utelukkende på korte intervall, med en anvendelse av VAR-modellen, samtidig som de bruker WTI fremfor Brent. På S&P500 ser vi at oljepris har en korrigerende kraft på modellen i perioden 2000-2008, noe vi ikke finner i senere tid.

Funnene til Miller & Ratti (2009) og Martín-Barragán et al. (2015) stemmer overens med våre funn rundt den negative korrelasjonen mellom S&P500 og oljepris. De sterke oljeprishoppene som følge av finanskrisen, oljekrisen og koronapandemien kan ha bidratt til disse resultatene. På den andre siden, finner vi i likhet med Berument et al. (2010) en positiv korrelasjon mellom OSEBX og oljepris. Den tunge vektingen energisektoren har i Norge, kan ha vært med på å dytte resultatet i denne retningen. Dette sammenfaller med Degiannakis et al. (2018) sine funn om at oljeeksporterende land vil være tjent med høy oljepris, for perioden 1986-2006, fortsatt står gjeldende. I motsetning til Anoruo & Mustafa (2007), finner vi at olje påvirker aksjemarked. Vi har ikke testet modellen for motsatt effekt utover forutsetningen om at S&P500 påvirker oljepris, som igjen påvirker OSEBX.

7 KONKLUSJON

Et sjokk på én enhet på S&P500 eller OSEBX vil medføre en feilkorreksjon på henholdsvis 1,2058 eller 1,6089 enheter gjennom oljepris for å opprettholde det langsiktige likevektsforholdet mellom aksjemarked og oljepris. Feilkorreksjonsleddet til S&P500 justerer også sitt eget likevektsforhold med $-0,7616$ enheter. S&P500 korrigerer OSEBX med 0,5298 enheter. Analysen viser at OSEBX er mer oljesensitiv enn S&P500.

For videre forskning kan det være naturlig å inkludere flere aksjemarkeder for å utvide sammenligningsgrunnlaget. Variabler som renter, valuta, inflasjon og lignende, samt en lengre

tidsperiode, kan eventuelt gi andre resultater. Det kan også være hensiktsmessig å teste kausaliteten mellom aksjemarked og oljepris i begge retninger.

Forkortelser	Definisjon
ADF	Augmented Dickey-Fuller
AIC	Akaikes informasjonskriterium
BIC	Bayes informasjonskriterium
CAPM	Capital Asset Pricing Model
DCF	Discounted Cash Flow
DJIA	Dow Jones Industrial Average
ECT	Error Correction Term
OLS	Ordinary Least Squares
OPEC	Organization of the Petroleum Exporting Countries
QQ	Quantile-Quantile (plot)
VAR	Vector Auto Regression
VEC	Vector Error Correction
WTI	West Texas Intermediate Crude Oi

BIBLIOGRAFI

Aksjenorge. (2023, 6. februar). *Største selskaper på Oslo Børs*.

<https://aksjenorge.no/aktuelt/2023/02/06/storste-selskaper-pa-oslo-bors/>

Anoruo, E., & Mustafa., M. (2007). An empirical Investigation into the relation of oil to stock market prices. *North American Journal of Finance and Banking Research*, 1(1), 22-36.

<http://najfbr.com/articles-volume-1/volume-1-article-2/>

Berument, M. H., Ceylan, N. B., & Dogan, N. (2010). *The Impact of Oil price Shocks on the Economic Growth of Selected MENA Countries*. *The Energy Journal*, 31(1), 149-176.

<https://www.jstor.org/stable/41323274>

Brealey, A. R., Myers, C. S., Allen, F., & Edmus, A. (2022). *Principles of Corporate Finance*. (14. utg.). McGraw Hill LLC.

Colgan, J. D. (2014). The Emperor Has No Clothes: The limits of OPEC in the global oil market.

International Organization, 68(3), 599-632. <https://www.jstor.org/stable/43282120>

Colonescu, C. (2016). *Principles of Econometrics with R*. bookdown.

<https://bookdown.org/ccolonescu/RPoE4/RPoE.pdf>

Cui, J., Goh, M., Li, B., & Zou, H. (2021). Dynamic dependence and risk connectedness among oil and stock markets: New evidence from time-frequency domain perspectives. *Energy*, 216.

<https://doi.org/10.1016/j.energy.2020.119302>

Degiannakis, S., Filis, G., & Arora, V. (2018). Oil Prices and Stock Markets: A Review of the Theory and Empirical Evidence. *The Energy Journal*, 39(5), 85-130. <https://www.jstor.org/stable/26534476>

Energy Insights by McKinsey. (u.å.a). *Brent*. Hentet 16. mars 2023 fra

<https://www.mckinseyenergyinsights.com/resources/refinery-reference-desk/brent/>

Energy Insight by McKinsey. (u.å.b). *WTI*. Hentet 16. mars 2023 fra

<http://www.mckinseyenergyinsights.com/resources/refinery-reference-desk/wti/>

European Central Bank. (2016, 22. desember). *Impact of the November 2016 OPEC agreement on the oil market*. (Issue 8 / 2016).

https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/eb201608_focus01.en.pdf

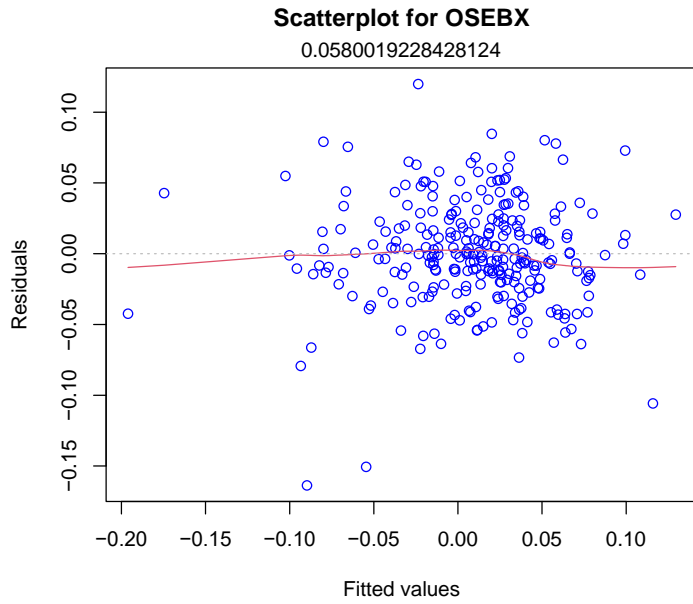
- Filis, G., Degiannakis, S., & Floros, C. (2011). Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries. *International Review of Financial Analysis*, 20(3), 152-164. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2011.02.014>
- FN-Sambandet. (2023, 20. mars). *Irak-Krigen 2003*. <https://www.fn.no/konflikter/Asia/irak-krigen-2003>
- Gujarati, D. N. (2003). *Basic Econometrics* (4. utg.). McGraw Hill LLC.
- Grønmo, S. (2004). *Samfunnsvitenskapelige metoder* (2. utg.). Fagbokforlaget.
- Hanck, C., Arnold, M, Gerber A., & Schmelzer, M. (2022). *Introduction to Econometrics with R*. University of Duisburg-Essen. <https://www.econometrics-with-r.org/ITER.pdf>
- He, Y., Wang, S., & Lai, K. K. (2010). Global economic activity and crude oil prices: A cointegration analysis. *Energy Economics*, 32(4), 868-876. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2009.12.005>
- Herrera, A. M., Karaki, M. B. & Rangaraju, S. K. (2019). Oil price shocks and U.S. economic activity. *Energy Policy*, 129, 89-99. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2019.02.011>
- Huang, R. D., Masulis, R. W., & Stoll, H. R. (1996). Energy Shocks and Financial Markets. *The Journal of Futures Markets*, 16(1), 1-27. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1002/%28SICI%291096-9934%28199602%2916%3A1%3C1%3A%3AAID-FUT1%3E3.0.CO%3B2-Q>
- IG. (u.å.a). Oljehandel: *Hvordan trade på olje?*. Hentet 27. mars 2023 <https://www.ig.com/no/oljehandel/hvordan-trade-olje>
- IG. (u.å.b). *West Texas Intermediate (WTI) definisjon*. Hentet 25. februar 2023 fra <https://www.ig.com/no/trading-ordliste/wti-definisjon>
- Investing.com (u.å.a). *Brent Oil Historical Data*. Hentet 30. januar 2023 fra <https://www.investing.com/commodities/brent-oil-historical-data>
- Investing.com (u.å.b). *Oslo OBX (OBX) Historical Data*. Hentet 30. januar 2023 fra <https://www.investing.com/indices/oslo-obx-historical-data>
- Investing.com (u.å.c). *S&P 500 (SPX) Historical Data*. Hentet 30. januar 2023 fra <https://www.investing.com/indices/us-spx-500-historical-data>
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580. <https://www.jstor.org/stable/pdf/2938278>

- Jones, M. C. & Kaul, G. (1996). Oil and the Stock Market. *The Journal of Finance*, 51(2), 463-491.
<https://www.jstor.org/stable/pdf/2329368.pdf>
- Kenton, W. (2023, 23. mars). *S&P 500 Index: What It's for and Why It's Important in Investing*. Investopedia. <https://www.investopedia.com/terms/s/sp500.asp>
- Kingsly, K., & Henri, K. (2020). COVID-19 and oil prices. *SSRN Electronic Journal*.
<https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3555880>
- Krichene, N. (2002). World crude oil and natural gas: a demand and supply model. *Energy Economics*, 24(6), 557-576. [https://doi.org/10.1016/S0140-9883\(02\)00061-0](https://doi.org/10.1016/S0140-9883(02)00061-0)
- Kurt, D. (2022, 29. januar). Benchmark Oils: Brent Crude, WTI and Dubai. *Investopedia*.
<https://www.investopedia.com/articles/investing/102314/understanding-benchmark-oils-brent-blend-wti-and-dubai.asp>
- Marques, A. C., Fuinhas, J. A., & Menegaki, A. N. (2014). Interactions between electricity generation sources and economic activity in Greece: A VECM approach. *Applied Energy*, 132, 34-46.
<https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2014.06.073>
- Martín-Barragán, B., Ramos, B. S., & Veiga, H. (2015). Correlation between oil and stock markets: A wavelet-based approach. *Economic Modelling*, 50, 212-227.
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2015.06.010>
- Masood, O., Tvaronavičienė, M., & Javaria, K. (2019). Impact of oil prices on stock return: evidence from G7 countries. *HAL open science*, 1(2), 129-137. <https://hal.science/hal-02163013v1/document>
- Maysami, R. C. & Koh, T. S. (2000). A vector error correction model of the Singapore stock market. *International Review of Economics & Finance*, 9(1), 79-96. [https://doi.org/10.1016/S1059-0560\(99\)00042-8](https://doi.org/10.1016/S1059-0560(99)00042-8)
- Miller, I. J. & Ratti, A. R. (2009). Crude oil and stock markets: Stability, instability, and bubbles. *Energy Economics*, 31(4), 559-568. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2009.01.009>
- Mohaddes, K. & Pesaran, H. M. (2017). Oil prices and the global economy: Is it different this time around? *Energy economics*, 65, 315-325. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.05.011>
- Monge, M., Gil-Alana, L. A., & de Gracia, F. P. (2017). US shale oil production and WTI prices behaviour. *Energy*, 141, 12-19. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2017.09.055>
- MSCI (2023, januar). *MSCI World All Cap Index (USD)* [Faktaark].
<https://www.msci.com/documents/10199/4479c942-4690-4f31-b0e0-7094f511b7a4>

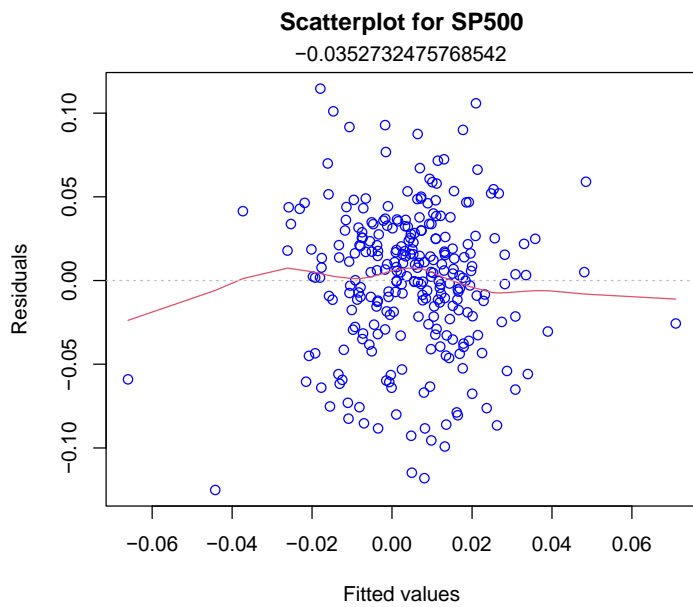
- Nan, Y., Sun, R., Zhen, Z., & Fangjin, C. (2022). Measurement of international crude oil price cyclical fluctuations and correlation with the world economic cyclical changes. *Energy*, 260. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2022.124946>
- Novotný, F. (2012). The Link Between the Brent Crude Oil Price and the US Dollar Exchange Rate. *Prague Economic Papers*, 21(2), 220-232. <https://doi.org/10.18267/j.pep.420>
- Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC). (u.å). *Our Mission*. Hentet 24. mars 2023 https://www.opec.org/opec_web/en/about_us/23.htm
- Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics*, 21(5), 449-469. [https://doi.org/10.1016/S0140-9883\(99\)00020-1](https://doi.org/10.1016/S0140-9883(99)00020-1)
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48. <https://doi.org/10.2307/1912017>
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2017). Twenty Years of Time Series Econometrics in Ten Pictures. *The Journal of Economic Perspectives*, 31(2), 59–86. <http://www.jstor.org/stable/44234999>
- U.S. Energy Information Administration. (2022, 25. februar). *Oil and petroleum products explained: Oil Prices and Outlook*. <https://www.eia.gov/energyexplained/oil-and-petroleum-products/prices-and-outlook.php>
- U.S. Energy Information Administration. (u.å). *What Drives Crude Oil Prices?* Hentet 27. februar 2023 fra <https://www.eia.gov/finance/markets/crudeoil/supply-nonopec.php>
- Yang, H., Li, P., & Li, H. (2022). An oil imports dependence forecasting system based on fuzzy time series and multi-objective optimization algorithm: Case for China. *Knowledge-Based Systems*, 26. <https://doi.org/10.1016/j.knosys.2022.108687>
- Yousefi, A. & Wirjanto, T.S. (2004). The empirical role of the exchange rate on the crude-oil price formation. *Energy Economics*, 26(5), 783-799. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2004.06.001>

APPENDIKS

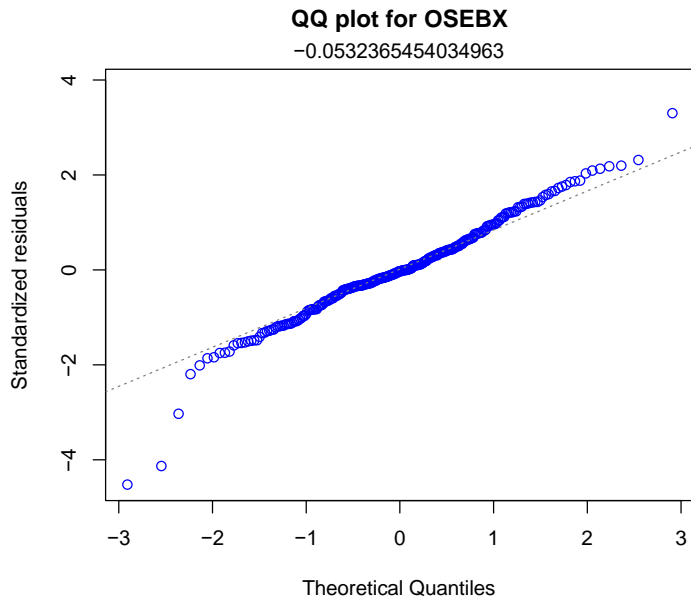
5.1A TEST AV HOMOSKEDASTISITET: OSEBX



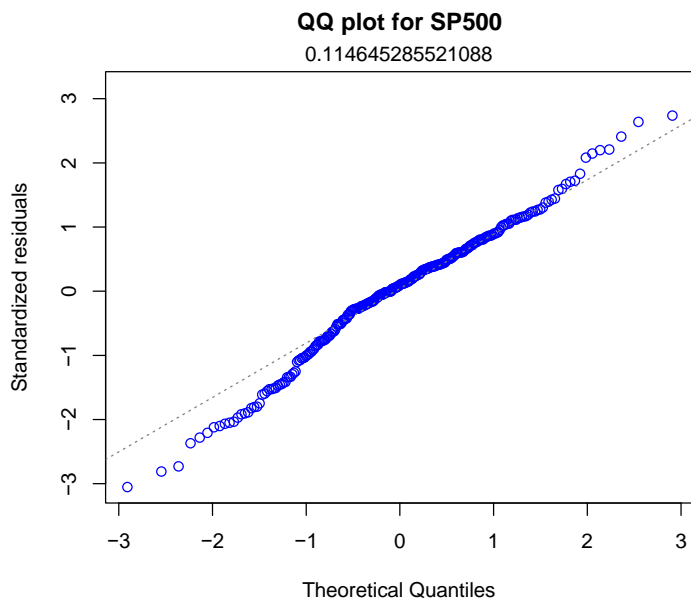
5.1B TEST AV HOMOSKEDASTISITET: S&P500



5.2A NORMALFORDELING AV FEILLEDD: OSEBX



5.2B NORMALFORDELING AV FEILLEDD: S&P500



6.1 ECT1- OG ECT2-TABELL

	OSEBX		SP500		OIL	
	ECT1	ECT2	ECT1	ECT2	ECT1	ECT2
01.01.2000- 01.12.2022	0,1016 (0,1287)	-0,4957 (0,1994)*	0,5298 (0,0906)***	-1,4055 (0,1404)***	1,6089 (0,1875)***	-0,7696 (0,2905)**
Intervall 1 2000-2003	0,1744 (0,3556)	-0,2896 (0,6786)	0,8046 (0,2484)**	-1,6156 (0,4741)**	0,8217 (0,4271)	-0,7488 (0,8151)
Intervall 2 2004-2008	-1,1750 (0,4329)**	0,9972 (0,6803)	0,0428 (0,1975)	-0,8157 (0,3103)*	0,3723 (0,5171)	0,9058 (0,8124)
Intervall 3 2009-2013	0,1312 (0,4555)	-0,3973 (0,5072)	0,8750 (0,3232)**	-1,6355 (0,3598)***	1,5145 (0,5472)**	-0,5321 (0,6093)
Intervall 4 2014-2018	-0,9085 (0,2950)**	-0,0121 (0,2990)	0,1004 (0,2552)	-1,4077 (0,2587)***	1,5697 (0,8097)	-0,7546 (0,8208)
Intervall 5 2019-2022	-0,8208 (0,2879)**	-0,7802 (0,1580)***	-0,8141 (0,3160)*	-0,9836 (0,1734)***	2,3516 (0,7611)**	-1,4657 (0,4177)**