



Makroøkonomiske faktorerers påvirkning på Oslo Børs

Øyvind Svarttjernet & Joachim Ulrud

Veileder: Gunnar Stensland

Masteroppgave i Finansiell Økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Sammendrag

Denne oppgaven undersøker hvilke makroøkonomiske risikofaktorer som kan forklare utviklingen til Oslo Børs.

Kapitalverdimodellen er en sentral teori innen finans og brukes til å forklare utviklingen til et bestemt aktiva ved hjelp av systematisk risiko. Med utgangspunkt i kapitalverdimodellen er det utviklet en arbitrasjeringsteori som kalkulerer avkastningen til et aktiva basert på sensitiviteten mot forskjellige makroøkonomiske faktorer. Tidligere forskning foreslår blant annet at internasjonale finansmarkeder, oljepris, valutakurs, industriproduksjon, inflasjon og renter er faktorer som systematisk påvirker børsen.

Vi benyttet en Principal Component Analysis (PCA) for å eliminere mindre betydelige faktorer og få en indikasjon på hva som faktisk foregår i datasettets variasjon, samt hvor mange faktorer som utgjør den mest betydelige forklaringen på variasjonene. Videre har vi benyttet lineær regresjonsanalyse for å teste hvorvidt aktuelle makroøkonomiske faktorer har en signifikant påvirkning på Oslo Børs i perioden 2006-2015.

PCA-analysen viste at én faktor alene beskrev 56% av variasjonen, mens fire faktorer beskrev nærmere 80%. For å analysere den dominerende faktorens betydning, testet vi hvorvidt kapitalverdimodellen holder til å forklare utviklingen til sektorene på Oslo Børs. Våre analyser tyder på at modellen ikke er tilfredsstillende til å forklare utviklingen.

Regresjonsanalysen, med utgangspunkt i arbitrasjeringsteorien, fant at fire av de ni valgte makroøkonomiske faktorene påvirker Oslo Børs positivt, henholdsvis FTSE 100, oljeprisen, lange renter og CSI 300. Modellen fikk en forklaringsgrad på 78% og forklarer med det store deler av utviklingen til Oslo Børs.

Forord

Denne masteroppgaven er skrevet som et avsluttende ledd i vår siviløkonomutdanning innenfor Finansiell Økonomi ved Norges Handelshøyskole.

Prosesen har vært spennende, utfordrende og lærerik. Arbeidet med oppgaven har vært en modningsprosess som har hevet vårt faglige nivå. Vi har fått økt innsikt i og dypere forståelse av Oslo Børs sin utvikling gjennom konstruktive diskusjoner og refleksjoner.

Avslutningsvis vil vi takke professor Gunnar Stensland ved Institutt for Foretaksøkonomi ved Norges Handelshøyskole for veiledning gjennom prosessen med gode forslag og innspill til oppgaven.

Norges Handelshøyskole, 20.06.2016

Øyvind Svarttjernet

Joachim Ulstrup

Innholdsfortegnelse

1	Innledning	1
2	Teori	2
2.1	Markedseffisiens.....	2
2.2	Kapitalverdimodellen.....	4
2.3	Arbitrasjepricingsteorien.....	5
3	Tidligere forskning	6
4	Makroøkonomiske faktorer	8
4.1	Avhengig variabel - OSEBX	8
4.2	Uavhengige variabler	9
4.2.1	Internasjonale finansmarkeder	9
4.2.2	Oljepris.....	12
4.2.3	Valuta NOK/USD	13
4.2.4	Industriproduksjon	14
4.2.5	Inflasjon	15
4.2.6	Renter	16
5	Metode.....	18
5.1	Principal Component Analysis	18
5.2	Ordinary Least Squares	20
5.2.1	Forutsetninger for OLS-modellen	21
5.2.2	Multikollinearitet.....	27
6	Data.....	28
6.1	Analyseperiode og definisjon av variablene	28
7	Analyse.....	29
7.1	Forutsetninger for regresjonsmodellen	29
7.1.1	Homoskedastisitet.....	29
7.1.2	Fravær av autokorrelasjon.....	31
7.1.3	Normalfordelte residualer	32
7.1.4	Ingen perfekt multikollinearitet	33
7.1.5	Datagrunnlaget som anvendes.....	35
7.2	Principal Component Analysis	35

7.3	Enfaktormodell - CAPM	42
7.4	Flerfaktormodell - APT	45
7.4.1	FTSE 100	46
7.4.2	Oljepris.....	47
7.4.3	Lange renter	48
7.4.4	CSI 300	49
7.4.5	Ikke-signifikante variabler	50
7.4.6	Anvendelse av modellen.....	51
8	Konklusjon	52
	Litteraturliste	53
	Appendiks	56

1 Innledning

I senere tid har norsk økonomi, så vel som den globale økonomien, blitt utsatt for turbulens. En volatil oljepris og stagnasjon i veksten til verdens nest største økonomi, bidrar til spekulasjoner om fremtidens økonomiske ståsted også her i Norge. Oslo Børs er en arena for kapitalallokering og risikospredning. Børsens utvikling vil derfor være avgjørende for investorers fremtidige konsum og investeringer. Tidligere er det gjort mange forsøk på å forklare børsens utvikling gjennom empirisk forskning og teoretiske modeller. I en dynamisk verden i stadig endring vil det være aktuelt å gjøre forsøk på å forklare denne utviklingen. Børsen er populært forklart ved hjelp av utviklingen i makroøkonomien, da forskere, analytikere og media bruker ulike makroøkonomiske faktorer til å predikere fremtidig utvikling på børsen. Dette leder oss inn på vår problemstilling:

“Hvilke makroøkonomiske faktorer påvirker utviklingen til Oslo Børs?”

For å besvare problemstillingen, har vi valgt å benytte en regresjonsanalyse på Oslo Børs. For å få en dypere forståelse vil vi også utføre regresjonsanalyser på de individuelle sektorene. Innledningsvis vil vi ta for oss det teoretiske fundamentet, samt tidligere forskning. Dette utgjør grunnlaget for hvilke makroøkonomiske faktorer som benyttes i regresjonsanalysen. For å forstå dataenes sammenheng og avgjøre om en faktoranalyse er hensiktsmessig, vil vi benytte en Principal Component Analysis. Denne analysen kan belyse viktig informasjon fra datasettet som vil være til hjelp i regresjonsanalysen. I det følgende presenterer vi regresjonsmodellen og dens forutsetninger som brukes i analysen. Avslutningsvis presenterer og diskuterer vi resultatene fra analysen, samt utformer en modell for utviklingen til Oslo Børs.

2 Teori

I dette kapittelet presenteres det teoretiske fundamentet for utviklingen av aksjepriser. Først tar vi for oss teorien om markedseffisiens, før vi går inn på enfaktor- og flerfaktormodell for aksjeprising, henholdsvis kapitalverdimodellen og arbitrasjeprisingsteorien.

2.1 Markedseffisiens

Maurice Kendall (1953) studerte utviklingen av aksjepriser. Han konkluderte med at prisene følger en stokastisk utvikling, en såkalt “random walk”. Dersom det hadde vært forutsigbare prissykluser i aksjemarkedet, altså en ikke-stokastisk utvikling, ville investorer umiddelbart dra nytte av forutsigbarheten slik at også prisen umiddelbart endres (Bodie et al., 2014). På den måten vil prisene allerede reflektere forventningen om fremtiden, og det vil ikke lenger være mulig å skape meravkastning uten å eksponere seg mot større risiko. Altså vil aksjeprisene alltid reflektere all tilgjengelig informasjon, og dermed bare endres ved stimulans av ny, uforutsigbar informasjon. Et slikt marked kalles et effisient marked (Malkiel & Fama, 1970).

Det skilles ofte mellom tre former for markedseffisiens: svak-, halvsterk- og sterk-form (Bodie et al., 2014). Hypotesen om svak-form av markedseffisiens forteller at aksjeprisene reflekterer all historisk markedsinformasjon. Dette innebærer historiske priser, handelsvolum, omsetningsdata med mer, som er offentlig tilgjengelig for alle. Det betyr at bruk av trend- og teknisk analyse ikke gir noe merverdi, da disse bygger på informasjon tilgjengelig for alle og er reflektert i aksjeprisene.

Hypotesen om halvsterk-form av markedseffisiens forteller at aksjeprisene reflekterer all offentlig tilgjengelig informasjon om markedet. Dette innebærer fundamentale markedsdata om selskapene som for eksempel ledelsesstruktur, produkt- og servicekvalitet, regnskap og finansieringsstruktur, så vel som historisk markedsinformasjon. Det betyr at også bruk av fundamental analyse heller ikke gir noe merverdi, da disse bygger på offentlig informasjon tilgjengelig for alle og er reflektert i aksjeprisene.

Hypotesen om sterk-form av markedseffisiens forteller at aksjeprisene reflekterer innsideinformasjon i tillegg til all historisk og fundamental informasjon. Dette innebærer at

alle investorer har full oversikt over all markedsinformasjon som påvirker aksjeprisene og vil dermed ikke ha insentiv til aktivt å forvalte porteføljen. Dette er en ekstrem hypotese der ingen investorer vil klare å skape en risikojustert meravkastning. Et paradoks til denne hypotesen er at hvis alle investorer tror at markedet er effisient, så vil alle ha en passiv forvaltningsstrategi der handel vil stoppe opp. Ny, uforutsigbar informasjon vil da ikke fanges opp og korrigere aksjeprisene, og man ender opp med et ineffisient marked (Grossmann & Stiglitz, 1980). For at det skal være et effisient marked, må det være noen investorer som ikke tror på et effisient marked, som kontinuerlig fanger opp ny informasjon og prøver å være i forkant av markedet. I tillegg finnes det lovgivning og strenge reguleringer rundt innsideinformasjon. Dette forhindrer en sterk-form av markedseffisiens.

Hypotesen om markedseffisiens er, som nevnt med Grossmann-Stiglitz paradokset, blitt utsatt for kritikk: alt fra kjente anomalier som for eksempel “størrelseseffekten” av Fama og French (1996) der små selskaper gir høyere risikojustert avkastning sammenlignet med store, til fenomener som momentum-strategi der investorer kjøper vinnere og selger tapere fordi de tror på en positiv korrelasjon fra forrige periode (Jegadeesh & Titman, 1993). Antakelsene bak hypotesen om markedseffisiens bidrar også til å så tvil om hypotesen holder i en mer realistisk virkelighet. Hypotesen antar eksempelvis at alle investorer reagerer likt på markedsinformasjon. Antakelsen møter motstand i empiriske studier om over- og underreaksjon på markedsinformasjon, og viser tydelig at investorer ikke oppfatter informasjon likt.

Gârleanu og Pedersen (2016) introduserer en alternativ teori om markedseffisiens, der de introduserer det de kaller “Efficiently inefficient markets”. Teorien skiller seg fra hypotesen om markedseffisiens ved at den ikke antar at alle investorer sitter på all tilgjengelig informasjon. De argumenterer for at det er mulig å innhente nok tilleggsinformasjon til å skape risikojustert meravkastning. Den forventede meravkastningen er like stor som de forventede merkostnadene knyttet til informasjonsinnhenting. En investor, i et efficiently inefficient market, vil være indifferent mellom passiv investering og bruk av porteføljeforvaltere, da forventet meravkastning ved bruk av forvaltere faller bort i forvaltningskostnader.

2.2 Kapitalverdimodellen

Kapitalverdimodellen (Capital Asset Pricing Model – CAPM) er en sentral teori innen finansiell økonomi. Modellen benyttes til å bestemme avkastningen til et bestemt aktiva ut ifra systematisk risiko. Den ser på sammenhengen mellom forventet avkastning og risiko ved hjelp av følgende formel (Bodie et al., 2014):

$$E(r_i) = r_f + \beta_i(E(r_m) - r_f)$$

Formelen sier at forventet avkastning $E(r_i)$ er lik risikofri rente r_f pluss kompensasjon for markedsrisikoen man eksponerer seg mot $\beta_i(E(r_m) - r_f)$. $E(r_m) - r_f$ betegner forventet markedspremie utover risikofri rente. β_i betegner mengden markedsrisiko man påtar seg i forhold til markedet ved å investere i et spesifikt aktiva. Altså beskriver den bevegelsen i et aktiva ved bevegelse i markedet. Betakoeffisienten er definert som kovariansen mellom det respektive aktiva og markedet $Cov(r_i, r_m)$ delt på markedets varians $Var(r_m)$:

$$\beta_i = \frac{Cov(r_i, r_m)}{Var(r_m)} = \frac{\sigma_i \sigma_m \rho_{i,m}}{\sigma_m^2}$$

Det respektive aktivas varians og korrelasjonen til markedet vil bestemme mengden markedsrisiko man påtar seg, og vil følgelig bestemme forventet avkastning på investeringen. Dette kan enklere illustreres ved å skrive om CAPM-formelen slik:

$$E(r_i) - r_f = \beta_i(E(r_m) - r_f)$$

Vi ser nå at forventet risikopremie $E(r_i) - r_f$ reflekterer eksponeringen mot markedsrisiko $\beta_i(E(r_m) - r_f)$. Dersom man ikke eksponerer seg mot markedsrisiko, $\beta_i = 0$, vil forventet avkastning være lik risikofri rente. Modellen tar ikke for seg usystematisk risiko da den antar at alle investorer sitter på en diversifisert portefølje som eliminerer risiko relatert til investeringer i enkeltaktiva. Derfor viser kapitalverdimodellen til at man kun kan forvente økt avkastning ved å øke eksponeringen mot markedsrisiko. Denne antakelsen blant flere, som eksempelvis ingen transaksjonskostnader eller skatt, er med på å så tvil om hvorvidt modellen holder i det virkelige finansmarkedet (Bodie et al., 2014). Likevel er modellen svært sentral for å beskrive forholdet mellom avkastning og risiko (Berk & DeMarzo, 2014), og er fundamentet for flere viktige finansteorier som blant annet arbitrasjeteori.

2.3 Arbitrasjepricingsteorien

Arbitrasjepricingsteorien (Arbitrage Pricing Theory – APT) er en flerfaktormodell som brukes til å beskrive forholdet mellom risiko og forventet avkastning til et finansielt aktiva. Modellen ble introdusert av Stephen Ross (1976), og blir brukt til å kalkulere avkastning basert på sensitiviteten mot forskjellige makroøkonomiske faktorer som for eksempel rentenivå, inflasjon med mer (Bodie et al., 2014).

$$R_i = E(R_i) + \sum_{N=1}^{\infty} \beta_{iN} F_N + e_i$$

Formelen viser at avkastningen til et aktiva påvirkes av den forventede avkastningen $E(R_i)$, sensitiviteten mot endring i forskjellige makrofaktorer $\sum_{N=1}^{\infty} \beta_{iN} F_N$, samt idiosynkratisk risiko e_i . Betakoeffisienten β_i representerer loadingen til et aktiva mot den respektive makrofaktoren F . Dette forteller hvor mye avkastningen til et aktiva endres ved en spesifikk endring i faktoren. Videre forteller teorien at investorer kan diversifisere bort den idiosynkratiske risikoen knyttet til enkeltaktiva e_i .

Idéen bak modellen er å finne den korrekte prisen på et finansielt aktiva. Dersom prisen avviker fra modellens estimerte pris, altså overpriset eller underpriset, vil aktører i markedet raskt konvergere prisen tilbake ved arbitrasje. Modellen tillater investorer å teste hvorvidt porteføljen er eksponert for visse faktorer, og gjør det dermed enklere å konstruere porteføljer med gitte ønskede eksponeringer. I motsetning til enfaktormodeller, vil avkastningen til et aktiva ved bruk av APT være en funksjon av et komplekst sett av mange makroøkonomiske faktorer, og vil følgelig gjøre modellen mer presis og virkelighetsnær. På den andre siden er modellen noe vanskeligere å benytte, da det kreves mer analyse. Eksempelvis er det vanskelig å finne alle faktorer som påvirker et aktiva, samt hvor sensitivt det er til endringer i de forskjellige faktorene. Ved bruk av slike modeller må man gjøre en avveining mellom presisjon og kompleksitet. En enkel modell er mer anvendelig og forståelig, men kan komme til kort hva gjelder estimeringsevne.

Til tross for at APT har færre antakelser enn for eksempel CAPM, er det likevel antakelser som strider mot det som faktisk kan tenke seg å reflektere virkeligheten. De mest fremtredende i så måte er fravær av skatt og transaksjonskostnader.

3 Tidligere forskning

Gjennom tidene er det gjennomført mye empirisk forskning på utviklingen til Oslo Børs. Flere studier forklarer utviklingen til Oslo Børs gjennom ulike makroøkonomiske faktorer. Gjerde og Sættem (1999) analyserte i sin VAR-analyse i hvilken grad makroøkonomiske faktorer påvirker aksjer på Oslo Børs i perioden 1974 til 1994. Blant annet fant de at norsk industriproduksjon, oljepris og realrenten har en signifikant påvirkning. Næs et al. (2009), i sin analyseperiode fra 1980 til 2006, fant inflasjonen signifikant i tillegg til oljeprisen og industriproduksjonen.

Økonomien til land med store oljereserver forventes gjerne å ha en positiv sammenheng med oljeprisen, spesielt når oljeselskapene er blant de største på børsen (Næs et al, 2009). Både Gjerde og Sættem (1999) og Næs et al. (2009) fant at oljeprisen påvirker avkastningen på Oslo Børs positivt. Næs et al. (2009) fant at denne sammenhengen også gjelder for valutajustert oljepris. Gjerde og Sættem (1999) inkluderte dollarkursen i sin analyse blant annet fordi det meste av norsk import og eksport blir betalt i dollar, men de fant likevel ikke denne variabelen signifikant.

Finansiell teori sier at industriell produksjon systematisk påvirker aksjeavkastning (Chen et al., 1986). Ifølge Gjerde og Sættem (1999) har den norske industriproduksjonen en signifikant positiv, forsinket påvirkning på Oslo Børs. Chen et al. (1986) fant at industriproduksjon har en positiv signifikant påvirkning på New York Stock Exchange i sin analyse av amerikanske data i perioden 1958 til 1984.

I tidligere studier basert på amerikanske data fra etterkrigstiden er det etablert en signifikant negativ sammenheng mellom inflasjon og aksjeavkastning. Kaul (1987) mener at dette er en overraskende sammenheng ettersom man skulle tro at aksjeavkastning fulgte og tok høyde for inflasjon, og dermed var en god sikring mot inflasjon. Han begrunner, i sin studie, det negative forholdet med syklisk og motsyklisk tilbud av pengemengden. Da Gjerde og Sættem (1999) ikke fant en signifikant sammenheng mellom reell aktivitet og inflasjon, kunne de derfor ikke bevise at det finnes en negativ sammenheng mellom inflasjon og aksjeavkastning på norsk data fra 1974-1994.

I etterkrigstiden er det påvist at aksjer har en tendens til å ha lav avkastning i perioder når den korte renten er høy (Campbell, 1987). Altså forteller historien at det er en negativ sammenheng mellom aksjeavkastning og den korte renten. I sin analyse av amerikanske data i perioden fra 1959 til 1983 fant Campbell (1987) at aksjeavkastning ser ut til å korrelere positivt med lange renter, men er derimot uavhengig av korte renter. Gjerde og Sættem (1999) fant at avkastning på Oslo Børs reagerer negativt på endringer i 3 måneders NIBOR (Norwegian Interbank Offered Rate) fratrukket inflasjon. Lee (1992) fant i sin VAR-analyse at realrenten ikke hadde en signifikant påvirkning på aksjeavkastningen fra etterkrigstiden i USA.

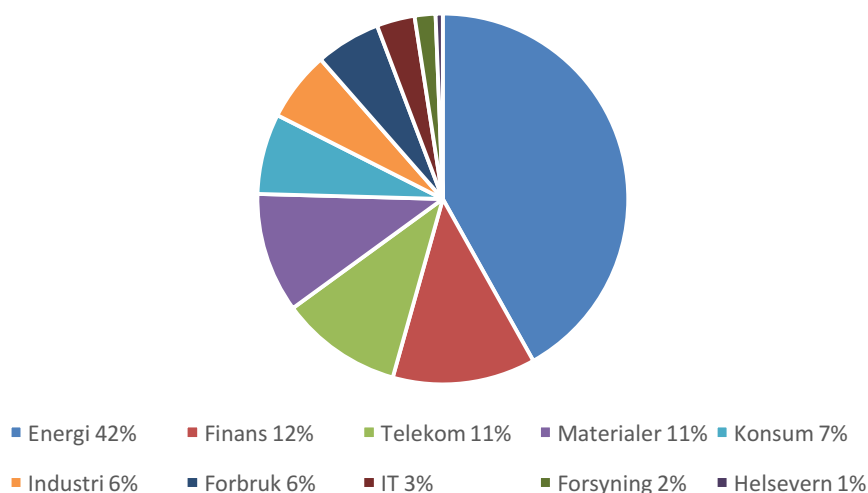
4 Makroøkonomiske faktorer

I dette kapittelet presenteres de makroøkonomiske faktorene som inkluderes i modellen. Her belyses forholdet mellom faktorene og Oslo Børs som legger grunnlaget for våre forventninger til faktorenes påvirkning.

4.1 Avhengig variabel - OSEBX

I denne oppgaven forsøker vi å forklare utviklingen på Oslo Børs og har valgt å bruke Oslo Stock Exchange Benchmark Index (OSEBX) som avhengig variabel. Indeksen inneholder et utvalg aksjer notert på Oslo Børs som til sammen skal representere Oslo Børs. Morgan Stanley Capital International (MSCI) og Standard & Poor utviklet i 1999 "Global Industry Classification Standard" (GICS) som en internasjonal standard for klassifiseringer av sektorer, bransjer, industrier og under-industrier. Vi har benyttet klassifiseringen, som deler sektorene opp i ti undergrupper, da vi anser denne som den mest objektive inndelingen. Figur 1 viser den gjennomsnittlige andelen til de ulike sektorene i indeksen i analyseperioden.

Gjennomsnittlig andel av OSEBX i perioden



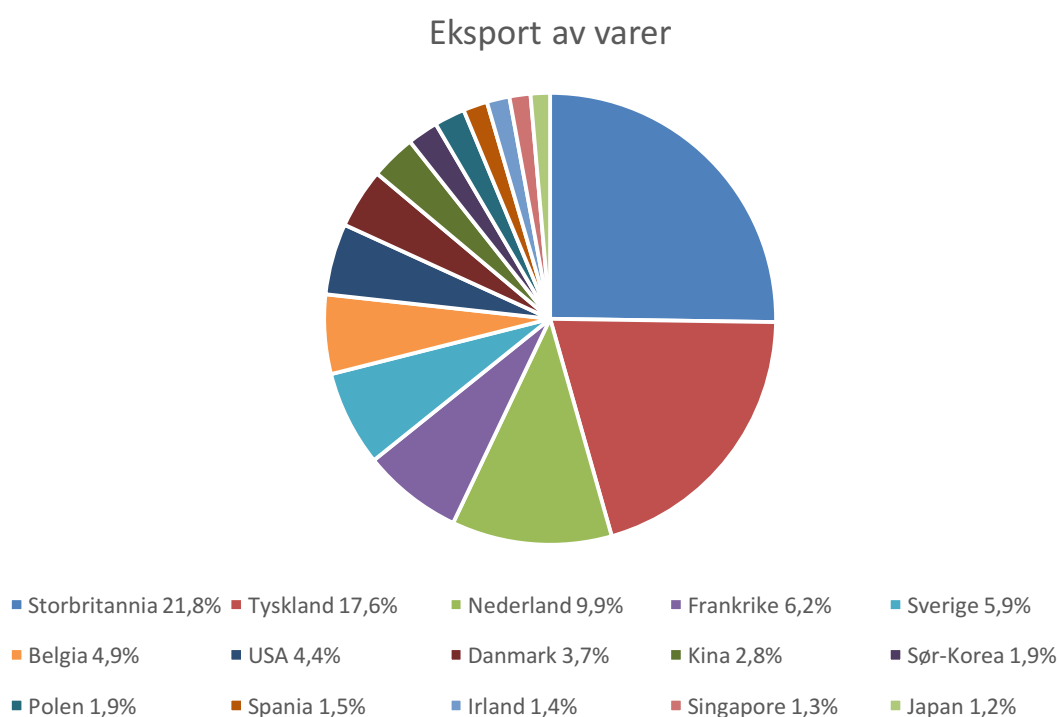
Figur 1 - Gjennomsnittlig andel av OSEBX

Inndelingen i sektorer kan være et nyttig hjelpemiddel for å forklare den helhetlige utviklingen til Oslo Børs, da sektorene vil bli påvirket av ulike makrofaktorer.

4.2 Uavhengige variabler

4.2.1 Internasjonale finansmarkeder

Da Norge er en liten, åpen økonomi, er det naturlig å tenke seg at den norske økonomien blir påvirket av de større internasjonale markedene, og ikke motsatt. Nyhetsbyråer, meglerhus, sjefsøkonomer med mer benytter ofte de internasjonale finansmarkedene i sine analyser til å forklare og predikere utviklingen på Oslo Børs. For eksempel er Norges viktigste handelspartnere, med tanke på eksport, de europeiske landene etterfulgt av USA og Kina.

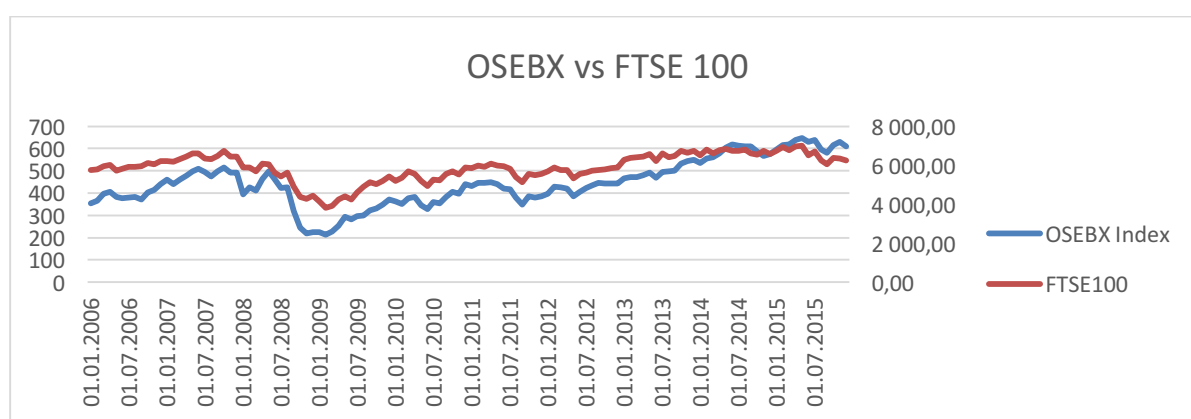


Figur 2 - Eksport av varer. Kilde: Statistisk Sentralbyrå

Den økonomiske tilstanden i disse markedene vil være en indikasjon på hva som kan forventes av norske eksportbedrifter i fremtiden, spesielt for olje- og gassindustrien, samt metall- og fiskeindustrien da disse er tre av de største eksportnæringene i norsk økonomi. Av den grunn mener vi at det britiske, amerikanske og kinesiske markedet er de mest aktuelle for norsk økonomi. I tillegg er markedene gode proxyer for tilstanden i den globale økonomien, da disse er store og sentrale. Av den grunn inkluderes disse variablene i våre analyser.

4.2.1.1 FTSE 100

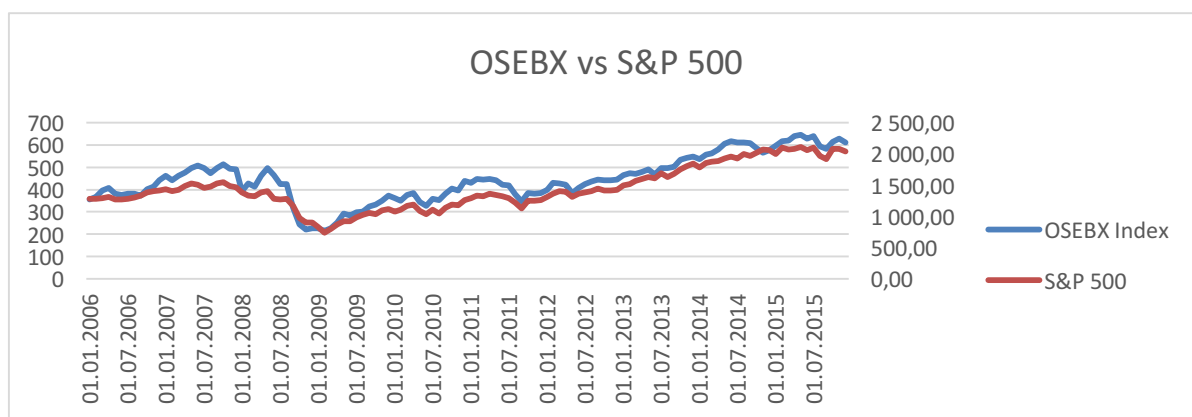
The Financial Times Stock Exchange 100 Index (FTSE 100) utgjør de 100 største selskapene notert på London Stock Exchange og representerer ca. 80% av den totale markedsverdien. London Stock Exchange er verdens tredje største børs målt etter markedsverdi og er den største i Europa. Av den grunn kan FTSE 100 være en god indikator for den europeiske økonomien. I tillegg er Storbritannia Norges største handelspartner hva gjelder eksport, og deres utsikter er derfor viktig for norsk økonomi. Vi forventer derfor en positiv korrelasjon mellom FTSE 100 og OSEBX. Dette ser ut til å underbygges av figur 3 som viser korrelasjonen i analyseperioden.



Figur 3 - Korrelasjon mellom OSEBX og FTSE 100

4.2.1.2 S&P 500

Standard & Poor 500 Index (S&P 500) er en amerikansk indeks basert på de 500 største selskapene notert på New York Stock Exchange (NYSE) eller National Association of Securities Dealers Automated Quotations (NASDAQ) målt i markedsverdien av egenkapitalen, likviditet og flere andre kriterier. Vi har valgt å bruke S&P 500 som en av forklaringsvariablene da den ofte anses for å være den indeksen som best representerer det amerikanske aksjemarkedet, og er den mest brukte indeksen til benchmarking. Da USA er verdens største økonomi, er det naturlig å tenke seg at den har en positiv påvirkning på den norske økonomien. Figur 4 tyder på en positiv sammenheng mellom indeksene.

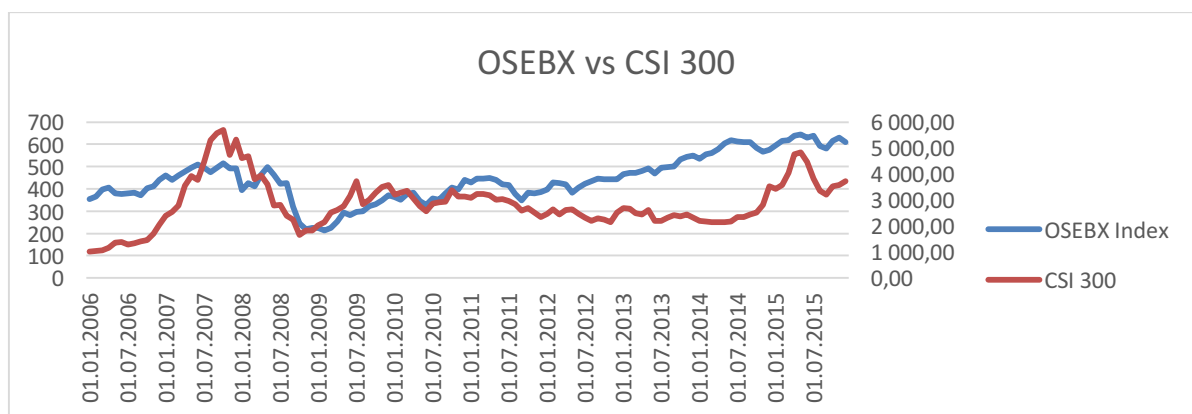


Figur 4 - Korrelasjon mellom OSEBX og S&P 500

4.2.1.3 CSI 300

China Securities Index 300 (CSI 300) er en aksjeindeks som replikerer avkastningen til de 300 største og mest likvide aksjene på Shanghai og Shenzhen indeksene. Vi har valgt denne indeksen som en av forklaringsvariablene da dette er en bred indeks over de mest fremtredende aksjene på de største kinesiske børsene.

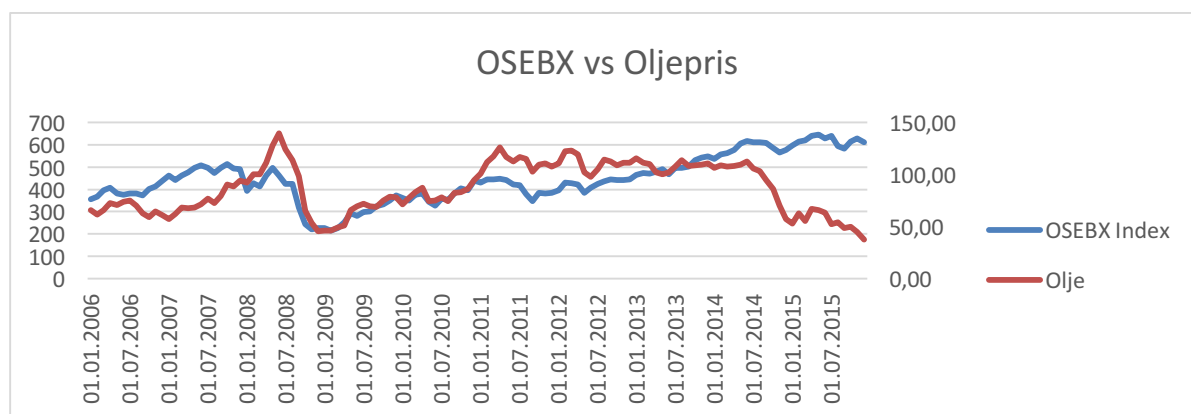
Den kinesiske økonomien har etter langvarig vekst blitt en av verdens største økonomier. I 2010 ble Kina offisielt den nest største økonomien i verden da de passerte Japan (Gjendem, 2015). Kina er Norges største handelspartner i Asia og importerer mye fra Norge, spesielt fra energisektoren (Regjeringen, 2013). Energisektoren utgjør en stor del av den norske økonomien, og det kan da tenkes at den kinesiske økonomien, med sin kjøpekraft, utgjør en signifikant positiv påvirkning på Oslo Børs så vel som på verdensøkonomien. Dette ser ut til å underbygges av grafene i figur 5.



Figur 5 - Korrelasjon mellom OSEBX og CSI 300

4.2.2 Oljepris

Oslo Børs inneholder en stor andel oljeaksjer og det er derfor naturlig å anta at oljeprisen har påvirkning på utviklingen til Oslo Børs. Oljen som utvinnes på norsk sokkel er hovedsakelig Brent olje, og vi har derfor valgt å benytte oss av prisutviklingen på Brent Blend Crude Oil som forklaringsvariabel.



Figur 6 - Korrelasjon mellom OSEBX og oljeprisen

Ut fra en visuell tolkning av figuren over ser det ut til å være en positiv korrelasjon mellom oljeprisen og OSEBX. Ettersom energisektoren utgjør i snitt 42% av indeksen i analyseperioden, samt majoriteten av disse er relatert til olje, forventer vi at oljeprisen har en betydelig påvirkning på Oslo Børs.

Det siste halvannet året har det oppstått et gap mellom oljeprisens og Oslo Børs' utvikling, med synkende oljepris og stigende hovedindeks. Lavere oljepris fører til redusert overskudd og mindre investeringer, og dermed redusert verdi og lavere andel av oljeaksjer på Oslo Børs som kan føre til en svakere korrelasjon.

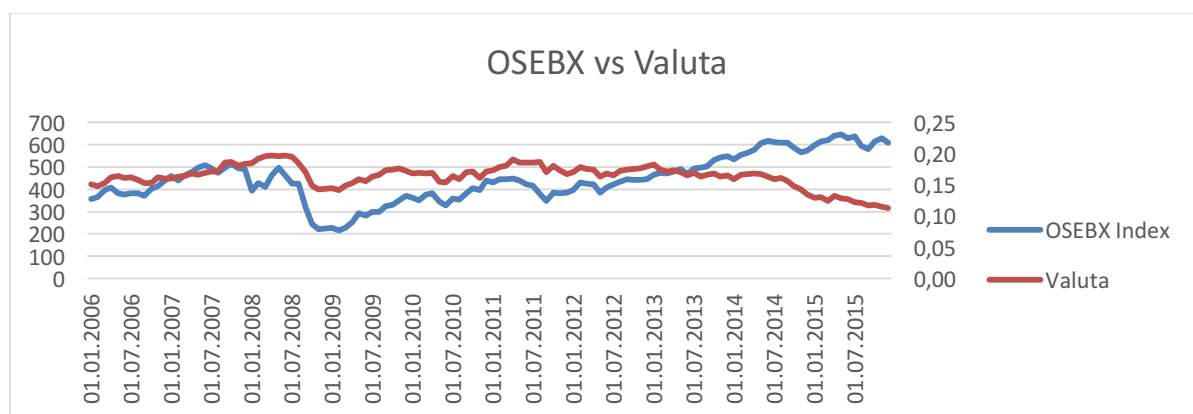
Basert på disse vurderingene, samt tidligere forskning, er vår hypotese at oljeprisen har en signifikant positiv påvirkning på Oslo Børs.

4.2.3 Valuta NOK/USD

Norske selskaper er eksponert mot dollarkursen gjennom flere kanaler, som blant annet renter, sparing, inntjening fra varer og tjenester solgt til utlandet med mer.

Norge har ikke et eget pengemarked da det er for lite flyt mellom bankene i den lille økonomien. Det norske pengemarkedet er derfor knyttet til internasjonale pengemarkeder slik at utenlandske banker som er aktive i valutaswap-markedet bidrar til økt omsetning og likviditet. Dollarkursen får da en direkte innflytelse på de norske rentene i kronemarkedet (Gjedrem, 2008).

Store deler av sparingen i det norske næringslivet skjer via utlandet, da spesielt i dollar, slik at dollarkursen får en større betydning for den norske økonomien. I tillegg er oljeprisen notert i dollar, slik at Norges oljetunge økonomi blir påvirket av svingninger i dollarkursen. Eksempelvis får oljeselskapene inntekter i dollar, som må veksles til norske kroner. I 2015 eksporterte Norge varer for verdier av hele 1163 milliarder kroner. Av dette står råolje og naturgass, som er notert i dollar, for 428 milliarder kroner (Statistisk Sentralbyrå, 2015).

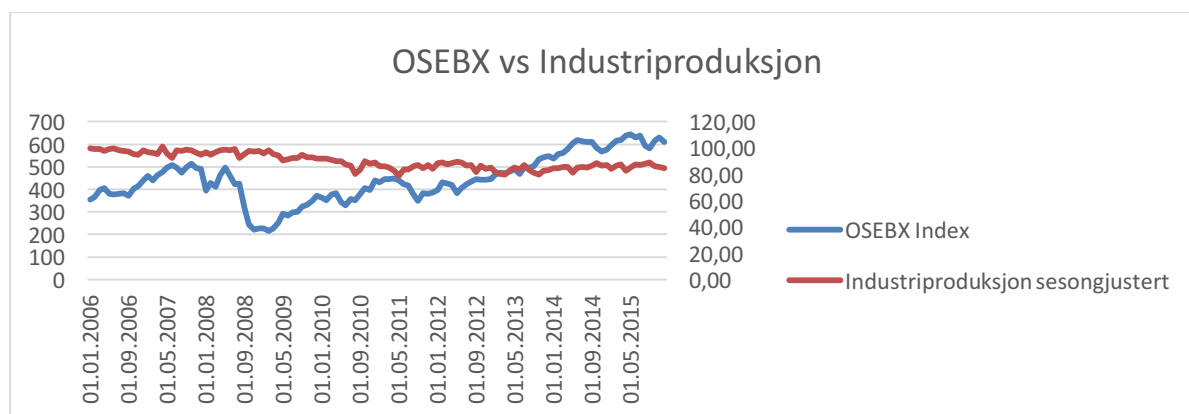


Figur 7 - Korrelasjon mellom OSEBX og valutakursen

Ut ifra korrelasjonen mellom OSEBX og valutakursen, tidligere forskning og Norges positive nettoeksport, forventer vi å finne en positiv sammenheng mellom OSEBX og NOK/USD.

4.2.4 Industriproduksjon

Vi har valgt å inkludere en sesongjustert produksjonsindeks for industrien som er en indeks for totalproduksjonen innen olje- og gassutvinning, industri, bergverksdrift og kraftforsyning. Det industrielle produksjonsnivået er en god indikator på aktivitetsnivået i økonomien og blir gjerne regnet som en sammenfallende indikator med økonomisk aktivitet (Conference Board, 2001).

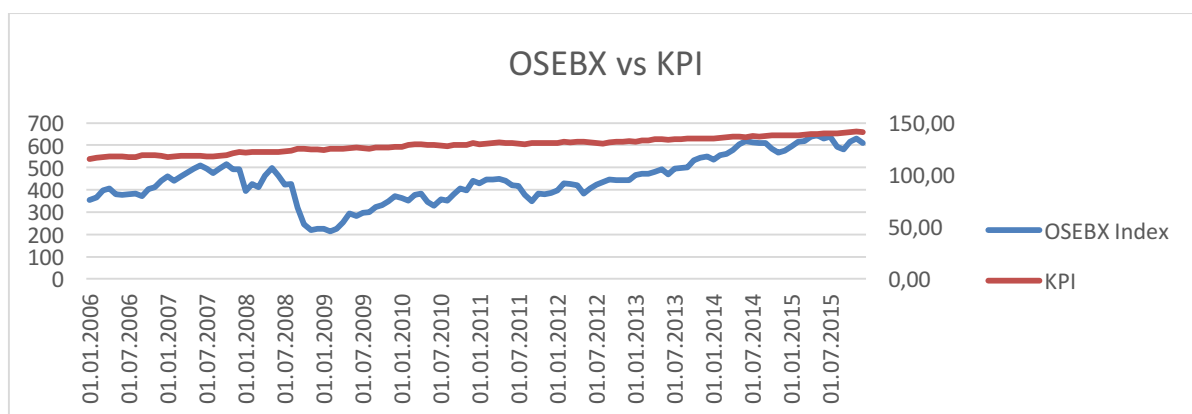


Figur 8 - Korrelasjon mellom OSEBX og industriproduksjonen

Ut ifra figur 8 ser den sesongjusterte industriproduksjonen ut til å ha liten eller ingen påvirkning på Oslo Børs. Industriproduksjonen ser ut til å ha en relativt flat og stødig nedgang i motsetning til en volatil Oslo Børs. I en rapport fra Kristiansen og Statistisk sentralbyrå (2015) kommer det frem at det er en tydelig overgang i sysselsettingen fra sekundærnæringen til tertiærnæringen. Tjenesteytende sektor som varehandel, transport, finansielle tjenester med mer, har vært i vekst siden 1960-tallet. Sekundærnæringen har i dag en andel sysselsatte på ca. 20% mot en tredjedel i 1970. Da sekundærnæringen har hatt en stødig nedgang, kan det tyde på at andre forhold enn industriproduksjonen isolert sett påvirker avkastningen på Oslo Børs. Vi forventer derfor at denne faktoren ikke har signifikant påvirkning. Siden industriproduksjon har blitt påvist signifikant i tidligere studier, velger vi likevel å inkludere faktoren for å være sikker på at vi ikke utelater en mulige relevant faktor.

4.2.5 Inflasjon

Inflasjon er en betegnelse på vedvarende vekst i det generelle prisnivået. Høy inflasjon fører til svekket konkurransekraft for eksporterende bedrifter på grunn av stigende prisnivå på norske varer og tjenester. I tillegg vil økte inflasjonsforventninger føre til økt konsum og økte investeringer som bidrar positivt på aksjene på Oslo Børs. Samtidig vil en for høy inflasjon føre til usikkerhet i markedene, i form av fremtidige kontantstrømmer, noe som kan være negativt for reell aktivitet.



Figur 9 - Korrelasjon mellom OSEBX og inflasjonen

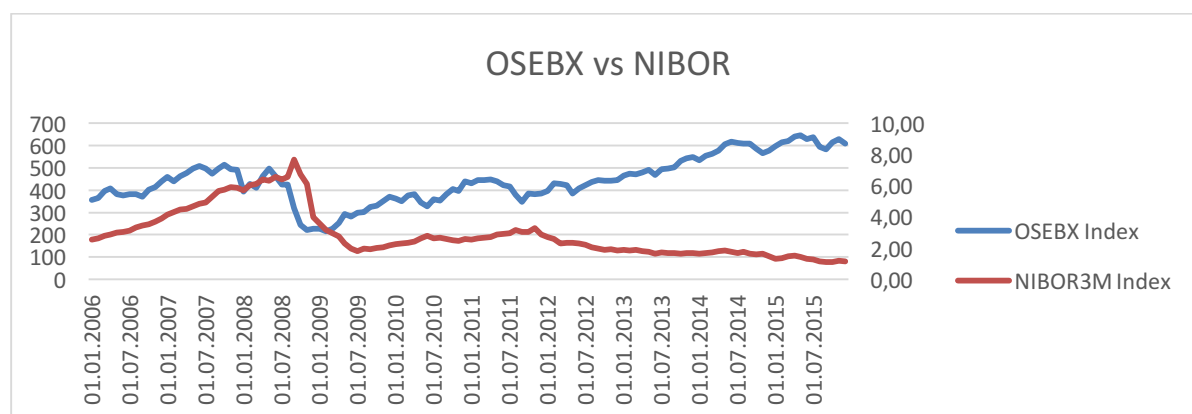
Som mål på inflasjonen benytter vi månedlige tall fra konsumprisindeksen (KPI), som viser endringen i prisene på varer og tjenester kjøpt av norske husholdninger. Norges Bank (2016) sitt mål med pengepolitikken er en lav og stabil inflasjon med en årsvekst nær 2,5% i konsumprisene. De siste 15 årene har inflasjonen vært omlag 2% årlig. Denne stabile trenden, representert i figur 9, gjør det vanskelig å sammenligne utviklingen i inflasjonen i Norge og utviklingen på Oslo Børs. På grunn av tidligere forskning velger vi likevel å ta med variabelen selv om vår hypotese er at den ikke vil ha en signifikant betydning på utviklingen på Oslo Børs.

4.2.6 Renter

Vi har valgt å inkludere både 3 måneders NIBOR i tillegg til 10-årig statsobligasjoner som forklaringsvariabler. NIBOR er aktuell å bruke i vår oppgave fordi den ofte benyttes som referanse for pengemarkedsrenter og regnes som risikofri rente. 10-årig statsobligasjoner brukes ofte som referanserente ved verdivurdering av prosjekter med lengre tidshorisont.

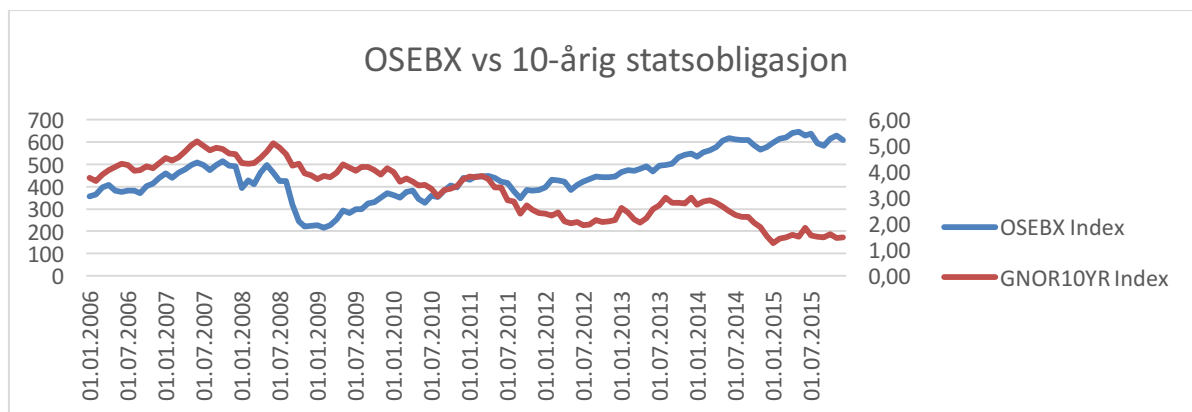
En høyere risikofri rente vil ifølge dividendemodellen øke avkastningskravet til investorene, og dermed gjøre aksjen mindre attraktiv. I tillegg vil det bli dyrere for selskapene å låne penger, slik at investeringsaktivitetene dempes. Bedriftene vil også øke avkastningskravet til prosjektene, som igjen vil redusere investeringene. Ifølge CAPM vil avkastningen i markedet ikke påvirkes av en endring i renten da Oslo Børs antas å ha en betakoeffisient lik én.

Norges bank (2015) arbeider for å fremme økonomisk stabilitet og justerer derfor styringsrenten i takt med aktiviteten i økonomien. Aksjemarkedene blir sett på som en ledende indikator i økonomien, og brukes ofte som et supplement til å forklare de økonomiske prognosene (Estrella & Mishkin, 1998). Dette kan medføre at modellen ikke finner en signifikant påvirkning fra den korte renten, da den korte renten muligens endres etter hvordan aksjemarkedet utvikler seg. I figur 10 ser 3 måneders NIBOR ut til å være positivt korrelert med OSEBX frem til 2012. Fra 2012 og utover ser de to variablene ut til å være negativt korrelert.



Figur 10 - Korrelasjon mellom OSEBX og korte renter

Helningen til rentekurven sies å være en god indikator for fremtidig økonomisk aktivitet (Estrella & Turbin, 2006). Det vil si at en positiv differanse mellom lange og korte renter signaliserer økt økonomisk aktivitet i fremtiden. De lange rentene, isolert sett, kan tenkes å korrelere positivt med børsen da økte lange renter gir indikasjoner på økte fremtidige kontantstrømmer til selskapene på Oslo Børs.



Figur 11 - Korrelasjon mellom OSEBX og lange renter

Alt sett under ett forventer vi at lange renter har en positiv påvirkning på Oslo Børs, og at korte renter vil korrelere negativt med Oslo Børs basert på tidligere forskning.

5 Metode

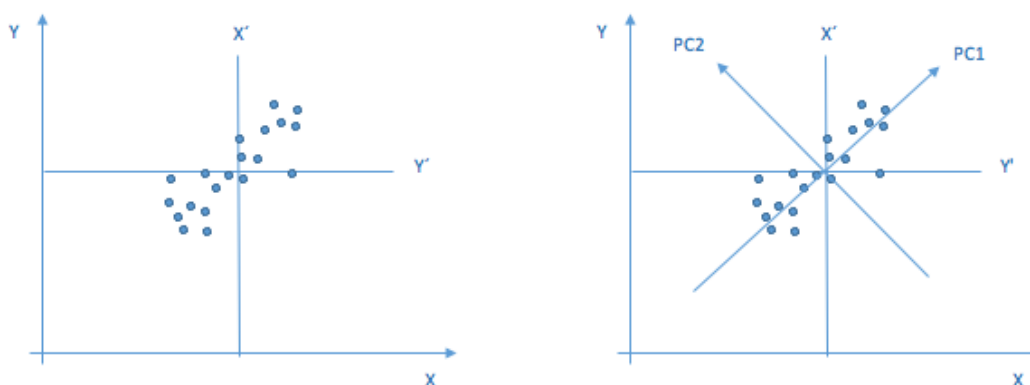
I dette kapitlet beskrives modellene vi benytter for å analysere utviklingen til Oslo Børs. Først tar vi for oss Principal Component Analysis som anvendes som en foranalyse, før vi tar for oss Ordinary Least Squares som benyttes i regresjonsanalysen og dets forutsetninger.

5.1 Principal Component Analysis

Med mange variabler i datasettet, slik som tilfelle i denne oppgaven, følger mange dimensjoner i dataene. En Principal Component Analysis (PCA) er et nyttig verktøy for å eliminere dimensjoner med lite informasjon slik at dataene blir enklere å forholde seg til og enklere å utforske.

Oppgaven prøver å identifisere variabler som best mulig forklarer variasjonene på Oslo Børs, samt sammenligne de ulike sektorene med hensyn på funnene. En PCA-analyse kan gi en forståelse for hva som faktisk foregår i datasettets variasjon. Analysen bidrar til å eliminere mindre betydelige faktorer og gir dermed en indikasjon på hvor mange faktorer som utgjør den mest betydelige forklaringen på variasjonene. Analysen ser på sammenhengen mellom variablenes variasjoner og prøver å forklare like variasjoner med én eller få faktorer. Etter utført analyse står de faktorene som forklarer mest mulig av datasettets variasjon igjen, altså prinsipale komponenter.

PCA-analysen finner faktorer (“eigenvectorer”) med korresponderende “eigenvalues”. Eigenvectorer er rette linjer gjennom dataene som er svært følsomme for endring og er de dimensjonene som har størst påvirkning på dataene. PCA-analysen finner ortogonale eigenvectorer. Det betyr at analysen benytter dimensjoner som er vinkelrette i forhold til hverandre, slik at en oppnår faktorer som ikke korrelerer med hverandre. For en litt bedre forståelse kan man se for seg et datasett med to dimensjoner i et X,Y-diagram (se figur 12). X og Y representerer nå dimensjonene i dataene og er ortogonale. Det PCA-analysen gjør er å rotere dimensjonene rundt datasettet slik at variasjonen langs dimensjonene maksimeres. På denne måten kan man bruke PCA-analyse til å finne mulige faktorer som i størst mulig grad forklarer variasjonen i dataene.



Figur 12 - X,Y-diagram med roterte dimensjoner

Eigenvalue er en kvantifisering av påvirkningsstyrken eigenvectoren har på dataene. Eigenvectorens forklaringsgrad er:

$$\frac{\text{Eigenvalue}}{\text{number of units of variance}} * 100\%$$

og angir den spesifikke faktorens forklaring på dataenes variasjon.

Det finnes flere tommelfinger-regler for å bestemme antall faktorer PCA-analysen skal benytte for å forklare dataenes variasjoner (Jolliffe, 2002). En av de mest brukte metodene er å la PCA-analysen ekskludere faktorer med eigenvalue lavere enn 1,0 (Kaiser's rule). Dette gjøres fordi faktorer med eigenvalue lavere enn 1,0 forklarer mindre enn én variabel alene, og vil derfor ikke være hensiktsmessig å inkludere. I noen sammenhenger kan denne metoden ende opp med veldig få variabler, og man kan derfor benytte en metode basert på den totale kumulative forklarte variasjonen (Cumulative Percentage of Total Variation):

$$t_k = 100 \frac{\sum_{j=1}^k l_j}{\sum_{j=1}^p s_{jj}}$$

der $\sum_{j=1}^k l_j$ er summen av faktorenes varians og $\sum_{j=1}^p s_{jj}$ er summen av datasettets varians. En intuitiv tommelfinger-regel er å benytte antall faktorer slik at analysen forklarer en gitt andel av dataenes variasjon t_k . Ved å benytte den totale kumulative forklarte variasjonen, kan en

inkludere antall faktorer slik at analysen til slutt forklarer eksempelvis minst 80% av variasjonen ($t_k \geq 80\%$).

Resultatene fra PCA-analysen er basert på matematisk konstruerte sammenhenger som ikke nødvendigvis finnes i virkeligheten. Metoden kan dog gi god informasjon om dataenes variasjon som kan være nyttig i regresjonsanalysen.

5.2 Ordinary Least Squares

Ordinary Least Squares (OLS) er en metode som brukes for å finne en teoretisk sammenheng mellom observerte verdier. OLS-modellen finner lineære sammenhenger mellom den avhengige variabelen og de uavhengige variablene ved å minimere summen av de kvadrerte avstandene fra den estimerte regresjonslinjen til residualene. OLS-modellen beskriver den avhengige variabelen Y med k uavhengige variabler:

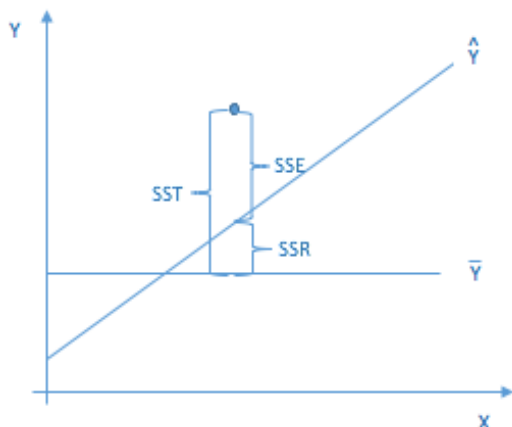
$$Y_t = \alpha + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + u_t$$

Hvor Y_t er avhengig variabel tidspunkt t , α er konstantledd, x_{it} er uavhengig variabel tidspunkt t og u_t er feilleddet som fanger opp resterende påvirkning på Y_t

Den estimerte regresjonsmodellen OLS-metoden produserer blir som følger:

$$\hat{Y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 x_{1t} + \hat{\beta}_2 x_{2t} + \dots + \hat{\beta}_k x_{kt}$$

I hvor stor grad regresjonsmodellen klarer å finne en lineær sammenheng mellom variablene avhenger av i hvilken grad regresjonsmodellen klarer å minimere summen av de kvadrerte avvikene til \hat{Y} (SSE). Forholdet mellom SSE og summen av de kvadrerte avvikene til gjennomsnittet \bar{Y} (SST) sier noe om forklaringsgraden til regresjonsmodellen. Jo større differanse det er mellom SST og SSE, jo mer har regresjonsmodellen forklart variasjonene.



Figur 13 - Minste kvadraters metode

Koeffisienten R^2 er et mål på denne forklaringsgraden som varierer fra 0-1 der 1 tilsvarer 100% forklaringsgrad:

$$R^2 = 1 - \frac{SSE}{SST}$$

Der $SST = \sum_{i=1}^k (Y_i - \bar{Y})^2$ og $SSE = \sum_{i=1}^k (Y_i - \hat{Y}_i)^2$. En høy (/lav) R^2 koeffisient betyr at residualene avviker lite (/mye) fra den estimerte linja \hat{y} .

5.2.1 Forutsetninger for OLS-modellen

For at regresjonsmodellen skal produsere valide koeffisienter må datasettet oppfylle følgende forutsetninger (Brooks, 2002):

- | | | |
|------|--------------------------------|--|
| i. | $E(u_t) = 0$ | <i>Feilledet har en forventning lik null</i> |
| ii. | $Var(u_t) = \sigma^2 < \infty$ | <i>Homoskedastisitet</i> |
| iii. | $COV(u_i, u_j) = 0$ | <i>Fravær av autokorrelasjon</i> |
| iv. | $COV(u_t, x_t) = 0$ | <i>De forklarende variablene er ikke-stokastiske</i> |
| v. | $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ | <i>Normalfordelte residualer</i> |

Hvor u_t er residualen og x_t er forklarende variabel.

I det følgende utdypes de respektive forutsetningene, hvordan man kan oppdage brudd på disse, samt hva som skjer dersom forutsetningen ikke er tilstede.

i. Feilleddet har en forventning lik null

Første forutsetning antar at feilleddet har et gjennomsnitt lik null. OLS-modellen tar høyde for dette, og det vil ikke bli et brudd på denne forutsetningen da modellen inkluderer et konstantledd (Brooks, 2002).

ii. Homoskedastisitet

Antakelsen om homoskedastisitet sier at variansen til feilleddet skal være konstant og definert for alle verdier av x_t (Brooks, 2002). Det vil si at residualene u_t ikke skal øke eller reduseres ved økt verdi av forklarende variabel x_t . Fravær av homoskedastisitet, altså heteroskedastisitet, fører til at regresjonsmodellen feilestimerer standardfeil og vil dermed påvirke testresultatene og kan således gi feil konklusjon.

En mulig metode for å oppdage heteroskedastisitet er å tolke et grafisk plott av residualene mot de respektive forklarende variablene. Det er likevel lite sannsynlig at en klarer å finne årsaken og styrken til den eventuelle heteroskedastisiteten visuelt. Dette problemet blir imidlertid tatt hensyn til ved å benytte statistiske tester for heteroskedastisitet da disse sjekker avhengigheten til residualene opp mot alle kjente variabler i modellen.

Breusch-Pagan (1979) er en standard test for lineær heteroskedastisitet. Det vil si at testen undersøker om variansen øker eller synker på den avhengige variabelen. Breusch-Pagan undersøker altså nullhypotesen (H_0) om at alle residualene er like store mot den alternative hypotesen (H_A) om at residualene er en multiplikativ funksjon av en eller flere variabler. Testen benytter kjikvadratverdier til å vurdere tilstedeværelsen av heteroskedastisitet. Høye verdier, avhengig av modellens frihetsgrader, indikerer heteroskedastisitet. Breusch-Pagan fungerer når residualene er konstant økende eller synkende, men vil ikke oppdage en ikke-lineær form. Residualene er for eksempel ikke lineære hvis de har en timeglassform, der variansen er synkende for så å bli økende. I tillegg får Breusch-Pagan problemer hvis residualene ikke er normalfordelte. White test, som er en variant av Breusch-Pagan, sjekker også for ikke-lineær form for residualene i tillegg til at den ikke krever normalfordelte residualer.

White test for heteroskedastisitet undersøker feilledet u_t til den lineære regresjonsmodellen ved bruk av en hjelperegresjon. Hjelperegresjonen tester om de estimerte feilledene \hat{u}_t varierer systematisk med noen av variablene inkludert i modellen. Relevante variabler vil være de forklarende variablene, de forklarende variablene kvadrert og deres kryssprodukt:

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_1 + \alpha_2 x_{2t} + \alpha_3 x_{3t} + \alpha_4 x_{2t}^2 + \alpha_5 x_{3t}^2 + \alpha_6 x_{2t} x_{3t} + v_t$$

der nullhypotesen (H_0) er: $\alpha_2 = 0, \alpha_3 = 0 \dots \alpha_n = 0$, og den alternative hypotesen (H_A) er: $\alpha_2 \neq 0, \alpha_3 \neq 0 \dots \alpha_n \neq 0$. α_1 er en konstant som er inkludert fordi \hat{u}_t^2 ikke har et gjennomsnitt lik 0. Grunnen til at man ønsker å se på de kvadrerte feilledene er fordi $E(u_t) = 0$ gjør at det er mulig å skrive om formelen for varians fra

$$Var(u_t) = E[(u_t - E(u_t))^2]$$

til

$$Var(u_t) = E[u_t^2]$$

Hjelperegresjonen kan så diagnostisere om heteroskedastisitet er tilstede ved bruk av Lagrange Multiplier (LM) tilnærmingen. LM vil finne en R^2 som er relativt høy hvis en eller flere av koeffisientene er signifikant forskjellig fra null. Hvis LM-verdien er større enn kritisk verdi av kjikvadratverdien $\sim nR^2$ hvor n er antall observasjoner, forkastes nullhypotesen om at feilledene er homoskedastiske.

iii. Fravær av autokorrelasjon

Autokorrelasjon i en regresjonsanalyse er en betegnelse på at det finnes sammenhenger mellom residualene. Dersom det finnes autokorrelasjon i datasettet kan dette føre til feil i estimeringen av standardfeil, samt feil i testverdiene for variablene. Dette kan således føre til feilaktige konklusjoner.

Tilstedeværelse av autokorrelasjon kan testes ved hjelp av en Durbin-Watson (1951) (DW) test. DW test sjekker uavhengigheten til residualene for første ordens autokorrelasjon. Det betyr at DW kun sjekker avhengigheten til residualet u_t i forhold til residualets foregående verdi u_{t-1} .

$$u_t = \rho u_{t-1} + v_t$$

hvor $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$ og ρ er korrelasjonskoeffisienten.

Testen tar utgangspunkt i nullhypotesen (H_0) om at korrelasjonen mellom residualene er null, med alternativ hypotese (H_A) om at korrelasjonen er forskjellig fra null:

$$H_0: \rho = 0 \text{ og } H_A: \rho \neq 0$$

Hvis nullhypotesen er tilfellet, vil residualet u_t kun være avhengig av det normalfordelte leddet v_t og dermed uavhengig av det foregående residualet u_{t-1} .

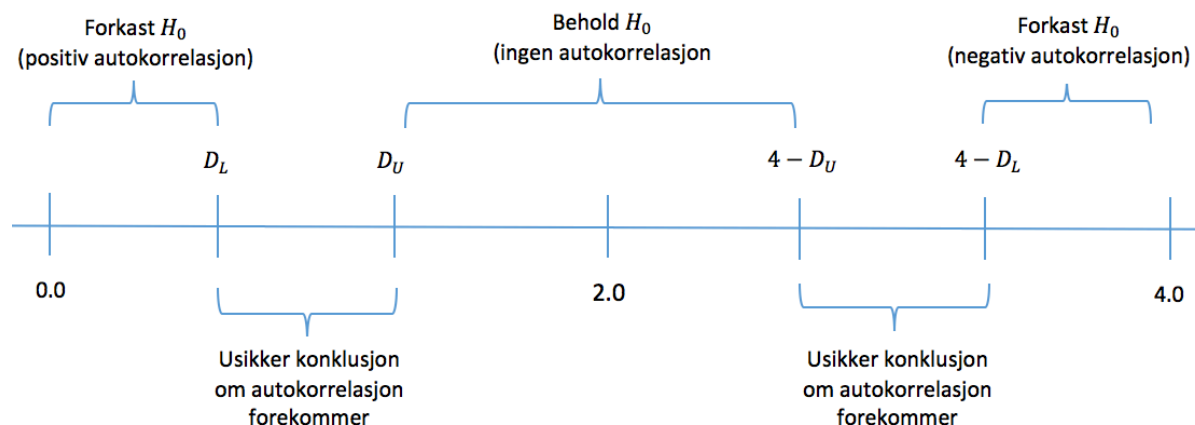
DW kalkuleres i utgangspunktet ved formelen (Brooks, 2002):

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^T \hat{u}_t^2}$$

DW kan også uttrykkes som en tilnærmet funksjon av den estimerte korrelasjonskoeffisienten $\hat{\rho}$:

$$DW \approx 2(1 - \hat{\rho})$$

Testresultatene vil alltid ligge mellom 0 og 4 fordi $-1 \leq \rho \leq 1$. En verdi på 2 indikerer ingen autokorrelasjon ($\rho = 0$), og nullhypotesen (H_0) beholdes. Testverdier under verdien D_u (øvre kritiske verdi) og over $4 - D_u$ ansees som problematiske, og testverdier under D_L (nedre kritiske verdi) og over $4 - D_L$ forkaster nullhypotesen.



En svakhet ved DW er at testen kun tar hensyn til foregående residual \hat{u}_{t-1} , og har i tillegg flere forutsetninger som må være oppfylt for at testen skal gi valide resultater. En mer generell autokorrelasjonstest som Breusch-Godfrey vil ta hensyn til dette ettersom den ikke pålegger disse antakelsene. Modellen tar i tillegg for seg flere foregående residualer:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \rho_3 u_{t-3} + \dots + \rho_r u_{t-r} + v_t$$

Testen tar utgangspunkt i følgende hypoteser:

$$H_0: \rho_1 = 0, \rho_2 = 0, \dots, \rho_r = 0$$

$$\text{og } H_A: \rho_1 \neq 0, \rho_2 \neq 0, \dots, \rho_r \neq 0$$

Hvis nullhypotesen er tilfellet, vil residualet u_t kun være avhengig av det normalfordelte leddet v_t , og dermed uavhengig av de foregående residualene ($u_{t-1} + u_{t-2} + \dots + u_{t-r}$). Testverdien $(T - r)R^2$ er tilnærmet lik kjikvadratet χ_r^2 , der T er antall observasjoner og r er antall lag. Dersom testverdien overskrider den kritiske kjikvadratverdien med hensyn på r , forkastes nullhypotesen og konklusjonen blir at dataene inneholder autokorrelasjon.

Utfordringen med denne testen er å finne en passende r for å teste dataene på en god måte. Samtidig er det slik at uansett valg av r , skal en akseptabel modell være fri for autokorrelasjon.

iv. De forklarende variablene er ikke-stokastiske

De forklarende variablene skal være eksogene. Det betyr at endringer i de forklarende variablene skal forårsake endringer i den avhengige variabelen, men endringer i den avhengige variabelen skal ikke forårsake endringer i de uavhengige variablene. Ofte blir de forklarende variablene behandlet som ikke-stokastiske, da man predikerer den avhengige variabelen med gitte verdier av de forklarende variablene. Gitt at de forklarende variablene ikke er korrelert med feilleddet, vil dette ikke føre til problemer i modellen.

v. Normalfordelte residualer

At residualene er normalfordelte vil si at det ikke er skjevhet i fordelingen av residualene rundt forventningen, samt normalfordelt kurtose (mesokurtisk fordeling). Brudd på forutsetningen kan føre til feilaktige tolkninger av variablenes påvirkning.

Visuelt kan man sjekke om residualene er normalfordelte ved hjelp av et normalfordelingsplott. Grafisk tolkes et histogram over residualene med tilhørende normalfordelingskurve, der man ser etter en normalfordelt form på dataenes spredning.

Formelt kan residualenes normalfordelingsegenskaper testes med en Bera-Jarque test (Brooks, 2002). Denne testen sjekker residualene for skjevhet og for leptokurtisk eller platykurtisk (henholdsvis høyere og lavere enn mesokurtisk) fordeling. Verdien til en Bera-Jarque test er gitt ved:

$$W = T \left[\frac{b_1^2}{6} + \frac{(b_2 - 3)^2}{24} \right]$$

Hvor T er antall observasjoner, $b_1 = \frac{E[u^3]}{(\sigma^2)^{3/2}}$ er koeffisienten for skjevhet og $b_2 = \frac{E[u^4]}{(\sigma^2)^2}$ er koeffisienten til kurtose.

Testen tar utgangspunkt nullhypotesen (H_0) om at residualene er normalfordelt rundt forventning null, med alternativ hypotese (H_A) om at residualene avviker fra en normalfordelt fordeling:

$$H_0: u_t \sim N(0, \sigma^2) \quad \text{og} \quad H_A: u_t \neq N(0, \sigma^2)$$

Nullhypotesen forkastes dersom Bera-Jarque testen er signifikant, da dette påviser skjevhet og/eller avvik fra normalfordelingskriteriet.

5.2.2 Multikollinearitet

Multikollinearitet oppstår når to eller flere forklaringsvariabler korrelerer. Dette fører til en høy forklaringsgrad for modellen, samtidig som forklaringsvariabler ikke nødvendigvis blir signifikante når de i virkeligheten er det. Dette kommer av at variansene blåses opp og testverdiene følgelig blir lavere. Det vil da være vanskelig å skille de uavhengige variabelenes bidrag til forklaringen av den avhengige variabelen. Regresjonsmodellen blir også sensitiv til endringer, slik at å fjerne eller legge til en forklarende variabel fører til store endringer i koeffisientene og signifikansnivåene til de andre variablene (Brooks, 2002).

For å analysere korrelasjonene mellom variablene, kan man benytte en korrelasjonsmatrise. Matrisen viser korrelasjonskoeffisientene til alle mulige parvise kombinasjoner av variablene, der høye koeffisienter mellom to variabler indikerer en mulig multikollinearitet. Matrisen gjør det lettere å få en oversikt over mulige problematiske korrelasjoner, samt hvilke variabler det gjelder.

Multikollinearitet kan testes ved å analysere Variance Inflation Factor (VIF). Denne faktoren er definert som gjensidig toleranse:

$$VIF = 1/(1 - R^2)$$

der det benyttes lineær regresjon på en variabel opp mot de andre variablene. Faktoren kvantifiserer graden av multikollinearitet der den måler hvor mye en variabels standardfeil har økt på grunn av kollinearitet. En lavest mulig faktor er ønskelig da dette impliserer liten forklaringsgrad R^2 av de andre variablene og følgelig lav multikollinearitet. Eksempelvis betyr en VIF på ni at standardfeilen til den respektive variabelen er $\sqrt{9} = 3$ ganger høyere enn tilfelle med ingen kollinearitet med andre variabler.

VIF-faktoren har en nedre grense på 1 (ingen multikollinearitet) og en udefinert øvre grense. En tommelfinger-regel sier at en $VIF > 10$ er problematisk og impliserer en $R^2 > 0,9$ og følgelig en toleranse $< 0,1$ (Hair et al., 1995) (Menard, 1995).

6 Data

6.1 Analyseperiode og definisjon av variablene

Vi har analysert utviklingen på Oslo Børs i perioden 31.01.2006 – 31.12.2015. Vi har benyttet en ti års periode for å ha en tilstrekkelig tidshorisont og mengde data for å kunne si noe om påvirkningen til variablene, uten å inkludere historiske data for langt tilbake i tid som muligens er irrelevant i dagens økonomiske situasjon. Videre har vi benyttet månedlige observasjoner, da bruk av daglige observasjoner kan gi uønsket støy i datasettet (se appendiks A).

Vi benytter endringer i makroøkonomiske faktorer for å forklare utviklingen til Oslo Børs. Variablene representerer verdiendring fra foregående periode. Vi har benyttet den logaritmiske verdiendringen mellom periodene, $\ln\left(\frac{\text{Verdi}_t}{\text{Verdi}_{t-1}}\right)$, til variablene OSEBX, FTSE 100, S&P 500, CSI 300, Oljepris, Valuta, Industriproduksjon og Inflasjon. For variablene Lange renter og Korte renter har vi benyttet oss av verdiforskjellen mellom periodene, $Rente_t - Rente_{t-1}$ (se appendiks B).

7 Analyse

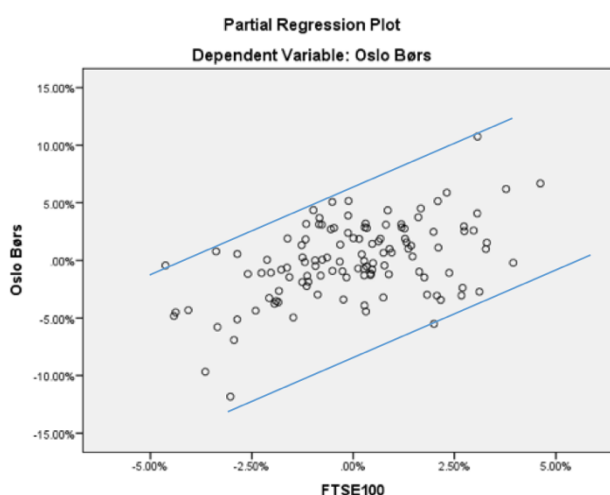
I dette kapitlet vil vi innledningsvis undersøke dataenes egenskaper opp mot forutsetningene for regresjonsmodellen. I det videre benyttes Principal Component Analysis for å sjekke hvorvidt dataene kan forklares ved hjelp av faktorer. Tilslutt utføres regresjonsanalyser på Oslo Børs og sektorene med utgangspunkt i arbitrasjeringsteorien.

7.1 Forutsetninger for regresjonsmodellen

7.1.1 Homoskedastisitet

Vi har undersøkt dataene for homoskedastisitet ved hjelp av plots, Breusch-Pagan test og White test.

Ved en visuell tolkning av plottene (se appendiks E) ser det ut til at residualene ikke systematisk endrer spredning ved økende verdi av de respektive variablene. Altså tyder dette på at dataene er homoskedastiske. Eksempelvis fremkommer det av residualplottet mellom FTSE 100 og Oslo Børs (figur 14) at spredningen i avkastningen på Oslo Børs holder seg nogenlunde konstant ved økende avkastning på FTSE 100. For å gi en bedre illustrasjon av dette har vi konstruert to parallelle linjer i plottet:



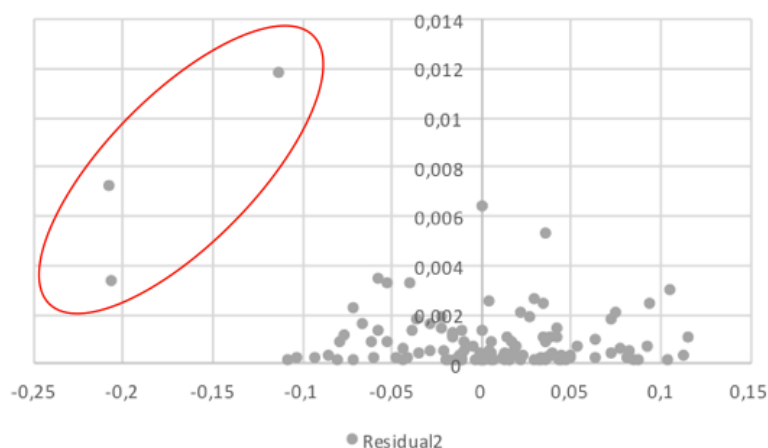
Figur 14 – Residualplott

En enkel visuell tolkning som dette vil være noe upresis, men den kan være med på å gi en god indikasjon på om dataene er homoskedastiske. For videre testing har vi utført en Breusch-Pagan test som gir et mer håndfast resultat. Den høye kji2-verdien i tabell 1 tyder på at modellen får problemer med heteroskedastisitet.

Tabell 1 - Breusch-Pagan test

Test	Kji2	Prob > Kji2	Konklusjon
Breusch-Pagan test	25,87	0,002	Forkaster H0

For å utforske dette nærmere konstruerte vi et plott av de kvadrerte residualene til regresjonsmodellen mot predikert verdi av Oslo Børs (figur 15). Vi legger merke til tre uteliggere i plottet som kan være årsaken til heteroskedastisiteten, da disse er vesentlig mer ekstreme utfall enn de resterende observasjonene.



Figur 15 – Plott av kvadrerte residualer

For å utforske disse observasjonene ytterligere, gikk vi inn i datagrunnlaget og fant ut at disse observasjonene tilhører finanskrisen i 2008, henholdsvis januar, oktober og november. Da vi fjernet disse tre observasjonene ble Breusch-Pagan testen ikke lenger signifikant, noe som betyr at vi beholder nullhypotesen om homoskedastisitet.

Tabell 2 - Breusch-Pagan test

Test	Kji2	Prob > Kji2	Konklusjon
Breusch-Pagan test	10,78	0,291	Beholder H0

Selv om Breush-Pagan testen viser at forutsetningen om homoskedastisitet holder, kan en White test gi ytterligere informasjon da den tar hensyn til ikke-lineær endring av residualenes spredning. White test ble ikke signifikant på datasettet uten de tre observasjonene i finanskrisen, og vi konkluderer med at dette datasettet ikke er heteroskedastisk.

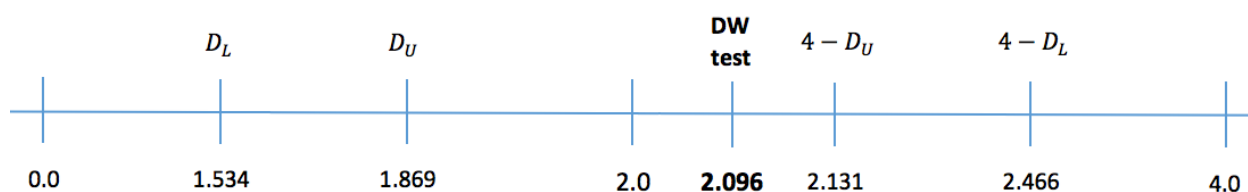
Tabell 3 - White test

Test	Kji2	Prob > Kji2	Konklusjon
White test	70,60	0,064	Beholder H0

7.1.2 Fravær av autokorrelasjon

For å teste dataene for autokorrelasjon har vi benyttet oss av Durbin-Watson test og Breusch-Godfrey test.

Av tabellen for nedre og øvre kritiske verdi i en Durbin-Watson test med 9 uavhengige variabler og 120 observasjoner, finner vi ved interpolering at nedre kritiske verdi (D_L) er 1,534 og øvre kritiske verdi (D_U) er 1,869. Følgelig blir $4 - D_L$ og $4 - D_U$ henholdsvis 2,466 og 2,131.



Våre data har en Durbin-Watson verdi på 2,096 og antyder ingen problemer med autokorrelasjon.

Siden Durbin-Watson testen kun tar hensyn til foregående residual, vil en Breusch-Godfrey test kunne gi ytterligere informasjon da denne tar hensyn til et ønskelig antall foregående residualer. Ved gjennomføring av Breusch-Godfrey testen har vi benyttet oss av fire lag da vi mener det blir lite vesentlig å se mer enn fire perioder tilbake i tid på slike avkastningstall. Når vi tester dataene for autokorrelasjon med de fire foregående residualene fremkommer det av tabell 4 at ingen av lagene blir signifikante. Vi beholder nullhypotesen og konkluderer med at dataene er fri for autokorrelasjon.

Tabell 4 - Breusch-Godfrey test

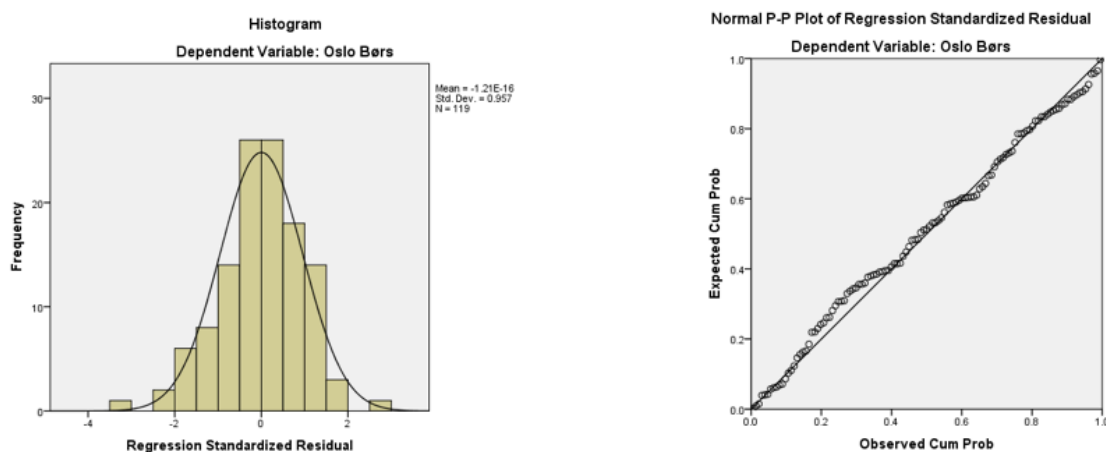
Test	Lags	Kji2	P>kji2
Breusch-Godfrey	1	0,047	0,829
	2	0,063	0,969
	3	0,065	0,996
	4	6,320	0,177

I tidsseriesdata er det ofte nødvendig å lagge en eller flere av modellens variabler, da disse også kan ha signifikant påvirkning. Siden datasettet ikke inneholder autokorrelasjon, er det lite hensiktsmessig å inkludere laggede variabler i modellen, da disse gjør modellen mer kompleks samtidig som de vil utgjøre liten forskjell på resultatene.

7.1.3 Normalfordelte residualer

Vi har testet residualene for normalitet gjennom både visuell tolkning og en Bera-Jarque test.

For visuell tolkning av normalitet, plottet vi residualene til modellen i et histogram (figur 16). Histogrammet ser ut til å tilfredsstille forutsetningen om normalfordelte residualer. P-P plott illustrerer at residualene ser ut til å forme en rett linje, noe som tyder på normalfordelte residualer.



Figur 16 - Histogram og P-P plott

Videre har vi testet residualene for skjevhet og avvik fra kurtose ved normalitet (mesokurtisk fordeling) ved hjelp av en Bera-Jarque test (tabell 5). Testen gir en kji2-verdi på 6,990 med tilhørende p-verdi på 0,030 som betyr at dataene inneholder skjevhet og/eller avvik fra mesokurtisk fordeling.

Tabell 5 - Bera-Jarque test

<i>Test</i>	<i>Kji2</i>	<i>P>Kji2</i>	<i>Konklusjon</i>
Bera-Jarque	6,990	0,030	Ikke normalitet

Ved videre undersøkelse finner vi at dataene er mesokurtisk og asymmetrisk fordelt, da dataene tester signifikant kun på skjevhet (tabell 6).

Tabell 6 - Skjevhet og kurtose

<i>Test</i>	<i>P(Skjevhet)</i>	<i>P(Kurtose)</i>
Skjevhet og kurtose	0,025	0,111

Vi utførte en ny Bera-Jarque test på dataene uten finanskrisen, da vi tidligere har sett at de tre mest ekstreme observasjonene påvirker dataene ekstraordinært. Testen viser at dataene inneholder hverken skjevhet eller avvik fra mesokurtisk fordeling da kji2-verdien ikke lenger overskrider kritisk verdi (tabell 7). Vi beholder da nullhypotesen om at dataene er både symmetriske og mesokurtisk fordelt.

Tabell 7 - Bera-Jarque test

<i>Test</i>	<i>Kji2</i>	<i>P>Kji2</i>	<i>Konklusjon</i>
Bera-Jarque	0,230	0,890	Normalitet

7.1.4 Ingen perfekt multikollinearitet

Vi har testet dataene for multikollinearitet ved hjelp av en korrelasjonsmatrise og Variance Inflation Factor (VIF).

Korrelasjonsmatrisen gir en oversikt over de ulike variablenes korrelasjon med hverandre, slik at det blir enklere å identifisere høye verdier som kan tyde på problemer vedrørende multikollinearitet.

Tabell 8 - Korrelasjonsmatrise

Pearson Correlation	FTSE100	S&P 500	NOK/USD	Olje	Lange renter	Korte renter	KPI	Industriproduksjon	CSI 300
FTSE100	1,000								
S&P 500	0,860**	1,000							
NOK/USD	0,560**	0,596**	1,000						
Olje	0,388**	0,457**	0,702**	1,000					
Lange renter	0,152	0,144	0,149	0,140	1,000				
Korte renter	-0,017	0,050	0,029	0,120	0,561**	1,000			
KPI	-0,003	0,012	0,012	0,063	0,097	0,196*	1,000		
Industriproduksjon	-0,189*	-0,101	-0,042	-0,119	-0,023	-0,022	0,064	1,000	
CSI 300	0,308**	0,359**	0,328**	0,188*	0,054	0,048	-0,022	0,062	1,000

* Signifikant på 95%-nivå

** Signifikant på 99%-nivå

Matrisen viser at korrelasjonskoeffisientene mellom majoriteten av variablene er lavere enn |0,6|, med unntak av to korrelasjonskoeffisienter. Korrelasjonen mellom FTSE 100 og S&P 500, samt oljepris og valuta, har de høyeste koeffisientene på henholdsvis 0,860 og 0,702. For å analysere dette nærmere, har vi benyttet Variance Inflation Factor til de respektive variablene. Tabell 9 viser at samtlige av variablene har en tilfredsstillende lav VIF (< 10), noe som tyder på fravær av høy multikollinearitet.

Tabell 9 - Variance Inflation Factor

Variabel	Tolerance	VIF
FTSE100	0,234	4,277
S&P 500	0,225	4,436
NOK/USD	0,381	2,626
Olje	0,478	2,094
Lange renter	0,651	1,536
Korte renter	0,631	1,585
KPI	0,951	1,051
Industriproduksjon	0,912	1,096
CSI 300	0,834	1,200

Tabellen viser at variablene med høy korrelasjon fra matrisen, FTSE 100, S&P 500, olje og valuta har lavest toleranse. Likevel er ikke dette av den problematiske arten, og vi vurderer det dithen at vi ikke trenger å transformere eller ekskludere noen av variablene.

7.1.5 Datagrunnlaget som anvendes

Da analyseperioden inkluderer finanskrisen, får modellen problemer med heteroskedastisitet og normalitet. Disse problemene forsvinner når vi fjerner de tre mest ekstreme observasjonene under finanskrisen. Etersom problemene ikke er gjennomgående i datasettet, samt at vi vet hvor det kommer fra, vurderer vi det dithen at det er tilfredsstillende å benytte hele datasettet.

7.2 Principal Component Analysis

I PCA-analysen var det ønskelig å benytte alle enkeltaksjene som har vært notert på OSEBX fra 2006 til 2015, men dette lot seg ikke gjøre. Dette kan ha noe å gjøre med størrelsen og mangfoldet i datasettet. Flere selskap tas ut og inn av OSEBX i løpet av analyseperioden, slik at dataene blir vanskelig å håndtere. Vi gjorde flere forsøk der vi prøvde ulike strategier for å løse problemet. Eksempelvis prøvde vi å ekskludere de enkeltaksjene som ble tatt ut av eller inn i OSEBX i løpet av perioden, slik at alle aksjene hadde avkastningstall gjennom hele perioden. Videre forsøkte vi å analysere enkelte sektorer som ikke manglet perioder med avkastningstall, uten hell. Vi fant tilslutt ut at å benytte avkastningene til indeksene av de ulike sektorene (GICS) på Oslo Børs, var en god og tilfredsstillende løsning.

For å undersøke om datasettet i det hele tatt egner seg for faktoranalyse kan man se på Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) Measure of Sampling Adequacy. Denne representerer en indeks som forklarer hvor stor andel av variansen i dataene som kan være felles varians. Det vil si andel av varians som kan forklares med samme faktor. Indeksen varierer mellom 0 og 1, der et resultat mindre enn 0,5 indikerer at datasett ikke egner seg til å analyseres ved hjelp av en faktor-analyse. Altså tyder dataene på at de enkelte variansene muligens kan forklares av helt forskjellige faktorer. Kaiser (1974) har definert de ulike gradene slik at resultater over 0,90 er “marvelous”, resultater på 0,80-tallet er “meritorious”, 0,70-tallet “middling”, 0,60-tallet “mediocre” og alt lavere er “miserable”.

Tabell 10 – Kaiser-Meyer-Olkin & Bartlett's test

Test	KMO	Kjikkvadrat	Sign.
Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy	0,901		
Bartlett's Test of Sphericity		652,842	0,000

KMO Measure of Sampling Adequacy i denne analysen viser et resultatet på 0,901. Ifølge Kaiser faller dette resultatet innenfor kategorien marvelous, noe som indikerer en sterk kollinearitet mellom variansen til de ulike sektorene. I praksis betyr dette at modellen muligens vil få en sterk forklaringsgrad på dataenes varians hvis vi utfører en faktor-analyse. Bartlett's Test of Sphericity antyder at resultatene er signifikante.

Resultatenes korrelasjonsmatrise (tabell 11) gir en oversikt over de ulike sektorenes korrelasjon med hverandre. Det er viktig at en sektor korrelerer i en viss minimumsgrad med de andre sektorene. Dette er for å forsikre seg om at flere sektorer kan forklares av et sett færre faktorer. En tommelfingerregel er å bruke en korrelasjonsverdi på 0,3 som minimumsgrad av korrelasjon, da resultater under dette indikerer svak korrelasjon.

Tabell 11 - Korrelasjonsmatrise

Korrelasjon	OSE10GI Energi	OSE15GI Materiale	OSE20GI Industri	OSE25GI Forbruk	OSE30GI Konsum	OSE35GI Helsevern	OSE40GI Finans	OSE45GI Informasjo	OSE50GI Telekom	OSE55GI Forsyning
OSE10GI Energi	1,000									
OSE15GI Materiale	0,628	1,000								
OSE20GI Industri	0,657	0,659	1,000							
OSE25GI Forbruk	0,334	0,577	0,580	1,000						
OSE30GI Konsum	0,504	0,530	0,493	0,441	1,000					
OSE35GI Helsevern	0,300	0,326	0,473	0,357	0,256	1,000				
OSE40GI Finans	0,650	0,670	0,643	0,657	0,560	0,353	1,000			
OSE45GI Informasjonsteknologi	0,534	0,596	0,578	0,452	0,415	0,383	0,602	1,000		
OSE50GI Telekom	0,485	0,618	0,615	0,524	0,383	0,321	0,556	0,370	1,000	
OSE55GI Forsyning	0,530	0,518	0,701	0,484	0,530	0,358	0,518	0,427	0,503	1,000

Resultatene viser at alle sektorene har korrelasjonsverdier over 0,3 mot hverandre, med unntak av korrelasjonen mellom Helsevern og Konsum på 0,256. I tillegg er det verdt å merke seg at Helsevern har en gjennomgående lavere korrelasjon med de andre sektorene generelt. Dette kan tyde på at Helsevern beveger seg mer uavhengig av sektorene, og følgelig Oslo Børs som helhet.

Ved å se på Communalities (tabell 12) dannes det samme bildet av sektorene. Tabellen representerer forklaringsgraden til faktoren analysen har inkludert på de ulike sektorene. Verdien regnes ut ved å kvadrere den respektive sektorens loading på faktoren som er

inkludert. Dersom det hadde vært trukket ut N faktorer, adderer man verdiene fra de kvadrerte loadingene på de ulike faktorene

$$X_{\text{extraction}} = C_1^2 + C_2^2 + \dots + C_N^2$$

hvor C = variabelens loading på komponenten. Hvis loading-verdien til en sektor er veldig lav, indikerer dette at sektoren ikke deler samme forklaringsforhold til faktoren som er inkludert.

Tabell 12 - Communalities

Communalities	Extraction
OSE10GI Energi	0,582
OSE15GI Materiale	0,692
OSE20GI Industri	0,748
OSE25GI Forbruk	0,528
OSE30GI Konsum	0,468
OSE35GI Helsevern	0,275
OSE40GI Finans	0,709
OSE45GI Informasjonsteknologi	0,517
OSE50GI Telekom	0,525
OSE55GI Forsyning	0,561

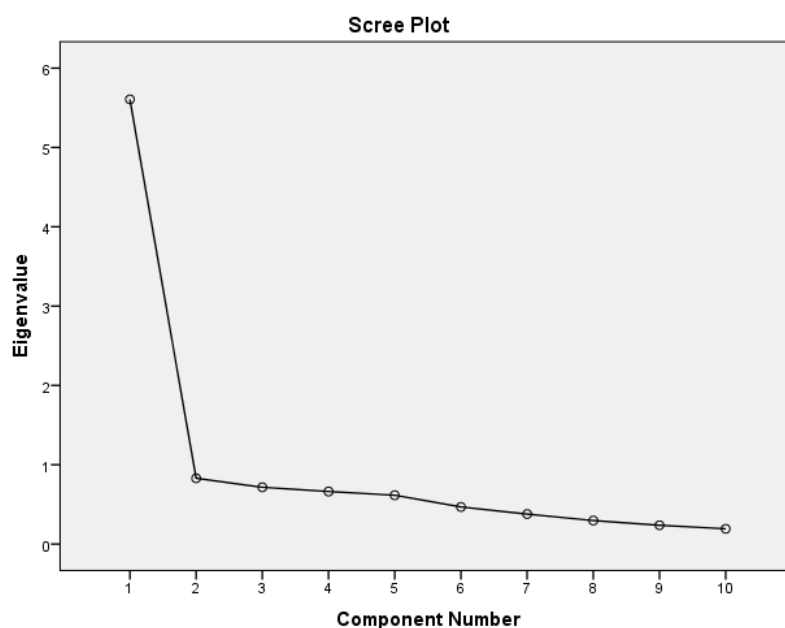
Helsevern har vesentlig lavere loading-verdi enn de resterende sektorene, med en forklaringsgrad på 0,275. Dette tyder på at faktoren som er trukket ut, forklarer lite av variasjonen i denne sektoren i forhold til de andre sektorene, i likhet med tolkningen fra korrelasjonsmatrisen.

PCA-analysen benytter like mange dimensjoner som det er sektorer i analysen, altså 10 ulike dimensjoner. Total Variance Explained (tabell 13) viser at det er spesielt én faktor som skiller seg markant ut. Denne faktoren fikk en eigenvalue på 5,606, altså forklarer faktoren 5,606 ganger mer enn én variabel alene, og forklarer 56,064% av variansen i dataene.

Tabell 13 - Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	5,606	56,064	56,064	5,606	56,064	56,064
2	0,829	8,291	64,355			
3	0,716	7,16	71,515			
4	0,662	6,624	78,139			
5	0,615	6,155	84,294			
6	0,468	4,679	88,973			
7	0,378	3,778	92,751			
8	0,296	2,957	95,709			
9	0,237	2,369	98,078			
10	0,192	1,922	100			

Det tydelige skillet mellom faktorene fremkommer også av Scree Plot (figur 17) som viser den ene faktorens dominans i forhold til de andre mer visuelt. Plottet illustrerer en tydelig albue i grafen i den andre faktoren, der de sekvensielle faktorene etter får lavere og lavere forklaringsgrad på dataenes variasjon. Dette bekrefter modellens inkludering av kun én faktor.



Figur 17 – Scree Plot

De resterende faktorene har alle en eigenvalue lavere enn 1,0 og har vesentlig lavere forklaringsgrad. Disse faktorene ble derfor ekskludert fra analysen da vi har benyttet oss av utvalgsregelen til Kaiser (1960). Det ser altså ut til at en enfaktormodell er en passende modell. Som nevnt tidligere er kapitalverdmodellen en av de mest sentrale enfaktormodellene, der

porteføljer og enkeltaksjer følger en markedsbasert utvikling. Altså kan det tenkes at markedet selv, Oslo Børs, er forklaringsfaktoren til de ulike sektorene. Det vil derfor være interessant å analysere om CAPM er en god modell for å forklare sektorenes utvikling. For å utforske dette har vi valgt å utføre regresjonsanalyser på sektorene med markedet som eneste forklaringsfaktor (se kapittel 7.3).

For å forklare utviklingen på Oslo Børs med ulike makrofaktorer, utførte vi en ny PCA-analyse der vi forhåndsbestemte at analysen skulle trekke ut flere faktorer. Vi følger da utvalgsmetoden basert på den totale kumulative forklarte variasjonen, da Kaisers regel kun inkluderte én faktor. Tabell 13 viser at det trengs hele syv faktorer for å forklare mer enn 90% av variasjonen. Da de resterende ni faktorene har lav eigenvalue, og følgelig inneholder lite informasjon, er det lite hensiktsmessig å inkludere mange ekstra faktorer. Tre faktorer kan forklare 71,515% av dataenes variasjon, i motsetning til 56,064% av den ene faktoren. Å begrense analysen til tre faktorer gjør det også lettere å forholde seg til og tolke resultatene.

Communalities Extraction i tabell 14 viser at det er en vesentlig forskjell fra første analyse. De tre faktorene analysen nå har inkludert, forklarer omtrent like mye av variasjonen i Industri og Forsyning som den ene faktoren alene i forrige analyse. Altså er disse sektorene nesten upåvirket av de to ekstra faktorene analysen inkluderte. De resterende sektorene har fått en marginal/moderat økning med unntak av Helsevern som har økt betraktelig med de ekstra faktorene. Altså ser det ut til at de ekstra faktorene har stor påvirkning i forklaringen av variasjonen til Helsevern i forhold til de andre sektorene.

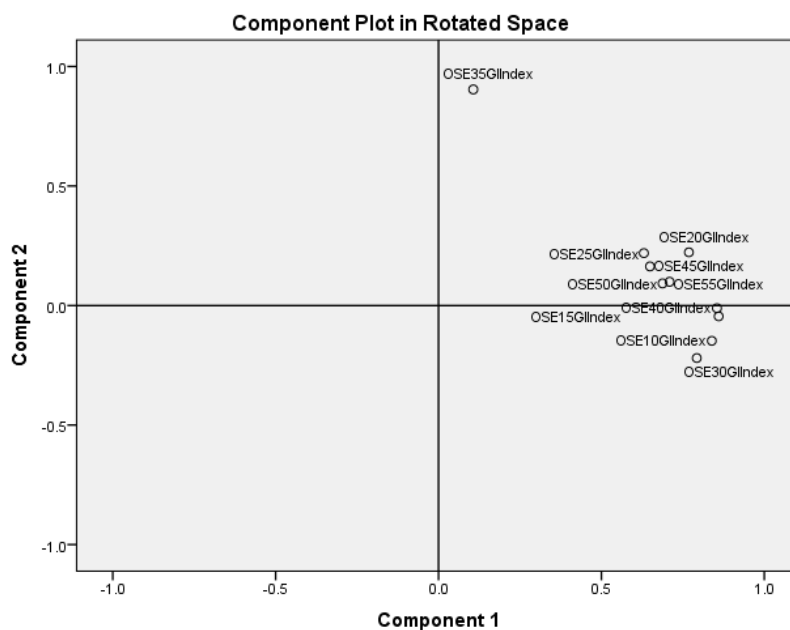
Tabell 14 - Component Matrix

<i>Component Matrix</i>	Component			Communalities Extraction
	1	2	3	
OSE10GI Energi	0,763	-0,240	0,365	0,773
OSE15GI Materiale	0,832	-0,152		0,717
OSE20GI Industri	0,865			0,758
OSE25GI Forbruk	0,726	0,112	-0,473	0,764
OSE30GI Konsum	0,684	-0,298	0,116	0,570
OSE35GI Helsevern	0,525	0,787	0,176	0,926
OSE40GI Finans	0,842	-0,121		0,725
OSE45GI Informasjonsteknologi	0,719		0,368	0,656
OSE50GI Telekom	0,725		-0,419	0,701
OSE55GI Forsyning	0,749			0,562

Den store økningen kommer av den sammensatte loadingen sektoren har på faktorene. Fra Component Matrix (tabell 14) fremkommer det at Helsevern loader 0,525 på faktor 1, 0,787 på faktor 2 og 0,176 på faktor 3. Altså blir faktorenes forklaringen på sektoren

$$0,525^2 + 0,787^2 + 0,176^2 = 0,926$$

i motsetning til 0,275 ($0,525^2$) i første analyse. Faktor 2 forklarer majoriteten av Helsevern sin variasjon, men lite av de resterende sektorene. For å analysere dette videre utførte vi en PCA-analyse der vi kun inkluderte faktor 1 og 2. Dermed blir det mulig å analysere Component Plot in Rotated Space (figur 18) med kun to dimensjoner mellom de to faktorene. Denne figuren gir et godt visuelt bilde av sektorenes forhold til de to faktorene. Her illustreres tydelig virkningen av faktor 2 i analysen og dens påvirkning på forklaringen av Helsevern. De andre sektorene ligger i en klynge der den første faktoren forklarer mye av variasjonen i dataene.



Figur 18 - Component Plot in Rotated Space

Ved å gå tilbake til Component Matrix (tabell 14) ser vi at faktor 3 har en noe bredere forklaring enn faktor 2 som har høy konsentrasjon på Helsevern. Forbruk og Telekom loader moderat negativt på faktor 3, henholdsvis -0,473 og -0,419, mens Energi og Informasjonsteknologi loader moderat positivt, henholdsvis 0,365 og 0,368. Dette indikerer at

Forbruk og Telekom muligens reagerer likt på en makrofaktor, samt at Energi og Informasjonsteknologi reagerer i motsatt retning på den samme faktoren. En mulig tolkning av faktor 3 kan for eksempel være valutakurs, da det kan tenkes at Energi og Informasjonsteknologi er mer eksportpreget i forhold til Forbruk og Telekom. For regresjonsanalysen blir det spennende å se hvorvidt valutakursen påvirker Oslo Børs som helhet.

Ved å analysere Rotated Component Matrix (tabell 15) får vi et innblikk i sektorenes loading på de ulike faktorene etter rotasjon rundt dataene. Resultatet blir mer ryddig da skillet mellom sektorene og deres loading blir klarere.

Tabell 15 - Rotated Component Matrix

Rotated Component Matrix	Component		
	1	2	3
OSE10GI Energi	0,850	0,189	0,124
OSE15GI Materiale	0,631	0,553	0,114
OSE20GI Industri	0,583	0,532	0,367
OSE25GI Forbruk	0,204	0,825	0,204
OSE30GI Konsum	0,677	0,333	
OSE35GI Helsevern	0,144	0,203	0,929
OSE40GI Finans	0,635	0,547	0,150
OSE45GI Informasjonsteknologi	0,695	0,164	0,384
OSE50GI Telekom	0,283	0,780	0,110
OSE55GI Forsyning	0,521	0,488	0,227

Energi loader mest på faktor 1, etterfulgt av moderat/sterk loading av majoriteten av sektorene. Forbruk, Telekom og Helsevern er de eneste sektorene som loader svakt på faktor 1, henholdsvis 0,204, 0,283 og 0,144. En mulig tolkning av faktor 1 er oljeprisen, da energisektoren er mest forklart, samt at Helsevern, Forbruk og Telekom er mindre forklart. De tre sistnevnte kan tenkes å være mindre konjunktursensitive, og vil derfor ikke påvirkes like kraftig av svingninger i oljeprisen.

Forbruk og Telekom loader mest på faktor 2, i motsetning til hva de gjorde i faktor 1. Det ser litt ut som at trenden fra loadingen i faktor 1 er motsatt i faktor 2, der de som loader mye i faktor 1 loader lite i faktor 2. Unntaket fra dette er Helsevern som loader lite i både faktor 1 og 2, men dette blir forklart av faktor 3 der Helsevern loader hele 0.929. En mulig tolkning av

faktor 2 kan da være inflasjon som er relativt stabil, slik som Forbruk og Telekom med tanke på lav konjunkturfølsomhet.

PCA-analysene gav to interessante funn. Av den første analysen med kun én faktor kom det frem at denne faktoren alene hadde en høy forklaringsgrad. Dette ledet oss inn på tanken om at en enfaktormodell kan være forklaringen på sektorenes utvikling. Før vi tar for oss forklaringen av Oslo Børs, vil vi i neste avsnitt utforske dette funnet ved hjelp av CAPM. PCA-analysen med flere faktorer viser at det er store forskjeller på sektorenes loading på de ulike faktorene. Da ulike sektorer trakk i motsatt retning på samme faktor, blir det således interessant å analysere den totale virkningen dette har på Oslo Børs ved hjelp av en APT flerfaktormodell.

7.3 Enfaktormodell - CAPM

For å teste om markedet har en signifikant påvirkning på avkastningen til sektorene, utførte vi regresjonsanalyser på sektorene med Oslo Børs som eneste forklaringsvariabel.

Tabell 16 - Capital Asset Pricing Model

	Standardavvik	Korrelasjon	Beta	P-verdi	R ²	Modellen
OSE10GI Energi	6,53 %	0,87	0,89	0,000	0,7619	$r_{\text{Energi}} = r_f + 0,89 (r_m - r_f)$
OSE15GI Materiale	9,34 %	0,84	1,22	0,000	0,7072	$r_{\text{Materiale}} = r_f + 1,22 (r_m - r_f)$
OSE20GI Industri	7,63 %	0,83	0,99	0,000	0,6921	$r_{\text{Industri}} = r_f + 0,99 (r_m - r_f)$
OSE25GI Forbruk	8,64 %	0,63	0,84	0,000	0,3932	$r_{\text{Forbruk}} = r_f + 0,84 (r_m - r_f)$
OSE30GI Konsum	9,14 %	0,64	0,90	0,000	0,4043	$r_{\text{Konsum}} = r_f + 0,90 (r_m - r_f)$
OSE35GI Helsevern	7,58 %	0,43	0,50	0,000	0,1826	$r_{\text{Helsevern}} = r_f + 0,50 (r_m - r_f)$
OSE40GI Finans	7,98 %	0,83	1,04	0,000	0,6955	$r_{\text{Finans}} = r_f + 1,04 (r_m - r_f)$
OSE45GI IT	7,87 %	0,67	0,81	0,000	0,4425	$r_{\text{IT}} = r_f + 0,81 (r_m - r_f)$
OSE50GI Telekom	9,28 %	0,72	1,04	0,000	0,5182	$r_{\text{Telekom}} = r_f + 1,04 (r_m - r_f)$
OSE55GI Forsyning	6,27 %	0,66	0,65	0,000	0,4415	$r_{\text{Forsyning}} = r_f + 0,65 (r_m - r_f)$
Oslo Børs	6,43 %	1	1			

$$\beta_i = \frac{\text{Cov}(r_i, r_m)}{\text{Var}(r_m)} = \frac{\sigma_i \sigma_m \rho_{i,m}}{\sigma_m^2}$$

Ved å kun analysere avkastningen til én sektor av gangen, kan man si noe om forholdet mellom systematisk og usystematisk risiko. Eksempelvis er forklaringsgraden R^2 til Oslo Børs på energisektoren 76,19%. Det vil si at 23,81% av svingningene i energisektoren ikke kan

forklares av markedssvingningene, og representerer usystematisk risiko. Med unntak av Helsevern har Oslo Børs en moderat til sterk påvirkning på sektorene. Altså kan det tenkes at sektorene faktisk kan forklares av CAPM. Dette er interessant da CAPM er utsatt for mange forutsetninger og mye kritikk.

I CAPM er betakoeffisienten det som avgjør forventet avkastning på et aktiva i en veldiversifisert portefølje og vil følgelig være det interessante å analysere i regresjonsanalysen. Energisektoren har en betakoeffisient på 0,89, som var overraskende lav. Standardavviket til energisektoren er den nest laveste av alle sektorene. Tatt i betraktning en volatil oljepris i samme tidsperiode, var det forventet at standardavviket til energisektoren skulle være høyere da dette påvirker oljeselskapenes inntjening direkte og oljeserviceselskapene indirekte gjennom lavere investeringsaktivitet i sektoren. Da Oslo Børs er oljetung, er det naturlig å tenke seg at svingningene i oljeprisen utgjør en stor del av den totale markedsrisikoen. Derfor forventet vi at korrelasjonskoeffisienten og forklaringsgraden mellom energisektoren og Oslo Børs ville være høy, da mye av svingningene i sektoren kan forklares av systematisk risiko. På den annen side fant Næs et al. (2009) i sin analyse at oljeprisen ikke kan forsvares som en systematisk risikofaktor, men heller som en faktor som kun påvirker enkeltaksjer.

Mindre overraskende var det at Konsum, Forbruk, Helsevern og Forsyning hadde betaverdier under 1. Dette kan skyldes uelastisk etterspørsel i disse bransjene som er mindre avhengig av svingningene på Oslo Børs, og får følgelig lav korrelasjonskoeffisient og forklaringsgrad. Helsevern har den desidert laveste betaverdien (0,50) og forklaringsgrad (18,26%), hvilket samsvarer med resultatene fra PCA-analysen som tydet på at Helsevern beveger seg mer uavhengig av de andre sektorene. PCA-analysen trengte én ytterligere faktor i tillegg til den ene dominerende for å få en tilfredsstillende forklaring på variansen til Helsevern. Dersom vi ser på prisingen av sektorene fra CAPM sitt ståsted, vil majoriteten av avkastningen til Helsevern bli forklart av å påta seg risiko ved en annen ortogonal faktor enn den dominerende faktoren (antatt markedsrisiko). Dermed vil forklaringsgraden til Helsevern være veldig lav, da markedsrisikoen forklarer veldig lite av sektoren, mens faktor 2 (antatt usystematisk risikofaktor) står for majoriteten av forklaringen. På den måten vil CAPM komme til kort ved prisingen av Helsevern som sektorportefølje, da den utelater usystematisk risiko gjennom diversifisering, som i dette tilfelle kan være majoriteten av forklaringen på utviklingen til Helsevern. For å utforske dette ytterligere, utførte vi regresjonsanalyser på sektorene der vi

inkluderte Oslo Børs som en forklaringsvariabel sammen med de makroøkonomiske faktorene. Oslo Børs hadde en signifikant påvirkning på samtlige av sektorene med unntak av nettopp Helsevern (se appendiks C).

Tabell 17 - Estimert avkastning CAPM vs. virkelig avkastning

	Beta	Avkastning		Gjennomsnittlig årlig avkastning i perioden	Differanse avkastning	Modellen
		CAPM	Risikofri rente			
OSE10GI Energi	0,89	5,34 %	3,26 %	0,14 %	-5,20 %	$r_{Energi} = r_f + 0,89 (r_m - r_f)$
OSE15GI Materiale	1,22	6,13 %	3,26 %	3,75 %	-2,38 %	$r_{Materiale} = r_f + 1,22 (r_m - r_f)$
OSE20GI Industri	0,99	5,58 %	3,26 %	1,42 %	-4,16 %	$r_{Industri} = r_f + 0,99 (r_m - r_f)$
OSE25GI Forbruk	0,84	5,24 %	3,26 %	12,85 %	7,61 %	$r_{Forbruk} = r_f + 0,84 (r_m - r_f)$
OSE30GI Konsum	0,90	5,38 %	3,26 %	14,28 %	8,90 %	$r_{Konsum} = r_f + 0,90 (r_m - r_f)$
OSE35GI Helsevern	0,50	4,44 %	3,26 %	6,43 %	1,99 %	$r_{Helsevern} = r_f + 0,50 (r_m - r_f)$
OSE40GI Finans	1,04	5,69 %	3,26 %	7,18 %	1,49 %	$r_{Finans} = r_f + 1,04 (r_m - r_f)$
OSE45GI IT	0,81	5,17 %	3,26 %	5,54 %	0,37 %	$r_{Informasjonsteknologi} = r_f + 0,81 (r_m - r_f)$
OSE50GI Telekom	1,04	5,70 %	3,26 %	12,13 %	6,43 %	$r_{Telekom} = r_f + 1,04 (r_m - r_f)$
OSE55GI Forsyning	0,65	4,78 %	3,26 %	4,94 %	0,16 %	$r_{Forsyning} = r_f + 0,65 (r_m - r_f)$
Oslo Børs	1	5,61 %	3,26 %	5,61 %	0,00 %	

Risikofri rente på 3,26% er beregnet av gjennomsnittlig 10-årig statsobligasjon i perioden

Ved å sammenlikne sektorenes faktiske avkastning i analyseperioden opp mot CAPM sin estimerte avkastning ved bruk av Oslo Børs som eneste faktor, fremkommer det at modellens estimerer avviker mye fra faktisk avkastning (tabell 17). CAPM anslår hvor mye meravkastning investorer fortjener kun ved å endre systematisk risikoeksponering. CAPM anslår utviklingen til Konsum å være 5,38% i perioden, der virkelige data viser at Konsum hadde en utvikling i perioden på 14,28%. CAPM estimerer altså at en liten del av konsumsektorens avkastning forklares av den systematiske risikoen investorer påtar seg ved å investere i sektoren. Det betyr at nærmere 9% av avkastningen er forklart av usystematiske risikofaktorer. Er da CAPM en tilfredsstillende modell for å estimere enkeltaksjers og portefølgers avkastning, når den utelater risikofaktorer som står for en vesentlig del av utviklingen?

Det er vanskelig å forkaste CAPM ettersom den antar at alle sitter på markedsporteføljen slik at all usystematisk risiko blir diversifisert bort. Altså oppnår ikke investorer risikojustert meravkastning generert av usystematisk risiko. Det betyr at markedsporteføljen skal ha høyest Sharpe Ratio. Likevel ser det ut til at CAPM fungerer dårlig til å estimere sektorporteføljenes avkastning i perioden kun ved hjelp av systematisk risiko, da vi ser at usystematiske risikofaktorer er en vesentlig del av forklaringen på utviklingen. Vi beregnet Sharpe Ratio til de individuelle sektorporteføljene og Oslo Børs (se appendiks G). Halvparten av sektorporteføljene har en høyere Sharpe Ratio enn Oslo Børs i perioden. Altså er ikke markedsporteføljen den optimale risikojusterte porteføljen.

7.4 Flerfaktormodell - APT

APT-modellen, som er en flerfaktormodell, åpner for at Oslo Børs kan forklares av ulike makrofaktorer. Vi vil med dette komme til kjernen av problemstillingen og analysere hvorvidt makrofaktorer kan forklare utviklingen til Oslo Børs, samt komme med forslag til hvorfor noen faktorer påvirker børsen ved å splitte Oslo Børs opp i de ulike sektorene.

Vi har utført en regresjonsanalyse på Oslo Børs med ni makrofaktorer som forklaringsvariabler. Regresjonsmodellen har en forklaringsgrad på 78,09%, med fire signifikante variabler. R^2 tar ikke høyde for at variabler ikke er signifikante, noe som gjør at forklaringsgraden muligens er for høy dersom regresjonen inneholder mange variabler. Da fem av variablene ikke blir signifikante, kan det være hensiktsmessig å se på adjusted R^2 , da denne tar høyde for antall variabler inkludert i modellen.

$$Adjusted R^2 = 1 - \frac{(1 - R^2)(N - 1)}{N - X - 1}$$

Hvor N er antall observasjoner og X er antall forklaringsvariabler.

Adjusted R^2 for modellen er på 76,28%, noe som er en relativt liten reduksjon. Den tilhørende P-verdien til modellen er $< 0,0000$. De fire signifikante makrofaktorene som påvirker Oslo Børs er FTSE 100, Olje, Lange renter og CSI 300.

Tabell 18 - Regresjonsanalyse

	Oslo Børs	OSE10GI Energi	OSE15GI Materiale	OSE20GI Industri	OSE25GI Forbruk	OSE30GI Konsum	OSE35GI Helsevern	OSE40GI Finans	OSE45GI IT	OSE50GI Telekom	OSE55GI Forsyning
R ²	0,7809	0,7038	0,5713	0,5861	0,6566	0,3014	0,2343	0,6071	0,4552	0,4949	0,3736
Adj R ²	0,7628	0,6794	0,5359	0,5519	0,6283	0,2437	0,1710	0,5747	0,4102	0,4532	0,3219
P-verdi	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0004	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
FTSE 100	0,899** (0,000)	0,875** (0,000)	1,064** (0,000)	0,871** (0,000)	0,561* (0,023)	0,121 (0,743)	0,939** (0,004)	0,672** (0,006)	0,471 (0,095)	0,644* (0,045)	0,546* (0,024)
S&P 500	0,175 (0,205)	-0,207 (0,206)	0,259 (0,351)	0,315 (0,163)	1,380** (0,000)	0,678 (0,183)	-0,152 (0,618)	0,620** (0,008)	0,350 (0,190)	0,685* (0,025)	0,323 (0,157)
Valuta	-0,108 (0,408)	-0,137 (0,375)	0,107 (0,686)	-0,226 (0,288)	-0,461* (0,037)	0,092 (0,781)	-0,616* (0,034)	0,099 (0,648)	0,099 (0,694)	-0,134 (0,638)	-0,495* (0,023)
Olje	0,173** (0,000)	0,346** (0,000)	0,129 (0,182)	0,030 (0,697)	-0,203* (0,012)	0,146 (0,226)	0,098 (0,346)	0,082 (0,295)	-0,065 (0,478)	0,123 (0,236)	0,103 (0,198)
Lange renter	4,292* (0,011)	6,675** (0,001)	3,555 (0,291)	6,378* (0,020)	2,502 (0,370)	5,046 (0,231)	4,928 (0,179)	3,650 (0,186)	9,882** (0,002)	-5,357 (0,142)	3,142 (0,251)
Korte renter	-1,194 (0,259)	-0,202 (0,872)	-4,726* (0,029)	-0,730 (0,672)	-1,701 (0,339)	-0,836 (0,755)	-3,499 (0,135)	-2,642 (0,134)	-4,285* (0,037)	-0,211 (0,927)	2,143 (0,220)
KPI	-0,429 (0,493)	-0,098 (0,894)	-1,886 (0,139)	-0,541 (0,596)	0,194 (0,854)	-2,232 (0,161)	-0,066 (0,962)	1,056 (0,310)	-0,733 (0,544)	-2,010 (0,144)	0,100 (0,923)
Industriproduksjon	-0,085 (0,433)	-0,113 (0,378)	-0,012 (0,958)	-0,171 (0,336)	0,167 (0,363)	-0,176 (0,525)	0,044 (0,856)	0,083 (0,648)	-0,255 (0,227)	-0,511* (0,034)	-0,163 (0,363)
CSI 300	0,083* (0,011)	0,061 (0,108)	0,094 (0,149)	0,174** (0,001)	0,007 (0,891)	0,165* (0,044)	0,119 (0,093)	0,003 (0,962)	0,166** (0,008)	0,142* (0,045)	0,090 (0,089)

* Signifikant på 95%-nivå

** Signifikant på 99%-nivå

7.4.1 FTSE 100

Den britiske indeksen er signifikant på 99%-nivå med en betaverdi på 0,899. Det vil si at indeksen har en positiv påvirkning på Oslo Børs. Modellen predikerer at 1% endring i avkastningen til den britiske indeksen fører til 0,899% endring i avkastningen til Oslo Børs, gitt at de resterende variablene holdes konstante.

Med utgangspunkt i regresjonsanalysene av sektorene, fremkommer det at den britiske indeksen har en positiv signifikant påvirkning på majoriteten av sektorene, og følgelig på Oslo Børs som en helhet. Videre skiller konsumsektoren seg fra de resterende sektorene, da betaverdien for denne sektoren er den laveste. Dette er noe overraskende da denne sektoren, som er preget av sjømatindustrien, eksporterer mye til Storbritannia. På den annen side er konsumvarer ansett å være mindre konjunktursensitive, og dermed mindre påvirket av svingningene i markedet.

Videre er energi-, materiale- og industrisektoren positivt påvirket av FTSE 100. Majoriteten av Storbritannias energibehov blir dekket gjennom olje og gass eksportert fra norsk sokkel (Royal Norwegian Embassy, 2016). I tillegg er Storbritannia en av de største importørene av maskiner og transportmidler.

Videre utførte vi en ny regresjonsanalyse der vi fjernet FTSE 100 som forklaringsvariabel for å undersøke virkningen på de andre variablene (se appendiks D). Modellens R^2 ble redusert til 70,32% samtidig som S&P 500 ble positiv signifikant. Fra korrelasjonsmatrisen (tabell 8) fremkommer det at korrelasjonskoeffisienten mellom FTSE 100 og S&P 500 er positiv og relativt høy (0,860). Siden S&P 500 er positivt korrelert med FTSE 100, får den en signifikant positiv effekt på Oslo Børs ved at FTSE 100 ikke lenger holdes konstant i modellen. Det kan tenkes at denne effekten kan forklares ved at Norge er avhengig av eksport til Europa, samtidig som det Europeiske markedet er påvirket av det Amerikanske markedet. Altså blir påvirkningen fra det europeiske markedet skjult i effekten fra det amerikanske markedet gjennom korrelasjonen dem imellom, som får en spuriøs effekt på Oslo Børs.

7.4.2 Oljepris

Oljeprisen er signifikant på 99%-nivå med en betaverdi på 0,173. Oljeprisen har altså en positiv påvirkning på Oslo Børs. Modellen predikerer at 1% endring i oljeprisen fører til 0,173% endring i avkastningen til Oslo Børs, gitt at de resterende variablene holdes konstante.

Ettersom Oslo Børs er kjent som en “oljebørs” var dette resultatet forventet. Sektoranalysen viste at oljeprisen har en signifikant påvirkning kun på energi- og forbrukssektoren. Dette samsvarer med funn fra perioden 1980-2006 om at oljeprisen ikke er en systematisk risikofaktor, men heller en faktor som påvirker oljerelaterte aksjer (Næs et al., 2009). Da Oslo Børs fikk en positiv påvirkning, betyr det at energisektoren har en vesentlig mer utslagsgivende effekt på børsen som en helhet enn forbrukssektoren, siden forbrukssektoren er negativt påvirket. I analyseperioden har energisektoren en gjennomsnittlig andel på 42% av OSEBX, mens forbrukssektoren har en andel på kun 6%. Energisektoren består hovedsakelig av oljeaksjer, noe som forsterker effekten av oljeprisen. Eksempelvis utgjør Statoil alene i gjennomsnitt i perioden 65% av energisektoren, og hele 27% av Oslo Børs. Dette samsvarer med det Næs et al. (2009) finner i sin studie, der verdivektet portefølje er mer korrelert med oljeprisen i forhold til deres likevektede portefølje. Den negative påvirkningen på forbrukssektoren kan tenkes å komme fra Royal Caribbean Cruises, som utgjør majoriteten av verdien på sektoren. Store deler av kostnadene til selskapet kommer fra drivstoff, og en lav (/høy) oljepris vil redusere (/øke) kostnadene.

I slutten av perioden har energisektoren svekket seg i forhold til de andre sektorene på Oslo Børs. Ved årsskiftet 2015/2016 utgjorde energisektoren 27% av OSEBX, sammenlignet med 42% gjennomsnittlig andel i hele perioden. Et interessant spørsmål er hva som vil skje med oljeprisens påvirkning dersom energisektoren stadig blir en mindre andel av Oslo Børs. Det siste halvannet året ser det faktisk ut til at Oslo Børs har beveget seg uavhengig av oljeprisen (figur 6). For å utforske dette nærmere utførte vi regresjonsanalyser¹ der vi gradvis reduserte markedsverdien av energiaksjene notert på OSEBX, alt annet like (se appendiks F). Dersom disse har en gjennomsnittlig markedsverdi av indeksen på 30% eller lavere over samme tidsperiode, vil oljeprisen ikke ha en signifikant påvirkning på OSEBX. Dette kan faktisk bli

¹ Basert på markedsverdiene av aksjene notert på OSEBX uten justering for aksjer som tas inn og ut av indeksen.

en realitet dersom energisektoren forholder seg på dagens nivå over lengre tid.

For å analysere virkningen av oljeprisen ytterligere, utførte vi en regresjonsanalyse der vi ekskluderte oljeprisen som forklarende variabel (se appendiks D). Forklaringsgraden til modellen ble redusert fra 78,09% til 75,39%, samtidig som Valuta fikk en signifikant positiv påvirkning på Oslo Børs. Korrelasjonskoeffisienten mellom oljeprisen og valuta viser en positiv og relativt høy korrelasjon (0,702). Siden valuta er positivt korrelert med oljeprisen, får den en effekt på Oslo Børs av at oljeprisen ekskluderes fra modellen. Effekten av oljeprisen holdes nå ikke lenger konstant av modellen når valutakursen endres. Altså ser det nå ut til at en økt valuta fører til en økning i avkastningen på Oslo Børs. Dersom oljeprisen inkluderes i modellen, vil ikke lenger valuta ha en signifikant effekt, i likhet med resultatene til Gjerde og Sættem (1999). Altså kommer den egentlige påvirkningen fra oljeprisen som nå ligger skjult i valutavariabelen gjennom korrelasjonen dem imellom, som da får en spuriøs effekt på Oslo Børs. Årsaken til dette kan tenkes å komme av at en økning i avkastningen på Oslo Børs impliserer en styrket norsk økonomi. Når norsk økonomi styrkes, vil også kronekursen styrkes. Derfor vil oljeprisen indirekte påvirke kronekursen gjennom synet på den norske økonomien.

7.4.3 Lange renter

Norsk 10-årig statsobligasjon er signifikant på 95%-nivå med en betaverdi på 4,292. Det vil si at lange renter har en positiv påvirkning på Oslo Børs. Modellen predikerer at 1%-poeng endring i lange renter fører til 4,292% endring i avkastningen til Oslo Børs, gitt at de resterende variablene holdes konstante.

Lange renter vil ha stor betydning for selskap som har store verdier i fremtidig inntjening. En økning i den lange renten vil ifølge dividendemodellen redusere dagens verdi på aksjer fordi fremtidige kontantstrømmer blir diskontert med en høyere faktor. På den andre siden signaliserer økte lange renter økt vekst i økonomien i årene fremover. Dette vil være positivt for aksjemarkedet hvor det forventes økt inntjening i fremtiden, noe som påvirker avkastning på Oslo Børs positivt. Dette samsvarer med analysen til Campbell (1987), der han fant en positiv sammenheng mellom lange renter og aksjeavkastning.

Informasjonsteknologisektoren skiller seg ut blant de tre signifikante sektorene da den har en vesentlig høyere betakoeffisient enn de andre sektorene på 9,882. IT-sektoren består hovedsakelig av vekstaksjer som ikke er avhengig av mye kapital. Rentekostnadene til disse selskapene utgjør derfor en liten andel av det totale kostnadsbildet, og en renteøkning vil følgelig ikke ramme disse selskapene like hardt som verdiaksjer. I tillegg inneholder IT-sektoren selskap med relativt høy Pris/Bok. Dette tyder på at store deler av verdien til aksjene ligger i fremtiden, og vil dermed bli positivt påvirket av endringer i lange renter. Da DNB utgjør majoriteten av finanssektoren, er det rimelig å forvente at sektoren er positivt påvirket av lange renter fordi inntjeningen til bankvirksomhet primært kommer fra renteinntekter. Denne sektoren ble likevel ikke påvist signifikant.

Vi utførte også en regresjonsanalyse der vi fjernet den lange renten fra modellen (se appendiks D). Forklaringsgraden til modellen ble redusert til 76,73%, samtidig som de resterende variablene forble upåvirket. Den marginale nedgangen i forklaringsgraden kan tyde på at den lange renten ikke har like stor betydning på utviklingen til Oslo Børs som for eksempel FTSE 100 og oljeprisen, da disse fikk en mer tydelig nedsatt forklaringsgrad da disse ble ekskludert.

7.4.4 CSI 300

Den kinesiske indeksen er signifikant på 95%-nivå med en betaverdi på 0,083. Det betyr at indeksen har en positiv påvirkning på Oslo Børs. Modellen predikerer at 1% økning i avkastningen på den kinesiske indeksen fører til en 0,083% økning i avkastningen på Oslo Børs, gitt at de resterende variablene holdes konstante.

I analyseperioden har eksporten til Kina vært historisk høy i forhold til tidligere tiår. Det var derfor forventet en signifikant påvirkning, ettersom Kina er en av Norges viktigste handelspartnere. Norges økonomi er påvirket av det kinesiske markedet gjennom Kinas etterspørsel etter norske varer. Følgelig kan det tenkes at en økning i avkastningen på den kinesiske indeksen impliserer en sterkere kinesisk økonomi, som igjen kan føre til økt import av norske varer. Dette øker inntjeningene til de norske eksportselskapene som øker avkastningen på Oslo Børs.

Regresjonsanalysene for de ulike sektorene viste at CSI 300 er den eneste faktoren som påvirker konsumsektoren. Ettersom Kina importerer mye sjømat fra Norge, er det naturlig å tenke at konsumsektoren er positivt påvirket av kinesisk økonomi. På den andre siden oppstod det komplikasjoner i etterkant av tildelingen av Nobels Fredspris i 2010, som førte til boikott av flere handelskontrakter mellom Kina og Norge. Lakseeksporten fra Norge til Kina ble svekket kort tid etter, noe som kan ha bidratt til en svakere påvirkning i perioden.

Vi utførte også en regresjonsanalyse der vi fjernet CSI 300 fra modellen (se appendiks D). Forklaringsgraden til modellen gikk fra 78,09% til 76,74%, samtidig som de resterende variablene forble upåvirket. Den marginale nedgangen i forklaringsgraden kan tyde på at den kinesiske økonomien, i likhet med den lange renten, ikke har like stor betydning på utviklingen til Oslo Børs som FTSE 100 og oljeprisen.

7.4.5 Ikke-signifikante variabler

Noe overraskende er at analysen tyder på at både det amerikanske aksjemarkedet og valutakursen ikke påvirker utviklingen til Oslo Børs. Av grafisk tolkning ser det ut til at begge faktorene har en positiv påvirkning, dog kan dette late til å være spuriøse effekter, som nevnt tidligere, gjennom henholdsvis det britiske aksjemarkedet og oljeprisen.

I motsetning til Gjerde og Sættem (1999) sin analyse, samt Chen et al., (1986) sin analyse på den amerikanske børsen, fant vi ikke en signifikant påvirkning fra industriproduksjon. Dette var forventet da vår analyseperiode er mer preget av en redusert sekundærnæring i forhold til tidligere.

Vår analyse tyder på at inflasjon ikke påvirker utviklingen til Oslo Børs, i likhet med analysen til Gjerde og Sættem (1999). Dette var forventet da Norges Bank sin pengepolitikk de senere årene har hatt fokus på en lav og stabil inflasjon, der Oslo Børs har hatt en volatil periode.

I likhet med Campbell (1987) sin analyse av amerikanske data, fant vi at utviklingen til Oslo Børs er uavhengig av endringer i korte renter. Gjerde og Sættem (1999) fant derimot at Oslo Børs reagerer negativt på endringer i 3 måneders NIBOR fratrukket inflasjon. Vi forventet at den korte renten hadde en negativ påvirkning på Oslo Børs også i våre data, da tidligere forskning foreslår at terminstrukturen har mye å si for fremtidig økonomisk aktivitet.

7.4.6 Anvendelse av modellen

Med fire signifikante makrofaktorer konstruerte regresjonsanalysen en APT-modell, der utviklingen til Oslo Børs er bestemt av den logaritmiske avkastningen på den britiske og kinesiske børsen, oljeprisen, samt prosentpoengs endring i lange renter. Med regresjonsanalysens betavverdier på de respektive makrofaktorene, blir utviklingen til Oslo Børs bestemt av følgende APT-modell:

$$OSEBX_t = 0,899 * FTSE\ 100 + 0,173 * Oljepris + 4,292 * Lange\ renter + 0,083 * CSI\ 300 + u_t$$

Det er viktig å bemerke seg at regresjonsanalysen påviser at makrofaktorene har en signifikant påvirkning forskjellig fra null med 99% og 95% sannsynlighet. Selv om analysen har påvist en signifikant positiv påvirkning større enn null, kan vi ikke med sikkerhet si noe om styrken fra de fire signifikante makrofaktorene. Dersom vi benytter modellen på periodens data, vil estimert årlig avkastning på Oslo Børs bli -0,06% (tabell 19).

Tabell 19 - Estimert avkastning APT vs. virkelig avkastning

	Avkastning Oslo Børs	Estimert avkastning APT-modell	FTSE 100	Oljepris	Lange renter	CSI 300
Vekting			0,899	0,173	4,292	0,083
Årlig avkastning	5,61 %	-0,06 %	0,81 %	-5,60 %	-0,23 %	14,09 %

Oslo Børs' virkelige årlige avkastning i perioden var 5,61%. Differansen mellom disse fanges opp av feilleddet u_t , som representerer resterende makroøkonomiske faktorer som påvirker Oslo Børs. Feilleddet står for mye av avkastningen i perioden til tross for at modellen har en forklaringsgrad på nærmere 80%. Dette tyder på at det finnes flere faktorer enn det som er inkludert i modellen som er med på å beskrive utviklingen til Oslo Børs. Dog kan de fire signifikante faktorene likevel si noe om hvilken retning Oslo Børs trekkes i ved endringer i de forskjellige makrofaktorene. Eksempelvis vil en forventet økning i en av makrofaktorene påvirke Oslo Børs i en positiv retning.

8 Konklusjon

I denne oppgaven har vi forsøkt å forklare utviklingen til Oslo Børs ved hjelp av ulike makroøkonomiske faktorer. PCA-analysen viste at det finnes én dimensjon i dataene som kan forklare majoriteten av variasjonene til sektorene. Dette ledet oss inn på tanken om at kapitalverdimodellen kunne forklare sektorenes utvikling. Våre analyser tyder likevel på at CAPM, med sine strenge forutsetninger, ikke er en tilfredsstillende modell til å forklare utviklingen til sektorene, og reflekterer ikke den virkelige verdens kompleksitet. Det ser ut til at det er flere forhold utover systematisk risiko som har en vesentlig påvirkning på enkeltaksjer og portefølgers utvikling.

Resultatene tyder på at flere risikofaktorer bedre kan beskrive utviklingen til Oslo Børs. Gjennom våre analyser fant vi fire makroøkonomiske faktorer som signifikant påvirker børsen positivt, henholdsvis FTSE 100, oljeprisen, lange renter og CSI 300. Dersom energisektorens markedsverdi holdes på dagens lave nivå over samme tidsperiode, vil oljeprisen ikke nødvendigvis lenger påvirke Oslo Børs som helhet.

Makrofaktorene er gode utgangspunkt for å analysere retningen på Oslo Børs' utvikling. Samtidig kan det være mer hensiktsmessig med en mer kompleks modell, slik at presisjonen i estimeringen blir bedre.

Litteraturliste

- Berk, J. & DeMarzo, P. (2014) *Corporate Finance*. Harlow. Pearson Education Limited.
- Bodie, Z. Kane, A. & Marcus, A.J. (2014) *Investments*. Berkshire. McGraw-Hill Education.
- Breusch, T., & Pagan, A. (1979). A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, 47(5), 1287-1294.
- Brooks, C. (2002). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Campbell, J. Y. (1987). Stock returns and the term structure. *Journal of financial economics*, 18(2), 373-399.
- Chen, N. F., Roll, R., & Ross, S. A. (1986). Economic forces and the stock market. *Journal of business*, 383-403.
- Conference Board. (2001). *Business Cycle Indicators Handbook*.
- Durbin, J., & Watson, G. S. (1951). Testing for serial correlation in least squares regression. II. *Biometrika*, 38(1/2), 159-177.
- Estrella, A., & Mishkin, F. S. (1998). Predicting US recessions: Financial variables as leading indicators. *Review of Economics and Statistics*, 80(1), 45-61.
- Estrella, A., & Trubin, M. (2006). The yield curve as a leading indicator: Some practical issues. *Current Issues in Economics and Finance*, 12(5).
- Fama, E. F., & French, K. R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The journal of finance*, 51(1), 55-84.
- Gârleanu, N. B., & Pedersen, L. H. (2016). *Efficiently Inefficient Markets for Assets and Asset Management* (No. w21563). National Bureau of Economic Research.
- Gjedrem, S. (2008, 17. Oktober). Den nye møteplassen – Pengemarkedet og bankenes finansiering. Dagens Næringsliv. Hentet fra <http://www.norges-bank.no/Publisert/Artikler-og-kronikker/Den-nye-moteplassen---pengemarkedet-og-bankenes-finansiering>.
- Gjendem, C. S. (2015) Slik ble Kina verdens nest største økonomi. *E24*. Hentet fra <http://e24.no/makro-og-politikk/kina/slik-ble-kina-verdens-nest-stoerste-oekonomi>.

-
- Gjerde, Ø., & Sættem, F. (1999). Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 9(1), 61-74.
- Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *The American economic review*, 70(3), 393-408.
- Hair, J. (1995). *Multivariate data analysis : With readings* (4th ed.). New York: Prentice Hall.
- Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of finance*, 48(1), 65-91.
- Jolliffe, I. (2002). *Principal component analysis*. John Wiley & Sons, Ltd.
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and psychological measurement*.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36.
- Kaul, G. (1987). Stock returns and inflation: The role of the monetary sector. *Journal of financial economics*, 18(2), 253-276.
- Kendall, M. G., & Hill, A. B. (1953). The analysis of economic time-series-part i: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 116(1), 11-34.
- Kristiansen, J., & Statistisk sentralbyrå. (2015). *Dette er Norge 2015 : Hva tallene forteller*. Oslo: Statistisk sentralbyrå.
- Lee, B. S. (1992). Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation. *The Journal of Finance*, 47(4), 1591-1603.
- Malkiel, B. G., & Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Menard, S. (1995). *Applied logistic regression analysis: Sage university series on quantitative applications in the social sciences*.
- Norges Bank. (2015). *Finansiell stabilitet, sårbarhet og risiko*.
- Norges Bank. (2016). *Pengepolitisk rapport med vurdering av finansiell stabilitet 1/16*.
- Næs, R., Skjeltorp, J., & Ødegaard, B. A. (2009). What factors affect the Oslo Stock Exchange. *Norges Bank (Central Bank of Norway), Working Paper*.

Regjeringen. (2013). Kina. Hentet fra

<https://www.regjeringen.no/no/tema/naringsliv/frihandel-og-naringssamarbeid/kina>.

Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of economic theory*, 13(3), 341-360.

Royal Norwegian Embassy in London. (2016) Norway's Most Important Trading Partner. Hentet fra <http://www.norway.org.uk/norwayandcountry/Current-Affairs/Business-and-Trade/Norways-most-important-trading-partner>.

Statistisk Sentralbyrå (2015). Utenrikshandel med varer, 2015, foreløpige tall. Hentet fra <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/nokkeltall>.

Appendiks

Appendiks A: Datagrunnlag

Date	Energi		Materiale		Industri		Forbruk		Konsum		Helsevern		Finans		IT		Telekom		Forsyning		Oslo Børs	
	OSE10GI Index	OSE15GI Index	OSE20GI Index	OSE25GI Index	OSE30GI Index	OSE35GI Index	OSE40GI Index	OSE45GI Index	OSE50GI Index	OSE55GI Index	OSE60GI Index	OSE65GI Index	OSE70GI Index	OSE75GI Index	OSE80GI Index	OSE85GI Index	OSE90GI Index	OSE95GI Index	OSE100GI Index	OSE105GI Index	OSE110GI Index	OSE115GI Index
31.12.2015	525,25	511,46	329,89	1020,68	1399,78	383,06	1145,88	213,21	1124,17	390,42	610,26											
30.11.2015	576,86	527,68	312,29	1011,48	1377,07	348,09	1159,08	214,97	1148,25	391,02	628,76											
30.10.2015	568,86	495,84	314,78	951,79	1364,59	359,07	1101,92	206,57	1187,93	384,29	615,24											
30.09.2015	527,40	448,51	301,84	921,19	1274,90	402,59	1081,46	191,59	1177,51	385,66	581,79											
31.08.2015	534,09	474,15	306,27	896,05	1198,98	412,76	1146,68	192,72	1223,30	393,06	594,10											
31.07.2015	580,88	514,32	322,73	918,86	1223,50	436,39	1262,36	212,87	1328,27	400,93	638,93											
30.06.2015	601,70	532,64	320,92	810,67	1124,09	447,12	1241,18	212,84	1273,65	378,29	629,11											
29.05.2015	626,15	540,52	331,19	823,29	1123,29	503,96	1265,14	226,89	1305,92	388,23	645,68											
30.04.2015	663,89	515,88	322,85	754,20	1091,21	507,01	1273,03	227,77	1236,16	380,40	639,36											
31.03.2015	591,32	572,39	303,54	798,31	1069,31	481,67	1233,48	218,44	1182,73	363,06	619,20											
27.02.2015	609,88	586,87	291,01	762,91	1101,94	469,72	1199,03	214,70	1116,77	360,12	615,64											
30.01.2015	548,35	585,26	278,86	800,90	1077,41	468,71	1096,62	236,24	1207,46	328,33	596,19											
31.12.2014	568,01	513,35	276,48	788,55	1050,25	444,20	1068,14	224,48	1100,19	322,46	576,04											
28.11.2014	572,16	476,02	264,64	740,02	1023,49	432,20	1099,14	221,01	1075,62	313,69	566,34											
31.10.2014	651,61	465,79	277,84	619,12	1011,66	415,39	1149,52	215,30	1100,83	295,23	585,28											
30.09.2014	757,56	463,00	281,83	588,64	1014,07	419,76	1159,65	214,95	1024,19	290,55	609,38											
29.08.2014	777,94	459,23	292,85	542,66	958,10	424,74	1124,11	222,13	1032,31	291,65	610,17											
31.07.2014	799,91	447,36	294,09	530,83	979,59	433,01	1092,32	207,29	1052,93	287,48	612,29											
30.06.2014	844,94	436,51	295,84	520,93	940,97	417,40	1068,82	209,18	1015,23	282,48	617,88											
30.05.2014	817,04	408,04	310,58	542,88	856,13	445,89	1065,94	211,10	1029,36	272,02	605,26											
30.04.2014	780,30	397,66	302,63	518,69	801,32	399,33	1009,36	199,89	965,46	257,75	578,37											
31.03.2014	746,19	374,63	307,81	545,99	770,95	443,32	984,41	207,33	918,75	256,96	561,95											
28.02.2014	717,94	357,74	302,07	559,93	732,45	406,13	1023,01	216,36	917,90	254,98	555,72											
31.01.2014	680,64	361,86	294,94	533,92	755,09	395,60	991,16	188,47	901,69	255,50	535,73											
31.12.2013	694,45	354,45	294,80	543,99	740,66	392,61	1005,86	181,03	1000,33	248,96	548,86											
29.11.2013	675,02	352,43	288,16	528,99	729,02	390,81	990,66	175,49	1019,09	243,72	542,79											
31.10.2013	676,28	346,95	275,41	491,63	725,88	279,69	966,89	176,89	989,25	246,61	532,33											
30.09.2013	660,79	331,78	268,18	435,36	671,56	274,46	842,25	160,95	950,18	250,33	501,76											
30.08.2013	657,79	325,69	253,37	421,79	637,73	299,19	859,63	156,72	879,58	247,29	496,78											
31.07.2013	630,87	345,59	245,54	424,30	656,26	284,70	885,13	150,82	901,50	251,87	495,36											
28.06.2013	606,67	323,88	239,41	381,61	690,60	275,47	811,02	138,66	831,94	251,57	468,79											
31.05.2013	644,79	353,13	241,78	370,11	682,49	268,35	860,67	136,76	855,38	249,81	491,71											
30.04.2013	629,78	345,43	230,50	369,09	683,53	236,97	839,42	122,63	855,05	249,02	480,13											
29.03.2013	646,38	333,20	228,41	363,31	613,11	242,48	789,41	120,16	842,50	250,41	471,21											
28.02.2013	652,42	341,63	229,56	360,35	652,02	238,47	781,47	116,17	815,56	257,31	473,07											
31.01.2013	661,42	358,59	228,88	339,58	587,69	211,31	725,88	112,25	795,20	250,95	465,79											
31.12.2012	631,24	360,39	221,23	340,30	537,65	199,72	672,94	108,86	740,58	235,76	444,09											
30.11.2012	626,52	362,32	205,95	347,12	504,22	198,05	672,26	105,14	759,13	238,45	442,08											
31.10.2012	638,23	343,38	201,43	327,42	485,32	223,13	682,52	108,45	740,00	237,86	442,18											
28.09.2012	660,48	362,97	199,82	320,69	486,58	211,53	665,00	120,16	737,37	242,20	445,92											
31.08.2012	659,41	349,33	202,31	303,09	478,78	207,06	632,22	116,47	699,12	236,96	435,22											
31.07.2012	640,68	350,66	201,04	283,85	426,83	214,29	607,18	125,50	674,89	249,62	423,31											
29.06.2012	614,60	342,51	199,78	289,95	439,92	214,94	574,15	131,92	653,08	255,08	407,09											
31.05.2012	600,41	315,67	192,85	282,92	359,20	199,50	539,08	136,21	590,30	252,77	384,36											
30.04.2012	652,82	358,21	197,30	305,74	366,55	189,48	595,98	148,67	661,89	268,27	421,21											
30.03.2012	655,44	368,82	197,46	280,75	369,90	201,00	645,71	150,31	664,24	268,68	426,61											
29.02.2012	672,34	384,70	202,97	262,82	380,95	206,11	631,50	148,84	649,80	275,08	429,85											
31.01.2012	615,61	346,27	197,63	266,61	389,42	194,42	578,92	134,26	601,71	274,12	397,36											
30.12.2011	614,29	328,83	184,09	248,09	335,06	186,67	559,92	121,99	617,04	270,48	384,95											
30.11.2011	601,71	323,39	181,99	245,82	340,02	192,29	559,04	118,23	619,55	268,96	380,85											
31.10.2011	581,76	353,71	184,28	258,98	337,53	206,91	591,25	123,25	625,11	267,57	384,22											
30.09.2011	519,65	317,56	169,57	229,92	341,41	195,88	544,47	115,50	574,33	276,40	348,28											
31.08.2011	544,56	398,45	183,13	247,97	402,51	212,56	595,89	149,13	564,44	280,92	378,47											
29.07.2011	580,03	438,65	209,46	283,85	442,79	238,22	690,53	162,06	567,50	290,31	417,65											
30.06.2011	588,98	449,66	210,21	311,34	512,24	234,58	679,53	162,17	556,05	293,00	421,33											
31.05.2011	615,46	475,73	209,15	314,44	600,77	212,04	723,06	181,04	573,29	304,07	440,91											
29.04.2011	628,77	475,96	218,90	316,53	640,61	215,51	752,88	206,34	547,87	308,81	447,74											
31.03.2011	637,32	453,31	215,17	327,17	634,21	205,67	706,57	210,52	549,98	304,61	445,41											
28.02.2011	622,86	467,97	212,16	327,58	627,17	192,43	718,61	210,56	561,23	285,29	446,16											
31.01.2011	593,69	480,41	208,32	331,64	625,02	198,65	661,28	201,85	538,71	283,65	430,24											

31.12.2010	592,94	483,90	219,87	340,07	622,55	197,29	670,33	202,01	573,03	285,00	439,72
30.11.2010	528,56	420,78	199,94	312,32	573,19	178,67	618,70	180,82	539,77	275,58	396,07
29.10.2010	532,20	426,50	199,90	298,33	553,98	172,81	658,59	205,44	570,77	269,26	404,62
30.09.2010	506,85	390,48	190,39	260,60	493,03	177,63	638,21	200,35	556,96	257,50	381,43
31.08.2010	472,64	353,26	187,29	240,46	468,96	176,24	562,79	172,13	558,76	248,58	352,66
30.07.2010	486,64	347,75	184,47	245,12	456,50	182,99	609,30	183,59	566,84	252,10	358,41
30.06.2010	482,34	299,18	163,72	220,52	430,48	167,71	526,05	177,46	499,85	241,58	328,12
31.05.2010	499,52	330,79	176,62	251,12	476,68	205,43	541,19	184,39	480,50	245,71	344,23
30.04.2010	551,43	368,73	196,22	277,94	508,10	229,59	602,84	191,27	495,31	277,54	383,02
31.03.2010	530,82	412,30	197,57	270,04	489,47	201,83	581,48	189,20	473,15	271,40	376,70
26.02.2010	502,34	369,12	177,19	248,73	475,27	190,28	546,10	175,11	438,49	255,87	350,42
29.01.2010	509,08	385,11	198,61	235,74	467,48	196,33	573,15	181,42	454,79	265,43	362,73
31.12.2009	531,78	412,78	210,63	225,85	402,99	205,65	539,90	183,14	475,40	275,85	371,56
30.11.2009	504,08	363,40	192,19	212,14	400,08	188,60	540,57	164,59	452,87	270,17	349,15
30.10.2009	488,68	311,14	191,71	177,41	392,36	199,20	527,37	164,28	434,46	260,67	331,35
30.09.2009	471,08	306,49	203,11	183,83	382,15	186,09	519,99	152,41	391,87	277,61	323,46
31.08.2009	462,53	281,01	181,47	164,61	381,22	168,60	478,48	136,72	331,42	274,64	300,19
31.07.2009	459,49	303,60	187,47	138,98	356,14	172,60	430,21	145,21	331,29	276,06	297,57
30.06.2009	447,09	284,46	183,81	126,49	376,21	166,29	392,05	129,90	289,83	289,82	282,35
29.05.2009	458,95	311,36	196,92	132,11	332,11	167,51	399,68	119,16	310,49	269,73	292,62
30.04.2009	398,72	270,98	181,08	126,01	276,71	148,47	338,85	109,77	241,69	257,76	252,63
31.03.2009	373,98	227,38	167,40	88,18	216,20	144,03	258,02	103,47	225,82	223,27	226,34
27.02.2009	363,52	221,28	153,58	89,91	188,96	165,31	239,36	100,26	214,21	230,03	214,64
30.01.2009	373,63	234,48	183,48	102,55	182,16	154,28	224,22	99,67	265,57	260,30	225,84
31.12.2008	361,63	238,01	179,85	132,07	159,79	161,77	237,62	90,49	270,97	266,58	225,48
28.11.2008	376,58	202,03	172,77	119,33	173,70	145,59	234,08	88,75	222,31	256,77	219,87
31.10.2008	411,37	236,67	184,94	135,38	180,55	139,18	313,63	100,12	233,71	269,52	244,80
30.09.2008	490,16	332,73	244,27	172,75	272,86	155,81	394,29	107,31	419,60	347,31	318,38
29.08.2008	624,28	523,13	341,99	216,18	358,20	183,67	538,29	151,96	500,17	382,68	425,73
31.07.2008	629,43	573,70	327,34	216,02	370,82	156,91	547,25	144,68	455,53	375,22	424,05
30.06.2008	689,27	677,42	317,22	208,27	397,44	159,48	554,07	144,54	559,31	398,26	463,45
30.05.2008	731,22	654,27	351,32	256,09	401,60	160,84	643,43	159,67	646,51	397,63	497,25
30.04.2008	664,39	602,79	353,59	246,15	389,35	165,35	639,03	151,15	583,14	395,67	463,22
31.03.2008	570,38	530,72	318,75	243,80	378,95	144,26	626,65	147,89	551,98	357,91	411,99
29.02.2008	596,39	540,32	314,08	265,62	392,17	163,00	633,24	154,64	611,38	368,81	427,11
31.01.2008	525,23	468,02	322,67	273,94	363,28	175,22	591,70	162,25	621,11	379,08	393,87
31.12.2007	639,96	525,41	484,93	330,65	434,85	200,85	713,40	175,90	734,17	523,97	490,81
30.11.2007	657,62	481,90	478,64	331,04	416,11	194,55	744,62	175,06	728,64	523,05	492,83
31.10.2007	684,59	504,49	488,37	376,51	518,09	220,51	765,42	195,22	713,09	526,13	514,09
28.09.2007	683,63	463,15	453,39	358,35	599,11	224,06	735,83	196,05	611,38	501,99	496,29
31.08.2007	634,96	447,26	435,77	358,24	606,63	230,17	730,87	197,24	608,59	499,25	473,56
31.07.2007	667,65	476,57	470,00	365,99	648,16	240,35	715,55	212,32	607,22	518,86	495,57
29.06.2007	684,35	524,12	466,83	386,83	612,75	236,37	717,42	225,59	655,32	505,38	508,24
31.05.2007	643,72	526,60	448,43	403,44	620,04	225,30	759,98	198,15	663,84	462,74	496,26
30.04.2007	618,12	530,91	418,68	383,64	597,93	220,81	778,60	185,47	616,45	428,43	477,61
30.03.2007	604,79	519,60	381,93	376,47	632,98	223,19	748,15	160,25	598,65	404,66	461,30
28.02.2007	567,43	525,09	362,91	359,10	623,47	229,57	712,34	150,40	628,94	394,19	440,59
31.01.2007	596,01	524,59	355,49	380,94	575,57	224,65	774,82	164,39	701,18	396,73	460,74
29.12.2006	595,26	465,62	340,29	344,97	511,25	228,41	737,85	137,12	650,03	354,17	440,36
30.11.2006	560,39	433,41	327,43	333,92	486,02	224,10	698,25	133,40	586,40	345,82	412,99
31.10.2006	544,03	404,38	320,71	325,68	464,11	226,36	703,19	129,56	572,38	352,80	402,69
29.09.2006	506,85	363,53	299,21	316,60	454,30	214,41	655,91	122,58	471,95	333,55	371,59
31.08.2006	544,96	351,01	292,76	291,86	506,35	199,45	660,45	119,70	443,89	334,81	382,17
31.07.2006	561,87	346,64	272,81	274,16	562,18	198,29	631,13	113,79	435,85	303,91	380,99
30.06.2006	545,87	322,72	281,59	290,44	550,96	201,15	628,55	120,28	417,86	273,02	376,44
31.05.2006	548,67	319,97	292,07	289,01	573,02	203,98	637,53	124,65	426,41	298,86	381,43
28.04.2006	596,78	358,12	308,36	302,78	543,78	219,95	692,41	143,87	386,76	332,81	407,02
31.03.2006	558,02	376,67	309,48	310,77	541,92	233,30	682,59	149,82	381,35	335,26	396,30
28.02.2006	503,26	352,73	294,17	318,47	424,15	221,42	638,25	133,25	394,87	275,96	366,06
31.01.2006	517,87	355,06	286,75	307,86	372,55	206,45	576,14	124,86	361,06	242,08	355,20

Date	FTSE100	S&P 500	Valuta	Olje	Lange renter	Korte renter	KPI	Industriproduksjon	CSI 300
31.12.2015	6242,32	2043,94	0,11	37,28	1,48	1,13	141,10	84,60	3731,01
30.11.2015	6356,09	2080,41	0,12	44,61	1,45	1,18	141,70	85,40	3566,41
30.10.2015	6361,09	2079,36	0,12	49,56	1,59	1,09	141,20	86,00	3534,08
30.09.2015	6061,61	1920,03	0,12	48,37	1,47	1,12	140,60	89,00	3202,95
31.08.2015	6247,94	1972,18	0,12	54,15	1,50	1,13	139,70	88,00	3366,54
31.07.2015	6696,28	2103,84	0,12	52,21	1,56	1,27	139,90	87,30	3816,70
30.06.2015	6520,98	2063,11	0,13	63,59	1,85	1,33	140,00	87,70	4473,00
29.05.2015	6984,43	2107,39	0,13	65,56	1,51	1,45	139,60	84,90	4840,83
30.04.2015	6960,63	2085,51	0,13	66,78	1,56	1,50	139,30	82,50	4749,89
31.03.2015	6773,04	2067,89	0,12	55,11	1,49	1,47	138,80	87,60	4051,20
27.02.2015	6946,66	2104,50	0,13	62,58	1,42	1,34	138,40	86,40	3572,84
30.01.2015	6749,40	1994,99	0,13	52,99	1,26	1,32	137,80	84,20	3434,39
31.12.2014	6566,09	2058,90	0,13	57,33	1,54	1,48	137,90	86,90	3533,71
28.11.2014	6722,62	2067,56	0,14	70,15	1,88	1,63	137,90	86,70	2808,82
31.10.2014	6546,47	2018,05	0,15	85,86	2,05	1,58	137,80	88,50	2508,33
30.09.2014	6622,72	1972,29	0,16	94,67	2,27	1,65	137,70	86,70	2450,99
29.08.2014	6819,75	2003,37	0,16	103,19	2,26	1,75	137,00	84,90	2338,29
31.07.2014	6730,11	1930,67	0,16	106,02	2,35	1,67	137,40	85,70	2350,25
30.06.2014	6743,94	1960,23	0,16	112,36	2,48	1,75	136,40	85,10	2165,12
30.05.2014	6844,51	1923,57	0,17	109,41	2,67	1,84	136,70	81,30	2156,46
30.04.2014	6780,03	1883,95	0,17	108,07	2,81	1,79	136,60	85,70	2158,66
31.03.2014	6598,37	1872,34	0,17	107,76	2,92	1,73	136,10	85,70	2146,31
28.02.2014	6809,70	1859,45	0,17	109,07	2,85	1,70	135,80	84,60	2178,97
31.01.2014	6510,44	1782,59	0,16	106,40	2,74	1,66	135,10	84,50	2202,45
31.12.2013	6749,09	1848,36	0,16	110,80	3,00	1,69	135,10	83,10	2330,03
29.11.2013	6650,57	1805,81	0,16	109,69	2,79	1,68	135,30	82,90	2438,94
31.10.2013	6731,43	1756,54	0,17	108,84	2,81	1,66	135,10	80,00	2373,72
30.09.2013	6462,22	1681,55	0,17	108,37	2,82	1,70	134,90	81,10	2409,04
30.08.2013	6412,93	1632,97	0,16	114,01	3,02	1,70	134,20	83,40	2313,91
31.07.2013	6621,06	1685,73	0,17	107,70	2,72	1,72	134,40	87,20	2193,02
28.06.2013	6215,47	1606,28	0,16	102,16	2,56	1,66	133,80	83,60	2200,64
31.05.2013	6583,09	1630,74	0,17	100,39	2,21	1,75	134,30	85,00	2606,43
30.04.2013	6430,12	1597,57	0,17	102,37	2,04	1,79	134,20	83,20	2447,31
29.03.2013	6411,74	1569,19	0,17	110,02	2,18	1,88	133,40	80,00	2495,08
28.02.2013	6360,81	1514,68	0,17	111,38	2,44	1,86	133,00	80,10	2673,33
31.01.2013	6276,88	1498,11	0,18	115,55	2,62	1,87	132,10	81,70	2686,88
31.12.2012	5897,81	1426,19	0,18	111,11	2,14	1,83	132,40	85,30	2522,95
30.11.2012	5866,82	1416,18	0,18	111,23	2,10	1,91	132,00	84,20	2139,66
31.10.2012	5782,70	1412,16	0,18	108,70	2,06	1,88	131,90	86,60	2254,82
28.09.2012	5742,07	1440,67	0,17	112,39	2,14	1,97	131,20	81,70	2293,11
31.08.2012	5711,48	1406,58	0,17	114,57	1,98	2,06	130,00	87,10	2204,87
31.07.2012	5635,28	1379,32	0,17	104,92	1,94	2,20	130,50	86,40	2332,92
29.06.2012	5571,15	1362,16	0,17	97,80	2,07	2,30	131,10	88,90	2461,61
31.05.2012	5320,86	1310,33	0,16	101,87	2,02	2,32	131,70	89,30	2632,04
30.04.2012	5737,78	1397,91	0,17	119,47	2,09	2,32	131,70	88,60	2626,16
30.03.2012	5768,45	1408,47	0,18	122,88	2,45	2,28	131,60	87,70	2454,90
29.02.2012	5871,51	1365,68	0,18	122,66	2,33	2,60	131,70	88,80	2634,14
31.01.2012	5681,61	1312,41	0,17	110,98	2,38	2,70	130,40	88,50	2464,26
30.12.2011	5572,28	1257,60	0,17	107,38	2,40	2,89	130,60	84,40	2345,74
30.11.2011	5505,42	1246,96	0,17	110,52	2,53	3,30	130,50	86,90	2521,52
31.10.2011	5544,22	1253,30	0,18	109,56	2,70	3,04	130,50	84,80	2695,31
30.09.2011	5128,48	1131,42	0,17	102,76	2,38	3,03	130,60	87,20	2581,35
31.08.2011	5394,53	1218,89	0,19	114,85	2,86	3,14	129,40	86,00	2846,78
29.07.2011	5815,19	1292,28	0,19	116,74	2,91	2,97	130,20	83,50	2972,08
30.06.2011	5945,71	1320,64	0,19	112,48	3,41	2,92	130,50	83,50	3044,09
31.05.2011	5989,99	1345,20	0,19	116,73	3,40	2,87	131,00	79,00	3001,56
29.04.2011	6069,90	1363,61	0,19	125,89	3,71	2,71	131,30	82,60	3192,72
31.03.2011	5908,76	1325,83	0,18	117,36	3,83	2,67	130,60	85,20	3223,29
28.02.2011	5994,01	1327,22	0,18	111,80	3,78	2,62	130,20	86,10	3239,56
31.01.2011	5862,94	1286,12	0,17	101,01	3,82	2,53	129,70	85,90	3076,51

31.12.2010	5899,94	1257,64	0,17	94,75	3,72	2,60	130,40	89,00	3128,26
30.11.2010	5528,27	1180,55	0,16	85,92	3,44	2,48	129,00	88,10	3136,99
29.10.2010	5675,16	1183,26	0,17	83,15	3,36	2,49	128,70	90,20	3379,98
30.09.2010	5548,62	1141,20	0,17	82,31	3,30	2,60	128,60	83,80	2935,57
31.08.2010	5225,22	1049,33	0,16	74,64	3,05	2,66	127,80	80,50	2903,19
30.07.2010	5258,02	1101,60	0,16	78,18	3,35	2,62	128,10	86,40	2868,85
30.06.2010	4916,87	1030,71	0,15	75,01	3,50	2,79	128,80	87,70	2563,07
31.05.2010	5188,43	1089,41	0,15	74,65	3,48	2,63	128,90	90,10	2773,26
30.04.2010	5553,29	1186,69	0,17	87,44	3,62	2,42	129,60	90,10	3067,37
31.03.2010	5679,64	1169,43	0,17	82,70	3,75	2,34	129,30	90,80	3345,61
26.02.2010	5354,52	1104,49	0,17	77,59	3,62	2,29	128,70	91,80	3281,67
29.01.2010	5188,52	1073,87	0,17	71,46	3,98	2,26	127,10	92,10	3204,16
31.12.2009	5412,88	1115,10	0,17	77,93	4,14	2,19	126,90	92,00	3575,68
30.11.2009	5190,68	1095,63	0,18	78,47	3,88	2,04	126,60	92,70	3511,67
30.10.2009	5044,55	1036,19	0,17	75,20	4,07	2,01	126,20	92,70	3280,37
30.09.2009	5133,90	1057,08	0,17	69,07	4,18	1,94	126,40	94,70	3004,81
31.08.2009	4908,90	1020,62	0,17	69,65	4,18	1,98	125,40	92,50	2830,27
31.07.2009	4608,36	987,48	0,16	71,70	4,04	1,81	125,70	92,30	3734,62
30.06.2009	4249,21	919,32	0,16	69,30	4,16	1,96	126,40	91,70	3166,47
29.05.2009	4417,94	919,14	0,16	65,52	4,29	2,31	125,70	90,50	2759,71
30.04.2009	4243,71	872,81	0,15	50,80	3,96	2,76	125,40	94,30	2622,93
31.03.2009	3926,14	797,87	0,15	49,23	3,79	2,97	125,10	95,30	2507,79
27.02.2009	3830,09	735,09	0,14	46,35	3,84	3,15	125,00	98,40	2140,49
30.01.2009	4149,64	825,88	0,14	45,88	3,72	3,56	124,00	95,80	2032,68
31.12.2008	4434,17	903,25	0,14	45,59	3,85	3,97	124,40	97,70	1817,72
28.11.2008	4288,01	896,24	0,14	53,49	3,94	6,11	124,70	97,30	1829,92
31.10.2008	4377,34	968,75	0,15	65,32	4,30	6,71	125,40	98,00	1663,66
30.09.2008	4902,45	1166,36	0,17	98,17	4,24	7,69	124,90	95,60	2243,66
29.08.2008	5636,60	1282,83	0,18	114,05	4,68	6,58	123,10	92,60	2391,64
31.07.2008	5411,90	1267,38	0,19	123,98	4,92	6,42	123,00	99,30	2805,21
30.06.2008	5625,90	1280,00	0,20	139,83	5,09	6,57	122,20	98,40	2791,82
30.05.2008	6053,50	1400,38	0,20	127,78	4,79	6,32	122,00	98,80	3611,33
30.04.2008	6087,30	1385,59	0,20	111,36	4,52	6,41	121,90	98,20	3959,12
31.03.2008	5702,10	1322,70	0,20	100,30	4,33	6,12	122,00	96,80	3790,53
29.02.2008	5884,30	1330,63	0,19	100,10	4,31	6,04	121,90	95,00	4674,55
31.01.2008	5879,80	1378,55	0,18	92,21	4,33	5,69	121,30	96,60	4620,40
31.12.2007	6456,90	1468,36	0,18	93,85	4,69	5,88	121,80	94,80	5338,28
30.11.2007	6432,50	1481,14	0,18	88,26	4,70	5,89	120,80	96,40	4737,41
31.10.2007	6721,60	1549,38	0,19	90,63	4,87	5,73	118,90	98,30	5688,54
28.09.2007	6466,80	1526,75	0,19	79,17	4,94	5,68	118,60	98,90	5580,81
31.08.2007	6303,30	1473,99	0,17	72,69	4,83	5,31	117,80	97,60	5296,81
31.07.2007	6360,10	1455,27	0,17	77,05	5,01	4,94	117,90	98,10	4460,56
29.06.2007	6607,90	1503,35	0,17	71,41	5,17	4,85	118,20	92,20	3764,08
31.05.2007	6621,40	1530,62	0,17	68,04	5,03	4,69	118,30	95,90	3927,95
30.04.2007	6449,20	1482,37	0,17	67,65	4,78	4,52	118,20	101,40	3558,71
30.03.2007	6308,00	1420,86	0,16	68,10	4,57	4,46	118,20	95,50	2781,78
28.02.2007	6171,50	1406,82	0,16	61,89	4,44	4,31	117,50	96,50	2544,57
31.01.2007	6203,10	1438,24	0,16	57,40	4,54	4,14	117,00	97,00	2385,34
29.12.2006	6220,80	1418,30	0,16	60,86	4,33	3,91	118,50	98,50	2041,05
30.11.2006	6048,80	1400,63	0,16	64,26	4,14	3,69	119,00	95,10	1714,36
31.10.2006	6129,20	1377,94	0,15	59,03	4,20	3,52	119,10	95,30	1464,47
29.09.2006	5960,80	1335,85	0,15	62,48	4,05	3,43	119,00	97,10	1403,27
31.08.2006	5906,10	1303,82	0,16	70,25	4,04	3,31	117,30	97,80	1338,46
31.07.2006	5928,30	1276,66	0,16	75,15	4,26	3,12	117,40	98,20	1294,33
30.06.2006	5833,40	1270,20	0,16	73,51	4,30	3,05	117,70	99,90	1393,96
31.05.2006	5723,80	1270,09	0,16	70,41	4,19	3,01	117,90	99,20	1365,45
28.04.2006	6023,10	1310,61	0,16	72,50	4,06	2,86	117,90	97,80	1172,35
31.03.2006	5964,60	1294,83	0,15	65,91	3,89	2,81	116,90	99,30	1061,09
28.02.2006	5791,50	1280,66	0,15	61,76	3,65	2,64	116,60	99,20	1053,01
31.01.2006	5760,30	1280,08	0,15	65,99	3,77	2,53	115,60	99,60	1009,60

Appendiks B: Definisjon av data

Variabler	Månedlig notering	Hentet fra	Ekstra informasjon	Definisjon
FTSE 100	% endring	Bloomberg		$\ln\left(\frac{Verdi_t}{Verdi_{t-1}}\right)$
S&P 500	% endring	Bloomberg		$\ln\left(\frac{Verdi_t}{Verdi_{t-1}}\right)$
Valuta	% endring	Bloomberg		$\ln\left(\frac{Verdi_t}{Verdi_{t-1}}\right)$
Olje	% endring	Bloomberg		$\ln\left(\frac{Verdi_t}{Verdi_{t-1}}\right)$
Lange renter	%-poeng endring	Bloomberg	10-årig statsobligasjon	$Rente_t - Rente_{t-1}$
Korte renter	%-poeng endring	Bloomberg	3 måneders NIBOR	$Rente_t - Rente_{t-1}$
KPI	% endring	SSB	Tabell: 03013	$\ln\left(\frac{Verdi_t}{Verdi_{t-1}}\right)$
Industriproduksjon	% endring	SSB	Tabell: 07095	$\ln\left(\frac{Verdi_t}{Verdi_{t-1}}\right)$
CSI 300	% endring	Bloomberg		$\ln\left(\frac{Verdi_t}{Verdi_{t-1}}\right)$

Appendiks C: Sektoranalyse inkludert Oslo Børs som forklaringsvariabel

	OSE10GI Energi	OSE15GI Materiale	OSE20GI Industri	OSE25GI Forbruk	OSE30GI Konsum	OSE35GI Helsevern	OSE40GI Finans	OSE45GI IT	OSE50GI Telekom	OSE55GI Forsyning
R ²	0,8472	0,7331	0,7312	0,6794	0,4600	0,2580	0,7369	0,5236	0,5984	0,5054
Adj R ²	0,8330	0,7084	0,7063	0,6497	0,4100	0,1893	0,7125	0,4795	0,5612	0,4596
P-verdi	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Oslo Børs	0,822** (0,000)	1,248** (0,000)	0,966** (0,000)	0,433** (0,007)	1,210** (0,000)	0,388 (0,066)	0,955** (0,000)	0,684** (0,000)	0,992** (0,000)	0,756** (0,000)
FTSE100	0,136 (0,345)	-0,058 (0,831)	0,003 (0,989)	0,171 (0,535)	-0,970* (0,012)	0,589 (0,111)	-0,186 (0,420)	-0,144 (0,637)	-0,248 (0,454)	-0,134 (0,590)
S&P500	-0,351** (0,004)	0,040 (0,857)	0,145 (0,429)	1,303** (0,000)	0,256 (0,413)	-0,220 (0,468)	0,452* (0,019)	0,230 (0,362)	0,511 (0,063)	0,191 (0,352)
Valuta	-0,048 (0,666)	0,242 (0,252)	-0,122 (0,479)	-0,414 (0,054)	0,222 (0,448)	-0,574* (0,046)	0,202 (0,259)	0,173 (0,466)	-0,027 (0,916)	-0,413* (0,033)
Olje	0,204** (0,000)	-0,087 (0,282)	-0,137* (0,040)	-0,278** (0,001)	-0,063 (0,573)	0,031 (0,774)	-0,082 (0,230)	-0,183* (0,046)	-0,048 (0,623)	-0,028 (0,705)
Lange renter	3,148* (0,032)	-1,801 (0,512)	2,234 (0,322)	0,643 (0,818)	-0,416 (0,970)	3,261 (0,382)	-0,449 (0,847)	6,944* (0,026)	-9,616** (0,005)	-0,102 (0,968)
Korte renter	0,780 (0,390)	-3,236 (0,061)	0,423 (0,763)	-1,184 (0,495)	0,609 (0,798)	-3,035 (0,192)	-1,502 (0,302)	-3,468 (0,074)	0,974 (0,641)	3,046 (0,053)
KPI	0,450 (0,399)	-1,350 (0,182)	-0,127 (0,878)	0,380 (0,711)	-1,713 (0,224)	0,101 (0,941)	1,465 (0,089)	-0,439 (0,699)	-1,584 (0,199)	0,424 (0,645)
Industriproduksjon	-0,043 (0,642)	0,095 (0,590)	-0,088 (0,539)	0,204 (0,254)	-0,073 (0,767)	0,077 (0,747)	0,164 (0,272)	-0,196 (0,323)	-0,426* (0,049)	-0,099 (0,538)
CSI300	-0,007 (0,809)	-0,009 (0,867)	0,094* (0,033)	-0,028 (0,598)	0,065 (0,381)	0,087 (0,227)	-0,077 (0,092)	0,109 (0,070)	0,060 (0,357)	0,028 (0,565)

* Signifikant på 95%-nivå

** Signifikant på 99%-nivå

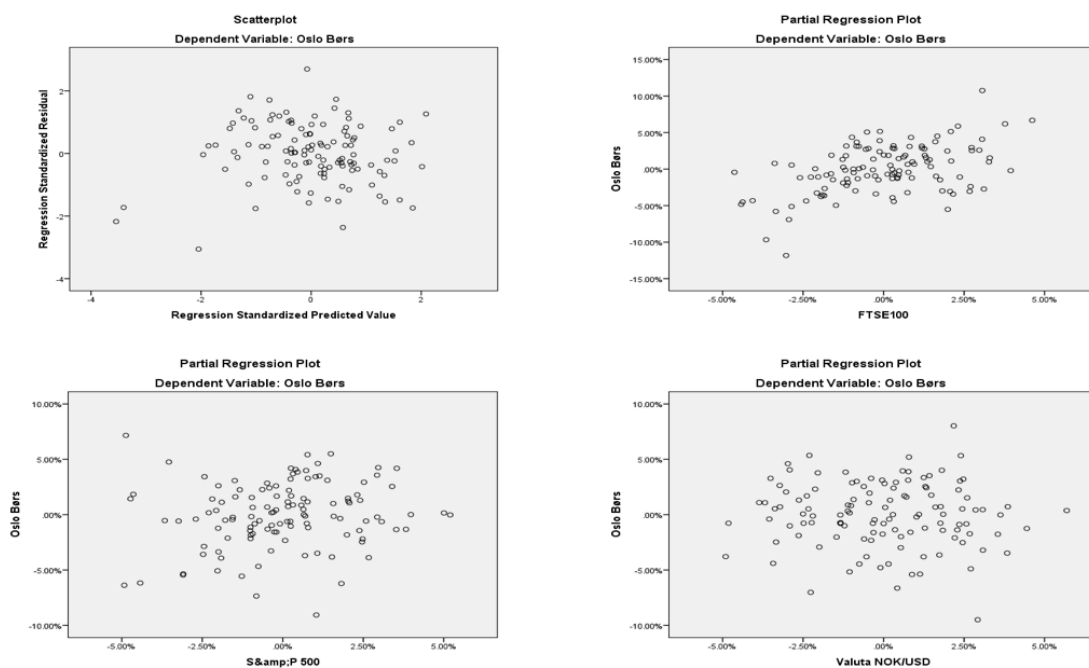
Appendiks D: Regresjonsanalyse ekskludert signifikante forklaringsvariabler

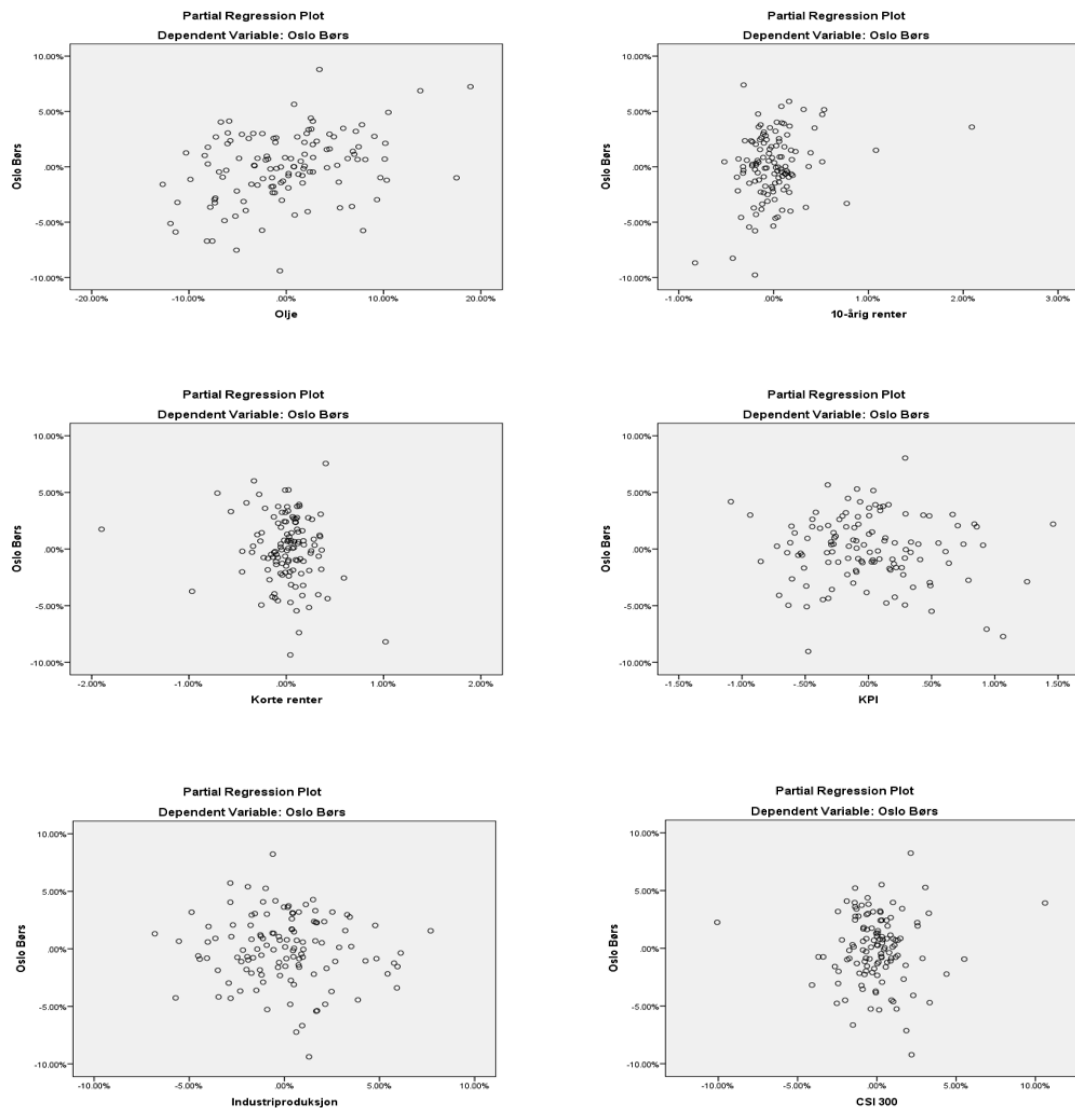
	Oslo Børs	Oslo Børs ekskl. FTSE 100	Oslo Børs ekskl. Olje	Oslo Børs ekskl. Lange renter	Oslo Børs ekskl. CSI 300
R ²	0,7809	0,7032	0,7539	0,7673	0,7674
Adj R ²	0,7628	0,6816	0,7369	0,7504	0,7505
P-verdi	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
FTSE100	0,899** (0,000)		0,846** (0,000)	0,916** (0,000)	0,900** (0,000)
S&P500	0,175 (0,205)	0,850** (0,000)	0,226 (0,120)	0,190 (0,179)	0,227 (0,107)
Valuta	-0,108 (0,408)	0,018 (0,906)	0,172* (0,012)	-0,086 (0,517)	-0,053 (0,689)
Olje	0,173** (0,000)	0,143** (0,010)		0,199** (0,000)	0,167** (0,001)
Lange renter	4,292* (0,011)	4,750* (0,014)	5,593** (0,001)		3,926* (0,022)
Korte renter	-1,194 (0,259)	-2,294 (0,059)	-0,413 (0,705)	-1,340 (0,217)	-1,120 (0,302)
KPI	-0,429 (0,493)	-0,341 (0,637)	-0,277 (0,673)	-0,543 (0,396)	-0,495 (0,440)
Industriproduksjon	-0,085 (0,433)	-0,246 (0,057)	-0,140 (0,218)	-0,073 (0,512)	-0,058 (0,602)
CSI300	0,083* (0,011)	0,083* (0,027)	0,077* (0,024)	0,076* (0,022)	

* Signifikant på 95%-nivå

** Signifikant på 99%-nivå

Appendiks E: Residualplottene til modellen





Appendiks F: Regresjonsanalyse med redusert energisektor

	Oslo Børs
R ²	0,7581
Adj R ²	0,7381
P-verdi	0,0000
FTSE 100	0,750** (0,000)
S&P 500	0,297* (0,036)
Valuta	-0,038 (0,772)
Olje	0,092 (0,057)
Lange renter	5,800** (0,001)
Korte renter	-0,839 (0,436)
KPI	-0,231 (0,717)
Industriprodu	-0,055 (0,619)
CSI 300	0,082* (0,014)

* Signifikant på 95%-nivå

** Signifikant på 99%-nivå

Datagrunnlag redusert energisektor

Energisektor redusert med 40%					
Date	Mrk.Cap Oslo	Energi 100%	Energi 60%	Mrk.Cap Oslo Børs - Energi	LN avkastni
31/12/2015	1979398	531035	315966	1764328	-1,01 %
30/11/2015	2013348	570838	339649	1782159	1,38 %
31/10/2015	1988525	570034	339171	1757661	5,19 %
30/09/2015	1881246	524455	312051	1668842	-1,40 %
31/08/2015	1908174	532937	317097	1692335	-6,91 %
31/07/2015	2051856	588910	350401	1813348	3,13 %
30/06/2015	2005589	612573	364481	1757497	1,21 %
31/05/2015	1996284	641703	381814	1736394	0,18 %
30/04/2015	2012643	689757	410405	1733291	1,24 %
31/03/2015	1959507	611135	363625	1711997	1,54 %
28/02/2015	1941644	631611	375809	1685842	2,82 %
31/01/2015	1869677	569732	338991	1638935	3,16 %
31/12/2014	1825499	586477	348954	1587976	1,99 %
30/11/2014	1796395	592022	352253	1556626	-3,15 %
31/10/2014	1887094	693043	412361	1606411	-1,56 %
30/09/2014	1957424	804226	478514	1631713	0,31 %
31/08/2014	1966462	839110	499271	1626623	-0,35 %
31/07/2014	1983564	867138	515947	1632373	0,08 %
30/06/2014	1999721	910410	541694	1631005	1,96 %
31/05/2014	1956151	880826	524091	1599416	2,39 %
30/04/2014	1911484	863726	513917	1561675	0,75 %
31/03/2014	1884756	826441	491733	1550047	1,05 %
28/02/2014	1857275	798379	475036	1533932	2,87 %
31/01/2014	1797811	758753	451458	1490516	-2,01 %
31/12/2013	1835607	777461	462589	1520736	1,40 %
30/11/2013	1806103	756900	450355	1499559	2,20 %
31/10/2013	1772079	753356	448247	1466970	6,37 %
30/09/2013	1673043	732320	435730	1376453	2,01 %
31/08/2013	1647525	737058	438550	1349016	-0,28 %
31/07/2013	1636435	700239	416642	1352838	4,91 %
30/06/2013	1561261	674607	401391	1288045	-4,14 %
31/05/2013	1633222	717806	427095	1342511	-0,60 %
30/04/2013	1642937	721925	429545	1350557	1,71 %
31/03/2013	1626072	736876	438441	1327637	-0,69 %
28/02/2013	1636866	740908	440840	1336798	1,53 %
31/01/2013	1621281	752612	447804	1316473	5,22 %
31/12/2012	1540534	718412	427455	1249577	0,36 %
30/11/2012	1536796	720156	428493	1245132	0,46 %
31/10/2012	1537700	736566	438257	1239391	-1,10 %
30/09/2012	1560330	758674	451411	1253067	2,14 %
31/08/2012	1534751	761011	452801	1226542	1,45 %
31/07/2012	1507147	736401	438159	1208905	2,61 %
30/06/2012	1462734	703524	418597	1177806	5,44 %
31/05/2012	1393697	686985	408756	1115468	-10,93 %
30/04/2012	1557461	773164	460032	1244329	-2,65 %
31/03/2012	1591282	774316	460718	1277684	-0,90 %
29/02/2012	1612324	797756	474665	1289233	7,36 %
31/01/2012	1492922	728771	433619	1197769	2,76 %
31/12/2011	1458826	725171	431477	1165131	0,58 %
30/11/2011	1446370	711095	423101	1158377	-1,61 %
31/10/2011	1454284	684294	407155	1177145	9,69 %
30/09/2011	1315727	610589	363301	1068438	-8,56 %
31/08/2011	1422279	638022	379623	1163880	-9,12 %
31/07/2011	1550878	681121	405267	1275025	-1,70 %
30/06/2011	1577462	692647	412125	1296940	-4,79 %
31/05/2011	1654351	725519	431684	1360516	-4,20 %
30/04/2011	1726157	758632	451386	1418911	-0,05 %
31/03/2011	1732491	772434	459599	1419655	1,08 %
28/02/2011	1713534	763335	454184	1404383	2,10 %
31/01/2011	1677700	746975	444450	1375175	-0,77 %

31/12/2010	1679398	724777	431242	1385863	12,48 %
30/11/2010	1483519	642703	382408	1223224	-1,50 %
31/10/2010	1503813	647079	385012	1241746	7,05 %
30/09/2010	1405581	613181	364843	1157243	6,83 %
31/08/2010	1313042	573225	341069	1080886	-2,43 %
31/07/2010	1346581	590284	351219	1107516	8,37 %
30/06/2010	1255796	585817	348561	1018541	-3,55 %
31/05/2010	1301520	607881	361689	1055328	-12,57 %
30/04/2010	1477815	694116	412999	1196699	1,23 %
31/03/2010	1451913	666380	396496	1182029	7,25 %
28/02/2010	1355867	633270	376796	1099393	-3,26 %
31/01/2010	1394999	639840	380705	1135864	-2,41 %
31/12/2009	1435653	671874	399765	1163545	7,78 %
30/11/2009	1333090	633547	376960	1076504	4,19 %
31/10/2009	1279752	610853	363457	1032357	1,85 %
30/09/2009	1252080	589365	350672	1013387	7,74 %
31/08/2009	1169742	572467	340618	937893	1,49 %
31/07/2009	1154528	569178	338661	924011	4,91 %
30/06/2009	1102778	550639	327630	879769	-2,35 %
31/05/2009	1129995	566094	336826	900728	11,70 %
30/04/2009	1009157	513357	305448	801248	11,11 %
31/03/2009	913401	484880	288504	717025	4,04 %
28/02/2009	880614	473949	282000	688664	-6,74 %
31/01/2009	933589	486242	289314	736662	0,07 %
31/12/2008	927296	471893	280776	736180	2,22 %
30/11/2008	924130	503935	299841	720036	-10,48 %
31/10/2008	1021800	548577	326403	799626	-25,66 %
30/09/2008	1295350	646451	384638	1033538	-27,41 %
31/08/2008	1689032	813714	484160	1359478	-0,49 %
31/07/2008	1705103	837040	498039	1366102	-7,56 %
30/06/2008	1847550	923739	549625	1473436	-7,75 %
31/05/2008	1986422	973601	579293	1592114	3,28 %
30/04/2008	1910161	912254	542791	1540698	10,31 %
31/03/2008	1702670	772537	459659	1389793	-3,83 %
29/02/2008	1771231	807748	480610	1444093	5,74 %
31/01/2008	1647272	700623	416870	1363520	-22,52 %
31/12/2007	2056469	860742	512142	1707869	-0,48 %
30/11/2007	2078532	894832	532425	1716125	-3,49 %
31/10/2007	2153414	929246	552901	1777070	-0,98 %
30/09/2007	2096648	745700	443692	1794640	3,99 %
31/08/2007	2003833	689884	410481	1724430	-4,39 %
31/07/2007	2094819	723237	430326	1801908	-2,86 %
30/06/2007	2156518	746428	444125	1854215	3,75 %
31/05/2007	2068460	697335	414915	1786039	2,59 %
30/04/2007	2018473	686777	408632	1740328	3,91 %
31/03/2007	1944386	668614	397825	1673597	3,87 %
28/02/2007	1865406	630603	375209	1610012	-5,14 %
31/01/2007	1962763	661186	393406	1694983	5,65 %
31/12/2006	1870397	663194	394600	1601803	6,73 %
30/11/2006	1764628	659340	392308	1497595	2,42 %
31/10/2006	1720219	637941	379575	1461853	8,11 %
30/09/2006	1588678	594465	353707	1347919	-1,75 %
31/08/2006	1627956	632784	376506	1371679	-0,58 %
31/07/2006	1643049	650353	386960	1379656	1,62 %
30/06/2006	1615347	636629	378794	1357512	-0,59 %
31/05/2006	1621358	631623	375816	1365550	-4,57 %
30/04/2006	1712130	697933	415270	1429467	2,03 %
31/03/2006	1661183	643234	382724	1400673	8,63 %
28/02/2006	1522073	585854	348583	1284802	2,90 %
31/01/2006	1492934	604680	359785	1248039	

Gjennomsnitt	409204,5	1362412,587
Andel av Oslo Børs	30,04 %	

 Appendiks G: Sharpe Ratio sektorporteføljer og Oslo Børs

	<i>Standardavvik</i>	<i>Gjennomsnittlig årlig avkastning perioden</i>	<i>Sharpe Ratio</i>
OSE10GI Energi	6,53 %	0,14 %	-0,48
OSE15GI Materiale	9,34 %	3,75 %	0,05
OSE20GI Industri	7,63 %	1,42 %	-0,24
OSE25GI Forbruk	8,64 %	12,85 %	1,11
OSE30GI Konsum	9,14 %	14,28 %	1,21
OSE35GI Helsevern	7,58 %	6,43 %	0,42
OSE40GI Finans	7,98 %	7,18 %	0,49
OSE45GI IT	7,87 %	5,54 %	0,29
OSE50GI Telekom	9,28 %	12,13 %	0,96
OSE55GI Forsyning	6,27 %	4,94 %	0,27
Oslo Børs	6,43 %	5,61 %	0,37

Risikofri rente på 3,26% er beregnet av gjennomsnittlig 10-årig statsobligasjon i perioden
