

MASTEROPPGAVE

Emnekode:

BE305E

Navn:

Nina Meidell Løsnes & Emilie Ulvin Pedersen

Kan makroøkonomiske faktorer forklare
aksjeavkastningen for selskaper som er notert på
OBX-indeksen?

Dato: 02.06.2020

Totalt antall sider: 66

Abstract

In this thesis we have investigated how different macroeconomic variables influence the returns of 20 different companies included in the OBX-index on Oslo Stock Exchange. Based on this, we have collected data from seven different macroeconomic variables in the period from 2009 to 2018. The selection of macroeconomic variables is based on previous research. Variables included in the model consist of international economy, oil price, interest rates, ESG ratings and credit ratings.

The theoretical framework in this thesis is based on established theories concerning determination of stock returns. The capital asset pricing model is central within finance. We have used the arbitrage pricing theory, which is based on the principles from CAPM. Using this theory, the stock return is predicted based on the sensitivity to changes in different macroeconomic variables.

Our study has been performed by estimation with multiple linear regression and ordinary least squares. We have used the statistical program R in our analysis. Our conclusion is based on this analysis. Adjusted R^2 differs from company to company, ranging from approximately 3 percent to approximately 46 percent.

We find that international economy has a significant impact on returns for many of the chosen companies in every sector. Our findings also suggest that oil price have a significant impact on a considerable number of the companies in the energy sector and the industrial sector. However, the oil price is not a systematic risk factor. This finding is consistent with previous research. ESG ratings have a small, positive impact on some of the companies in this thesis. Based on previous research, it has been hard drawing conclusions on how ESG ratings impact the financial performance of different companies.

Forord

Denne oppgaven er skrevet som et avsluttende ledd i vår Master of Science in Business ved Nord universitet. Oppgaven er skrevet innenfor profileringen finansiering og investering, og utgjør 30 studiepoeng.

Motivasjonen for utredningen baserer seg på våre personlige interesser innenfor makroøkonomi og finansmarkeder. Arbeidet med oppgaven har vært interessant og lærerikt, og til tider utfordrende. Vi har, gjennom hele prosessen, fått økt innsikt og dypere forståelse for makroøkonomi og dens påvirkning på aksjemarkedet.

Avslutningsvis vil vi takke professor Frode Sættem for veiledning med konstruktive og gode innspill til oppgaven gjennom hele prosessen. Vi ønsker også å takke førsteamanuensis ved Universitetet i Tromsø, Andreas Mikkelsen, for hjelp med datainnsamling.

Nord universitet, Bodø, 02.06.2020

Nina M. Løsnes

Nina Meidell Løsnes

Emilie U. Pedersen

Emilie Ulvin Pedersen

Sammendrag

I denne oppgaven har vi undersøkt hvordan utvalgte makroøkonomiske variabler påvirker aksjeavkastningen til 20 av selskapene inkludert i OBX-indeksen på Oslo Børs. Med bakgrunn i dette har vi samlet inn data fra syv ulike makroøkonomiske variabler i perioden fra 2009 til 2018. Valg av makroøkonomiske variabler er basert på tidligere forskning. Vi har inkludert internasjonal økonomi, oljepris, renter, ESG- og kredittrater som variabler i modellen.

Teoridelen i denne utredningen baserer seg på grunnleggende prinsipper om fastsettelse av aksjeavkastning. Innen finans står kapitalverdimodellen sterkt. Disse prinsippene er lagt til grunn når vi har benyttet arbitrasjepreisingsmodellen. Teorien kalkulerer avkastningen til et aktiva basert på sensitiviteten mot ulike makroøkonomiske faktorer.

I utredningen benytter vi multippel lineær regresjon med OLS som estimeringsteknikk. Vi har benyttet statistikkprogrammet R i våre analyser. Konklusjonen er basert på disse analysene. Forklaringsgraden for de enkelte selskapene varierer i relativt stor grad, fra omtrent 3 prosent til omtrent 46 prosent.

Vi finner at internasjonal økonomi signifikant påvirker aksjeavkastning for mange av de utvalgte selskapene, uavhengig av sektor. Videre finner vi at oljepris også har en signifikant påvirkning på majoriteten av selskapene i energisektoren og industrisektoren. Noen enkeltaksjer påvirkes av oljeprisen, uten at den er en systematisk risikofaktor. Dette er i tråd med tidligere forskning. Videre ser vi at ESG-rater har en svak, positiv påvirkning på enkelte av selskapene i denne utredningen. Basert på tidligere forskning har det vært vanskelig å konkludere med hvordan ESG-rater påvirker virksomhetenes finansielle ytelse.

Innholdsfortegnelse

Abstract	i
Forord	ii
Sammendrag	iii
Innholdsfortegnelse	iv
Formelliste	v
Figurliste	vi
Tabelloversikt	vi
1.0 Introduksjon	1
1.1 Bakgrunn for oppgaven	1
1.2 Problemstilling	2
2.0 Tidligere forskning	3
2.1 Artikler	3
2.2 Masteroppgaver	7
3.0 Teoretisk rammeverk	9
3.1 Makroøkonomiske faktorer	9
3.1.1 Avhengig variabel - aksjeavkastning	9
3.1.2 Internasjonal økonomi	9
3.1.3 Oljepris	11
3.1.4 Renter	12
3.1.5 ESG	13
3.1.6 Kredittrating	15
3.2 Aksjeteori	16
3.2.1 Effisiente markeder	16
3.2.2 Faktormodeller	18
4.0 Metode	21
4.1 Stasjonære tidsserier	21
4.2 Ordinary Least Squares	22
4.2.1 Multikollinearitet	23
4.2.2 Forutsetninger for OLS-modellen	24
4.3 Interpolering	29
4.4 Syntetisk kredittrating	29
5.0 Data	31
5.1 Avhengig variabel – aksjeavkastning	31
5.2 Internasjonal økonomi	31

5.3 Oljepris	31
5.4 Renter	31
5.5 ESG	32
5.6 Kredittrating	32
6.0 Analyse	33
6.1 Stasjonaritet	33
6.2 Modellens forutsetninger	34
6.2.1 Multikollinearitet	34
6.2.2 Homoskedastisitet	35
6.2.3 Autokorrelasjon	36
6.2.4 Normalfordelte residualer	38
7.0 Resultat	40
7.1 Diskusjon	41
7.1.1 Energi	41
7.1.2 Finans	43
7.1.3 Industri	44
7.1.4 Kommunikasjon	45
7.1.5 Konsumvarer	45
7.1.6 Materialer	46
8.0 Konklusjon	47
8.1 Feilkilder	49
Referanseliste	50
Appendiks	56
Formelliste	
Formel 1 Kapitalverdimodellen	18
Formel 2 Arbitrasjepisingsmodellen	20
Formel 3 Naturlige logaritmisk endringsform	21
Formel 4 OLS-modellen	22
Formel 5 Estimert OLS-modell	22
Formel 6 Forklaringsgrad	23
Formel 7 Justert forklaringsgrad	23
Formel 8 Variance Inflation Factor	24
Formel 9 Forholdet mellom residualene	26
Formel 10 Durbin-Watson	26

Formel 11 Durbin-Watson	27
Formel 12 Skjevhet og kurtose	29
Formel 13 Bera-Jarque	29
Formel 14 Likviditetsgrad	30
Formel 15 Rentedeckningsgrad	30
Formel 16 Egenkapitalandel	30
Formel 17 Netto driftsrentabilitet	30

Figurliste

Figur 1 Oslo Børs & FTSE 100	10
Figur 2 Oslo Børs & S&P 500	11
Figur 3 Oslo Børs & oljepris	12
Figur 4 Oslo Børs, korte renter & lange renter	13
Figur 5 Kapitalverdimodellen	19
Figur 6 Durbin-Watson	27
Figur 7 Residualplott med og uten uteliggere	36
Figur 8 Autokorrelasjonsfunksjon	37
Figur 9 Durbin-Watson-test	37
Figur 10 Histogram og normal q-q-plot for residualene	38

Tabelloversikt

Tabell 1 Tidligere forskning	6
Tabell 2 ADF-test	33
Tabell 3 Korrelasjonsmatrise	34
Tabell 4 VIF-test	35
Tabell 5 Breusch-Pagan-test	35
Tabell 6 Breusch-Pagan-test etter datakorrigering	36
Tabell 7 Breusch-Godfrey-test	38
Tabell 8 Bera-Jarque-test	39
Tabell 9 Skjevhet og kurtose	39
Tabell 10 Bera-Jarque-test etter datakorrigering	39
Tabell 11 Regresjonsanalyse	40
Tabell 12 Regresjonsanalyse	40

1.0 Introduksjon

1.1 Bakgrunn for oppgaven

Interessen rundt makroøkonomiske variabler og andre faktorer som påvirker aksjemarkedet har alltid vært stor. Dette skyldes at økonomisk vekst i stor grad henger sammen med aksjemarkedet. Gjennom tidligere empirisk forskning og teoretiske modeller har koblingen mellom aksjeavkastning og ulike makroøkonomiske faktorer blitt nøye undersøkt. Det finnes sterke beviser for at flere makroøkonomiske faktorer henger sammen med aksjeavkastning.

Til tross for at det er gjennomført mange undersøkelser av temaet, er det kun minoriteten av undersøkelsene som tar for seg økonomier med egenskaper som den norske. Norsk økonomi kjennetegnes spesielt av store sektorer innen olje- og gass. Olje og naturgass utgjør hvert år en stor andel av den totale råvareeksporten i landet.

Miljøvern og bærekraft får stadig større fokus i dagens samfunn. I hele verden forsøker bedrifter å innføre mer bærekraftige arbeidsmåter, både fordi det er populært blant kunder og publikum, men også fordi det kan føre til bedre økonomiske resultater. Fokuset ligger blant annet på å redusere karbonavtrykk og øke bruken av fornybare energikilder. Spesielt offentlige bedrifter prøver å arbeide i tråd med miljølover og standarder (DeBenedetti, 2018).

En god forståelse for hvordan aksjeavkastning endres i takt med endringer i kredittratingen vil være nyttig informasjon, både for investorer og for selskapene selv. Kredittratingbyråene har nå vesentlig økt sin oppmerksomhet rundt miljø og bærekraft. På dette tidspunktet er dette et område det er gjort relativt lite forskning på. Fokuset på miljø og bærekraft er stadig økende, og vil med høy sannsynlighet ikke bli mindre viktig for noen av deltakerne i finansmarkedene i den nære fremtiden. En dypere innsikt i hvordan en investor kan diversifisere sin portefølje kan bidra til å redusere systematisk risiko.

1.2 Problemstilling

Verden er i stadig endring, og vi mener derfor at det er aktuelt å gjennomføre denne type undersøkelse. Vi har inkludert makroøkonomiske faktorer vi mener er aktuelle for perioden vi er inne i. Vi skiller oss fra tidligere undersøkelser på området ved at vi har inkludert faktorer på ESG-rating og kredittratinger i modellen vår. Vi har derfor formulert følgende problemstilling:

“Kan makroøkonomiske faktorer forklare aksjeavkastningen for selskaper som er notert på OBX-indeksen?”

Vi vil bruke en regresjonsanalyse på de ulike selskapene for å undersøke om det er sammenheng mellom de makroøkonomiske faktorene og aksjeavkastning. Undersøkelsen er begrenset til 20 selskaper på OBX-indeksen på Oslo Børs. Vi benytter oss av sekundærdata fra ulike databaser.

2.0 Tidligere forskning

2.1 Artikler

Det er tidligere gjennomført omfattende undersøkelser av koblingen mellom aksjeavkastning og ulike makroøkonomiske variabler. Vi vil i denne litteraturgjennomgangen ta for oss noen av de undersøkelsene som tidligere har blitt gjennomført, inkludert resultater.

Vi kan vise til flere undersøkelser fra USA. Med data fra 1958 til 1984 og APT-rammeverk fant Chen, Roll & Ross (1986) at industriproduksjon har en signifikant, positiv påvirkning på New York Stock Exchange. Det er en negativ risikopremie knyttet til endringer i langsiktige realrenter, og negativ korrelasjon mellom inflasjon og aksjeavkastning. Campbell (1987) undersøkte med amerikanske data fra 1959 til 1983 sammenhengen mellom aksjeavkastning og renter. Resultatene viste at aksjeavkastningen ikke hadde noen sammenheng med korte renter. Aksjeavkastningen korrelerte positivt med de lange rentene. Lee (1992) benyttet VAR til å undersøke sammenhenger mellom aksjeavkastning, realaktivitet og inflasjon med data fra etterkrigstiden (1947-1987) i USA. Funnene viser at aksjeavkastningen delvis forklarer realaktiviteten og at rentene delvis forklarer inflasjon. I tillegg forklarer inflasjonen lite av variasjonen av realaktiviteten.

Kaneko & Lee (1995) benyttet seg av en VAR-analyse for å sammenligne det amerikanske og det japanske aksjemarkedet i perioden 1975 til 1993. Resultatene viste her at endringer i oljepriser, bytteforhold og valutakurser signifikant påvirket aksjekursene i det japanske markedet. For det amerikanske markedet fant de at vekstraten for industriell produksjon, samt termin - og risikopremien hadde signifikant sammenheng med aksjekursen i USA.

Også i Europa er det gjennomført undersøkelser på temaet. Poon & Taylor (1991) brukte månedlige data til å undersøke om de kunne benytte seg av de samme makroøkonomiske faktorene (industriell produksjon, inflasjon, risikopremie og renter) som Chen et al. (1986) brukte for å forklare aksjeavkastningen på engelske aksjer. De fant ingen sammenheng. Martinez & Rubio (1989) gjennomførte en lignende undersøkelse med makroøkonomiske variabler og aksjeavkastning i Spania. Også de benyttet seg av APT. De fant ikke signifikante forhold mellom aksjeavkastning og makroøkonomiske variabler, samt at deres flerfaktormodell (ATP) ikke klarte å forklare størrelseseffekten i avkastningen for spanske aksjer.

Horobet, Vranceanu, Popescu & Belascu (2019) benyttet seg av paneldata og ARDL for å undersøke et sett med store, finansielle selskaper i 16 av EUs medlemsland fra 2010 til 2018. De finner at aksjeprisene påvirkes av oljeprisene, og at finanssektoren i EU i så måte er utsatt for risiko i forbindelse med oljeprisen, samt at investorer justerer risikopremier og verdsettelse av aksjepriser for å innlemme makroøkonomiske risikofaktorer. Peiró (2016) fant med regresjon og data fra 1969 til 2013 at endringer i rentenivået hadde en negativ påvirkning på aksjeavkastningen. Aksjeavkastningen ble også påvirket av bevegelser i produksjonen. Dette var gjeldende for Frankrike, Tyskland og Storbritannia. Aksjeprisene bevæget seg simultant med rentenivået.

Videre i dette litteratursøket vil vi vise til tidligere forskning som tar for seg ESG-rater og kredittreter, samt hvordan disse faktorene påvirker aksjeavkastning. Til slutt vil vi ta for oss forskning fra Norge.

Derwall, Guenster, Bauer & Koedijk (2005) fant med sin porteføljekonstruksjon og data fra 1995 til 2003 at aksjer med høy ESG-rating genererer positiv meravkastning. De mener at dette skyldes at kostnadene knyttet til ESG overestimeres, eller at investorene undervurderer fordelene med høy ESG-rating. Statman & Glushkov (2009) finner, i likhet med Derwall et al. (2005), at aksjer med høy ESG-rating generer positiv meravkastning når de analyserer aksjeavkastning i perioden fra 1992 til 2007. De fant også at porteføljer som unngår å investere i selskaper assosiert med tobakk, alkohol, gambling og våpen oppnådde en ulempe sammenlignet med tradisjonelle porteføljer. Totalt sett vil en portefølje som investerer i “grønne” aksjer og unngår å investere i såkalte “sin stocks” gjøre det like godt som en tradisjonell portefølje.

Hong & Kacperzyk (2009) fant med data fra 1965 til 2006 i ulike regresjoner at aksjer som var utelukket fra en portefølje grunnet negative aktiviteter (“sin stocks”), hadde høyere forventet avkastning. Denne typen aksjer hadde høyere forventet avkastning sammenlignet med andre aksjer fordi investorer som er opptatt av normer unngår å investere i disse, samt at risikoen for rettstvister knyttet til denne typen aktiviteter er større. Landi & Sciarelli (2019) klarte ikke å finne noen sammenheng mellom ESG-rating og aksjeavkastning i sin paneldataanalyse med data fra 2007 til 2015. Undersøkelsen ble utført på virksomheter notert på den italienske børsen. Resultatet viser at et økende antall virksomheter i Italia blir ESG-ratet, samt at ESG-ratingene

forbedres over tid. De fant at investorer var opptatt av risikofaktorer som EBITDA fremfor ESG-rater. Selskaper som gjør det godt på børsen er lite villige til å investere i aktiviteter knyttet til etikk.

Holthausen & Leftwich (1986) gjennomførte en undersøkelse og fant at det eksisterer en kobling mellom nedgraderinger av kredittrater og negative unormale aksjeavkastninger da de benyttet data fra 1977 til 1983 i en regresjon. De finner ingen sammenheng mellom oppjusteringer av kredittraten og aksjeavkastningen. De har benyttet seg av daglig aksjeavkastning. De fant da negative signifikante unormale avkastninger i et 2-dagers tidsperspektiv.

Avramov, Chordia, Jostova & Philipov (2009) brukte faktormodeller med data fra 1985 til 2007 og fant at en nedjustering av kredittraten av et firma fører til negativ avkastning, mens det for stabile eller positive kredittrater ikke fører til endring i avkastningen. Hubler, Louargant, Laroche & Ory (2019) gjennomførte en metaanalyse bestående av 62 studier i tidsperioden fra 1978 til 2015. De fant at beslutninger med negativt utslag på kredittraten førte til statistisk signifikant negativ avkastning. For beslutninger med positivt utslag på kredittraten fant de ingen signifikante effekter.

Det finnes også studier som ikke finner sammenheng mellom prisutvikling og rating. Et eksempel på dette er Weinstein (1977). Med en metaanalyse og data fra perioden 1978 til 2015 undersøkes det om priser på obligasjoner endrer seg i perioden rundt annonsering av en endring i kredittraten. Noe bevis for prisendring i perioden fra 18 til 7 måneder før annonsering finnes. I løpet av perioden fra 6 måneder før og til kredittraten blir annonsert finnes ingen reaksjon. En liten, om noen, reaksjon finnes fra endringen skjer til 6 måneder etterpå.

Avslutningsvis vil vi ta for oss noen undersøkelser gjennomført i Norge.

Gjerde & Sættem (1999) undersøkte om forholdet mellom aksjeavkastning og makroøkonomiske variabler i store markeder også var gjeldende i mindre, åpne økonomier. De gjennomførte en VAR-analyse med data fra 1974 til 1994. Deres funn viste at oljepris, industriproduksjon og realrente har en signifikant påvirkning på aksjeavkastningen. Både oljepris og norsk industriproduksjon påvirker Oslo Børs positivt. Endringer i 3 måneders NIBOR (Norwegian Interbank Offered Rate) fratrukket inflasjon førte til at avkastningen på Oslo Børs reagerte negativt. Fordi majoriteten av norsk import og eksport betales i dollar,

valgte Gjerde & Sættem å inkludere dollarkurs som en variabel i analysen. Denne ble ikke funnet signifikant.

I likhet med Gjerde & Sættem, fant også Næs, Skjeltopp & Ødegaard (2009) at oljeprisen (også valutajustert oljepris) og industriproduksjonen hadde signifikant påvirkning på Oslo Børs. Også i dette tilfellet ble aksjeavkastningen på Oslo Børs positivt påvirket av oljeprisen. I tillegg var inflasjon signifikant. Undersøkelsen ble gjennomført ved hjelp av en faktormodell med data fra Oslo Børs i perioden 1980 til 2006.

Forfatter(e)	Metode	Konklusjon(er)
Gjerde & Sættem, 1999 Norge	VAR	Oljepris (+) Industriproduksjon (+) Kort rente (-)
Næs, Skjeltopp, Ødegaard, 2009 Norge	Multifaktormodell	Oljepris (+)
Lee, 1992 USA	VAR	Ingen påviste faktorer
Peiró, 2016 Frankrike, Tyskland og Storbritannia	Regresjon	Rente (-)
Horobet, Vrinceanu, Popescu & Belascu, 2019 EU	Paneldata, ARDL	Oljepris
Statman & Gulshkov, 2009 USA	Regresjon	ESG (+)
Hong & Kacperzyk, 2009 USA	Regresjon	Aksjer knyttet til negative aktiviteter (+)
Landi & Sciarelli, 2019 Italia	Paneldata	Ingen relasjon mellom aksjeavkastning og ESG- rating
Avramov, Chordia, Josova & Philipov, 2009 USA	Regresjon	Nedjustering av kredittrating (-)
Hubler, Louargant, Laroche & Ory, 2019 Flere land	Metaregresjonsanalyse	Beslutninger med negativt utslag på kredittrating (-)

Weinstein, 1977
USA

Porteføljekonstruksjon Ingen påviste faktorer

Tabell 1 Tidligere forskning

I tabell 1 har vi oppsummert funnene fra noen av de viktigste undersøkelsene. Generelt om alle studiene kan det sies at det er spredning i tidsrom. De ulike undersøkelsene tar for seg ulike makroøkonomiske variabler og benytter seg av ulike analysemetoder. Blant annet ser vi at flere undersøkelser konkluderer med at oljepriser påvirker aksjeprisen i positiv retning. For ESG-rater er empirien mer uklar. Forskning publisert de senere årene antyder at vi i dag forstår at nedjusteringer av kredittrater påvirker aksjeavkastning i negativ retning, samt at oljepriser påvirker aksjeavkastning og at renta har negativ påvirkning på aksjeavkastningen. En fersk artikkel fra Italia fant ingen sammenheng mellom ESG-rating og aksjeavkastning.

2.2 Masteroppgaver

Det er gjort flere studentutredninger omkring påvirkningskraften til makroøkonomiske faktorer. Svarttjernet & Ulsrud (2016) fant at FTSE 100, oljepris, lange renter og CSI 300 (indeks fra Shanghai og Shenzhen) påvirket Oslo Børs positivt etter å ha undersøkt makroøkonomiske faktorer påvirkning på Oslo Børs. De benyttet seg av en lineær regresjonsanalyse med data fra 2006 til 2015, og fikk en forklaringsgrad på 78 prosent. Dyrnes (2006) fant med sin regresjon at oljepris, S&P 500 og FTSE 100 påvirket Oslo Børs positivt og at kort rente påvirket Oslo Børs negativt i perioden fra 1996 til 2005, etter å ha skrevet en liknende utredning som Svarttjernet & Ulsrud (2016).

Brynstad & Johnsen (2016) undersøkte med regresjon og data fra 2010 til 2015 hvordan det norske aksjemarkedet reagerte på publisering av makroøkonomiske nøkkeltall. De fant at det norske aksjemarkedet reagerer etter samme mønster som flere utenlandske markeder når det publiseres makroøkonomiske nøkkeltall.

Kruger & Tysnes (2011) undersøkte forholdet mellom makroøkonomiske variabler og aksjemarkedet i Norge og USA i perioden fra 1988 til 2010 med VECM. De fant at det norske aksjemarkedet ble positivt påvirket av oljepris og dollarkurs. Kortsiktige renter hadde negativ påvirkning på det norske aksjemarkedet.

Langeland & Ugland (2019) benyttet seg av en paneldatamodell og fant i sin oppgave et signifikant, negativt forhold mellom ESG-rating og økonomiske resultater for ulike

virksomheter i Norden. Undersøkelsen baserer seg på observasjoner fra 139 virksomheter i perioden fra 2006 til 2018. Schei & Yndestad (2014) undersøkte ulike kredittratingers innvirkning på aksjeavkastning i sin masteroppgave. Regresjonen med data fra 1979 til 2014 viser at høyere kredittrating fører til lavere aksjeavkastning.

Vi ser at resultatene fra disse studentutredningene sammenfaller med flere av undersøkelsene som ble presentert i kapittel 2.1. Dette gjelder for blant annet oljepris og korte renter.

3.0 Teoretisk rammeverk

3.1 Makroøkonomiske faktorer

I denne oppgaven forsøker vi å forklare aksjeavkastningen til norske virksomheter med ulike makroøkonomiske faktorer. For å unngå at modellen blir for omfattende, har vi valgt ut noen makroøkonomiske faktorer. I det følgende vil vi presentere disse faktorene. Utvelgelsen av variabler er basert på tidligere forskning både i Norge og i utlandet, samt makroøkonomisk teori.

3.1.1 Avhengig variabel - aksjeavkastning

Som tidligere nevnt forsøker vi i denne oppgaven å forklare aksjeavkastning med ulike makroøkonomiske faktorer. Avhengig variabel vil derfor være aksjeavkastningen til de ulike virksomhetene. Vi har valgt selskaper fra OBX-indeksen. OBX-indeksen er en indeks på Oslo Børs bestående av de 25 mest likvide aksjene på børsen, målt etter seks måneders omsetning (Oslo Børs, u. å.). Av disse 25 har vi valgt å analysere 20 av selskapene hvor vi har data om ESG-rating.

3.1.2 Internasjonal økonomi

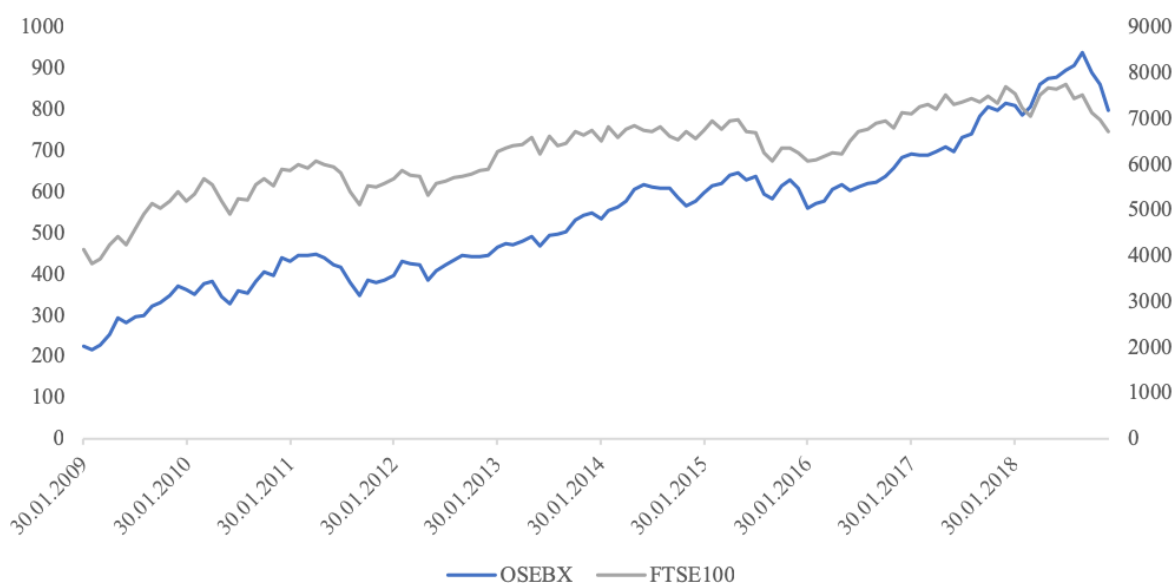
Norge er en liten og åpen økonomi, og er derfor avhengig av å kunne ta del i internasjonal handel (SSB, 2019). Av den grunn er det naturlig å anta at norsk økonomi påvirkes av store, internasjonale markeder. Bevegelser i disse markedene kan være gode indikatorer på hva som kan forventes av norsk økonomi, og da særlig eksport. Økning i eksporten vil føre til økte kontantstrømmer, noe som vil gjenspeiles i aksjeavkastningen. Basert på dette har vi valgt å inkludere to utenlandske indekser som faktorer i modellen vår.

Statistikk fra 2019 fra Statistisk sentralbyrå (SSB) viser at Storbritannia er Norges største handelspartner for eksport av varer, og da særlig på grunn av høy eksport av naturgass og råolje. Børsen i London er av betydelig størrelse, både i Europa og på verdensbasis. Vi mener derfor at det britiske markedet er et godt sammenligningsgrunnlag. Det fremstår som en bred indeks som er knyttet til markedet i Norge. Vi har i tillegg valgt å inkludere en amerikansk indeks i modellen vår. Valget begrunnes med at USA er verdens nest største økonomi (etter Kina), samt at det antas at den norske økonomien er nært tilknyttet den amerikanske økonomien (Nordlie, 2019). På den måten vil endringer i amerikanske aksjepriser kunne påvirke aksjepriser, og

dermed også aksjeavkastningen i Norge. Vi har valgt indekser for både Storbritannia og USA som vi mener er gode sammenligningsgrunnlag opp mot indeksen i Norge.

3.1.1.1 FTSE 100

The Financial Times Stock Exchange 100 Index (FTSE 100) er en indeks på London Stock Exchange. Den består av de 100 største selskapene i Storbritannia, rangert etter markedskapitalisering, og blir sett på som Storbritannias globale, anerkjente benchmark. London Stock Exchange er Europas største børs og en av de største i verden. Den regnes som den primære børsen i Storbritannia (London Stock Exchange Group, 2019). Basert på denne informasjonen mener vi at FTSE 100 kan fungere godt som benchmark opp mot OSEBX. Tidligere forskning, og da spesielt tidligere masteroppgaver, finner at FTSE 100 har en signifikant, positiv påvirkning på Oslo Børs. Følgelig forventer vi at FTSE 100 og OSEBX korrelerer positivt. En visuell tolkning av figur 1 viser at kursutviklingen synes å bevege seg i samme retning.



Figur 1 Oslo Børs & FTSE 100

3.1.1.2 S&P 500

S&P 500 er en aksjeindeks bestående av 500 ledende selskaper notert enten på New York Stock Exchange (NYSE) eller National Association of Securities Dealers Automated Quotations (NASDAQ). Den fanger opp omtrent 80 prosent av tilgjengelig markedskapitalisering i USA. Indeksen blir av mange vurdert som det beste bildet på det amerikanske aksjemarkedet. Investorer sammenligner alle andre investeringer opp mot S&P 500. Indeksen fungerer altså

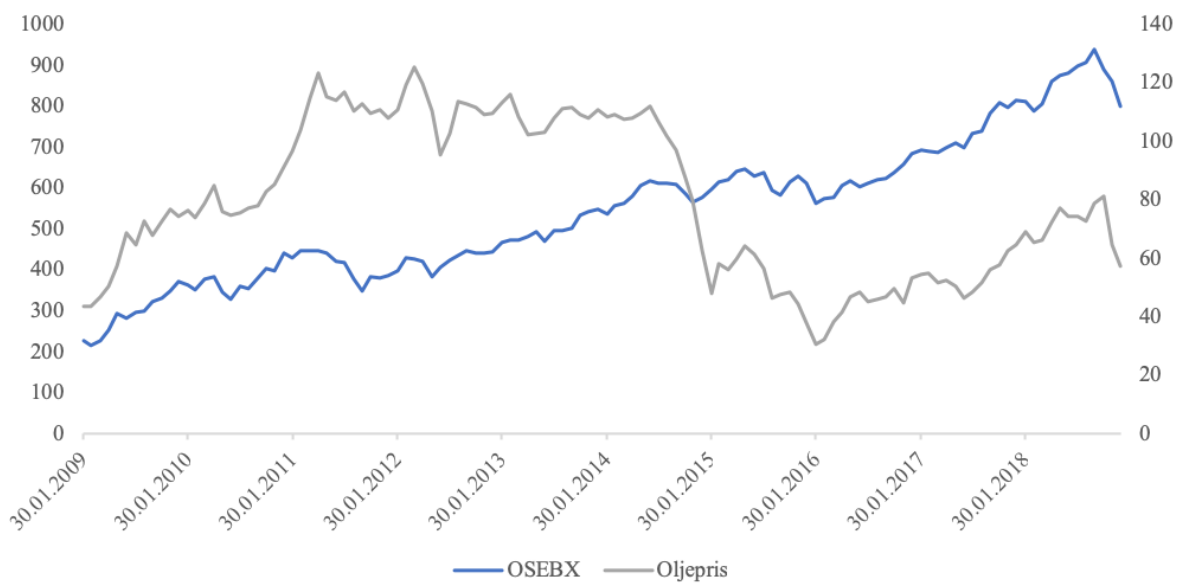
som benchmark (Amadeo, 2020). Tidligere studentutredninger har funnet at S&P 500 har signifikant, positiv påvirkning på Oslo Børs. Vi forventer også her positiv korrelasjon mellom S&P 500 og OSEBX. Av figur 2 ser vi tydelig at kursutviklingen går i samme retning.



Figur 2 Oslo Børs & S&P 500

3.1.3 Oljepris

Oslo Børs består av en rekke oljebaserte selskaper. Over halvparten av total norsk vareeksport besto i 2018 av råolje, naturgass og kondensat (Norsk petroleum, 2019). Av den grunn er det naturlig å tro at oljeprisen har en signifikant påvirkning på Oslo Børs. En visuell tolkning av figur 3 gir indikasjoner på positiv samvariasjon mellom prisen på olje og OSEBX. Det kan se ut til at det er mindre samvariasjon mellom oljepris og OSEBX sammenlignet med figurene i kapittel 3.1.1.1 og 3.1.1.2. Fra figur 3 ser vi at det er positiv samvariasjon mellom oljeprisen og OSEBX frem til 2015. Gapet mellom oljepris og OSEBX øker i perioden rundt 2015. Det kan være flere årsaker til dette, som at hovedindeksen besto av et lavere antall oljeserviceaksjer enn tidligere år, eller at kronekursen har svekket seg. Til tross for dette forventer vi at oljeprisen har en signifikant, positiv påvirkning på Oslo Børs. Denne forventningen baserer vi på tidligere forskning, samt at Oslo Børs regnes som relativt oljeavhengig. Det finnes et stort antall undersøkelser på om oljepris påvirker aksjeavkastning. I Norge fant Gjerde & Sættem, samt Næs, Skjeltorp & Ødegaard at oljeprisen hadde signifikant, positiv påvirkning på Oslo Børs. Kaneko og Lee fant at aksjekursene i det japanske markedet ble påvirket av endringer i oljeprisene. Flere masteroppgaver fra Norge finner lignende resultater som Gjerde & Sættem og Næs, Skjeltorp & Ødegaard.



Figur 3 Oslo Børs & oljepris

3.1.4 Renter

Det eksisterer flere mål på renter. Norwegian Interbank Offered Rate (NIBOR) er en norsk pengemarkedsrente og den mest benyttede referanserenten i Norge. NIBOR beregnes og publiseres for en uke, en måned, to måneder, tre måneder og seks måneder, hvor tre måneders NIBOR er den renten det oftest refereres til (Norske Finansielle Referanser AS, 2019). Vi har av den grunn valgt å inkludere tre måneders NIBOR som faktor for kortsiktig rente i modellen vår. Styringsrenten justeres i takt med økonomien. Dette er et av tiltakene styrt av Norges Bank for å fremme økonomisk stabilitet. Blant annet ble styringsrenten satt ned under finanskrisen. Høsten 2008 var styringsrenta på 5,75 prosent, mens den i juni 2009 var nede i 1,25 prosent (Norges Bank, 2020). Aksjemarkedene benyttes ofte som supplement for å forklare økonomiske prognoser fordi de vurderes som en ledende indikator i økonomien (Estrella & Mishkin, 1998). En konsekvens av dette kan være at den korte renten påvirkes av utviklingen i aksjemarkedet, og ikke omvendt. Derfor er det mulig at vi ikke finner sammenheng mellom aksjeavkastningen og de korte rentene.

Vi ønsker i tillegg å inkludere et mål på langsiktig rente i modellen vår. Vi har valgt 10-årig norsk statsobligasjon som mål på dette, da dette er det målet på langsiktig rente som i størst grad benyttes som mål på risikofri rente i det norske markedet (PwC & Norske Finansanalytikerers Forening, 2019). Etterspørselen etter aksjer og obligasjoner vil påvirkes av

den lange renta. Renteoppgang vil føre til reduserte aksje- og obligasjonspriser (Cecchetti & Schoenholtz, 2017).

Fra kapittel 2.0 ser vi at det er gjort mye tidligere forskning på renter og aksjeavkastning. Resultatene er ikke entydige. Blant annet finner Gjerde og Sættem (1999) at endringer i NIBOR påvirker det norske aksjemarkedet negativt. Undersøkelser fra utlandet (blant annet Lee (1992) og Campbell (1987)) har ikke klart å finne den samme sammenhengen. Flere tidligere masteroppgaver fra Norge, utført i ulike perioder, finner at både NIBOR og lange renter påvirker Oslo Børs negativt. Vi opererer med norske data i denne oppgaven.

Fra figur 4 ser det ut til å eksistere positiv samvariasjon mellom OSEBX og korte renter, samt OSEBX og lange renter, frem til 2012. Etter det kan vi observere en tydelig avvikende trend for OSEBX mot både lange og korte renter. Vi forventer av den grunn å finne en signifikant, negativ sammenheng mellom OSEBX og lange renter.



Figur 4 Oslo Børs, korte renter & lange renter

3.1.5 ESG

ESG står for environmental (miljø), social (sosiale forhold) og governance (eierstyring og selskapsledelse). Sammen utgjør disse kriteriene et rammeverk for å vurdere hvordan ulike virksomheters praksis knyttet til bærekraft og etikk påvirker driften og de økonomiske resultatene. Opprinnelig var det kun investorer som fokuserte på virksomheter som løser sosiale

og miljømessige utfordringer (såkalt impact investing) som benyttet seg av ESG-rammeverket. Frem til nå har fokuset på ESG økt, og i dag er rammeverket mer anerkjent blant alle slags investorer. Det skyldes at den offentlige bevisstheten rundt ulike virksomheters miljømessige og sosiale innflytelse har økt, samt at myndighetene er mer oppmerksomme på dette. Flere av de største børsnoterte selskapene publiserer nå rapporter knyttet til deres ESG-initiativ, til tross for at beregninger knyttet til ESG-faktorer vanligvis ikke er inkludert i påkrevde økonomiske rapporter (CFI, 2020).

Miljøfaktoren fokuserer hovedsakelig på hvordan driften av virksomheten påvirker miljøet og i hvilken grad virksomheten evner å dempe ulike risikoer som potensielt kan skade miljøet. På generell basis kan virksomheten bedømmes etter nivå av forurensning, avfallsproduksjon, hvordan den behandler dyr, bruker energi og utnytter ressurser. De økonomiske resultatene i virksomheten kan direkte påvirkes av miljøpolitikk og dens evne til å dempe miljørisiko. Myndighetene i stadig flere land fører nå en streng miljøpolitikk. Dersom virksomheten ikke evner å overholde disse resultatene kan det resultere i betydelig straff. I tillegg kan dette skade driften og begrense den operasjonelle kapasiteten i virksomheten (CFI,2020).

Den sosiale faktoren tar for seg virksomhetens forhold til andre lokalsamfunn og virksomheter. Virksomhetens holdninger til mangfold, menneskerettigheter og forbrukerbeskyttelse vurderes i den sosiale faktoren. Ved å tiltrekke seg nye kunder og bevare deres lojalitet, samt opprettholde forholdet til forretningspartnere og lokalsamfunn som påvirkes av driften kan den sosiale faktoren påvirke virksomhetens operasjonelle suksess (CFI, 2020).

Eierstyring og selskapsledelse fokuserer på interne anliggende i virksomheten, samt forholdet til de viktigste interessentene, inkludert de ansatte og aksjonærene i virksomheten. Riktig og transparent eierstyring og selskapsledelse kan bidra til å unngå interessekonflikter mellom interessentene i virksomheten, noe som igjen kan begrense potensielt enorme saksomkostninger. I tillegg knyttes riktig eierstyring og selskapsledelse direkte til virksomhetens langsiktige suksess, da dette kan tiltrekke og beholde dyktige medarbeidere (CFI, 2020).

Fra kapittel 2.0 ser vi at tidligere forskning på ESG-rateringer ikke er entydig. Flere undersøkelser viser at økt ESG-rating fører til økning i aksjepris, mens andre undersøkelser viser at aksjer knyttet til negative aktiviteter fører til økning i aksjeprisen. Langeland & Ugland

(2019) fant en signifikant, negativ sammenheng mellom ESG-rating og økonomiske resultater for ulike virksomheter i Norden. Aktiviteter som forbedrer ESG-ratingen er kostbare. Deres funn indikerer at verdiskapningen som oppstår potensielt ikke er tilstrekkelig til å dekke disse kostnadene. Vi forventer likevel en positiv sammenheng mellom høye ESG-rater og aksjeavkastning. Denne forventningen er basert på tidligere forskning, samt det stadig økende fokuset på miljøvern, bærekraft, sosiale forhold og eierstyring i verden i dag.

3.1.6 Kredittrating

En kredittrating er en uavhengig vurdering av om virksomhetens evner å betale gjelden tilbake i tide. Det er ikke et absolutt mål eller en garanti, men et nyttig verktøy for investorer gjennom prosessen rundt beslutningstaking (S&P Global, u.å).

Kredittratingbyråene er viktige institusjoner i finansmarkedene fordi de begrenser problemene knyttet til asymmetrisk informasjon mellom aktørene. Kredittratingen er basert på informasjon som er tilgjengelig for offentligheten, som f.eks. årsregnskap, samt informasjon som ikke er tilgjengelig for offentligheten. Dette kan være alt fra budsjettprognoser og interne rapporter til investeringsstrategier og informasjon om kvaliteten på ledelsen i virksomheten (Choy, Gray & Raganathan, 2006).

For virksomheter som ikke har blitt ratet av en uavhengig aktør, vil det være mulig å gjennomføre en syntetisk rating. Dette er en risikoanalyse bestående av både kortsiktig likviditetsrisiko og langsiktig soliditetsrisiko. Denne ratingen oppsummeres ved å karaktersette risikoen. På den måten klassifiseres virksomheten i en risikoklasse på basis av denne forholdstallanalysen. Den syntetiske ratingen baserer seg på likviditetsgrad 1, rentedekningsgrad, egenkapitalandel og netto driftsrentabilitet. Forholdstallene rangeres med bokstavkarakter hvor AAA er minst risikabel og D er mest risikabel (Knivsflå, 2019 (forelesning 9)).

Tidligere undersøkelser av effekten av kredittratinger på aksjepriser viser i de fleste tilfeller at nedjusteringer av kredittratinger fører til en reduksjon i aksjepriser. Undersøkelsene finner ingen sammenhenger mellom oppjusteringer av kredittratinger og aksjepriser. Et fåtall av undersøkelsene som er gjort, finner ingen sammenheng mellom aksjeavkastning og kredittrating. Schei & Yndestad fant i sin undersøkelse at høyere kredittrating fører til lavere

aksjeavkastning. Basert på tidligere forskning forventer vi å finne en sammenheng mellom kredittratinger og aksjeavkastning.

3.2 Aksjeteori

3.2.1 Effisiente markeder

Det er umulig å forutsi et mønster i endringer i aksjeprisene. Prisendringer er tilfeldige. Dette var konklusjonen til Kendall (1953) etter at han undersøkte om aksjeprisene ble gjenspeilet i råvareprisene. Det virket å være like sannsynlig om prisene skulle øke eller synke, uavhengig av hva prisen var dagen før. Dette funnet resulterte i en ny hypotese som gikk ut på at prisendringene var uavhengige av hverandre. Morgendagens prisendring reflekterer bare morgendagens nyheter. Prisene i dag vil ikke påvirke prisen i morgen. Dette kalles en «random walk» (Kendall, 1953).

Hypotesen om effisiente markeder går ut på at markeder hvor prisene fullt ut reflekterer all tilgjengelig informasjon er effisiente markeder. Det vil bety at det ikke vil være mulig å utkonkurrere markedet for å få meravkastning. Fordi ingen har tilgang på informasjon som ikke allerede er tilgjengelig for resten av markedet, vil det ikke være mulig for en investor å opparbeide seg en fordel ved å forutsi avkastningen på en aksje (Fama, 1970). Hypotesen om effisiente markeder er et sentralt aspekt i forståelsen av finansmarkedene. Dette skyldes at mange av teoriene om kapitalmarkedene bygger videre på denne hypotesen.

Det eksisterer tre underliggende betingelser som underbygger hypotesen:

- 1) Det er ingen transaksjonskostnader ved omsetning av verdipapirer
- 2) All informasjon er kostnadsfri og tilgjengelig for alle deltakere i markedet
- 3) Alle aktører i markedet er velinformerte, rasjonelle og profittmaksimerende individer (Fama, 1970)

Vi skiller mellom tre ulike grader av markedseffisiens; svak effisiens, halvsterk effisiens og sterk effisiens. Disse er kategorisert basert på hvor lang tid det tar før markedet har tilpasset seg informasjonen, samt informasjonen som reflekteres i aksjeprisen (Fama, 1970).

Svak effisiens

Svak effisiens går ut på at aksjeprisene allerede gjenspeiler all informasjon som kan samles ved å granske informasjon fra markedet. Denne type informasjon kan være historiske priser, omsetningsdata og lignende. Tekniske analyser vil i dette tilfellet ikke ha noen effekt. Dette skyldes at tidligere priser er omtrent kostnadsfritt tilgjengelig for allmennheten. Dersom det hadde vært mulig å hente pålitelige signaler fra denne type data ville investorene allerede ha dratt nytte av dette. Et signal ville ført til en umiddelbar prisøkning og dermed umiddelbart tapt sin verdi fordi det er informasjon som er tilgjengelig for alle (Bodie, Kane & Marcus, 2018).

Halvsterk effisiens

Halvsterk effisiens går ut på at aksjeprisene allerede gjenspeiler all offentlig tilgjengelig informasjon. Denne type informasjon kan være informasjon om kvalitet på ledelsen, produkter, patenter, regnskapet, prognoser på inntjening og regnskapsstandarder. I tillegg kommer informasjon om historiske priser. Også her eksisterer det en forventning om at det vil reflekteres i aksjeprisene dersom investorene hadde tilgang til denne type informasjon fra offentlig tilgjengelige kilder (Bodie et al., 2018).

Sterk effisiens

Sterk effisiens går ut på at aksjeprisene gjenspeiler all informasjon som er relevant for virksomheten. Dette inkluderer informasjon som kun er tilgjengelig for individer på innsiden av virksomheten. Denne versjonen av hypotesen blir ansett som relativt ekstrem, og innebærer i praksis at ingen investorer kan oppnå meravkastning. Innsidere har tilgang til relevant informasjon før offentligheten. Av den grunn vil det være mulig for innsidere å tjene på å handle med denne informasjonen (Bodie et al., 2018). Noen type handel basert på innsideinformasjon er forøvrig ulovlig. Dette er i Norge regulert av verdipapirhandelloven (Oslo Børs, u. å.).

Teorien om effisiente markeder er omdiskutert og har vært kilde til mye kritikk. Den står allikevel sterkt i moderne finansteori. Det finnes eksempler både på funn som støtter og ikke støtter teorien. Tilhengerne av teorien mener det er nytteløst å prøve å forutsi trender i markedet gjennom analyse eller å lete etter undervurderte aksjer. Motstanderne mener at det har inntruffet hendelser hvor aksjeprisen ikke tilsvarende virkelig verdi. Finanskrisen er et eksempel på dette. Andre eksempler er tidsavhengige fenomener som «helgeeffekten» (tendens hvor

aksjeavkastningen er uforholdsmessig høy på fredag og lav på mandag) og «januareffekten» (uforholdsmessig høy avkastning i januar) (NBIM, 2009).

Teorien om markedseffisiens kobler makroøkonomiske faktorer sammen med aksjemarkedet. De makroøkonomiske faktorene vi tar for oss i denne oppgaven er offentlig informasjon. Legger man hypotesen om effisiente markeder til grunn, vil det derfor ikke være mulig å oppnå høyere avkastning på aksjene ved å observere disse. Vi ønsker å undersøke om en investor kan dra nytte av informasjon om makroøkonomiske faktorer i sin langsiktige investeringsstrategi, på tross av at Famas hypotese om effisiente markeder sier at det ikke vil være mulig. Hypotesen antar at alle investorer vil reagere likt på informasjon om markedene. Både kredittratinger og ESG-rater, i tillegg til de andre makroøkonomiske faktorene vi har inkludert i oppgaven, er offentlig informasjon som er tilgjengelig for alle investorer. Derfor skal informasjon om disse faktorene, i følge teorien om effisiente markeder, ikke være mulig å utnytte.

3.2.2 Faktormodeller

3.2.2.1 Kapitalverdimodellen

Kapitalverdimodellen (CAPM) er en periodisk likevektsmodell som viser sammenhengen mellom forventet avkastning og systematisk risiko på et aktivum. Modellen ble utviklet på 1960-tallet av Sharpe (1964), Lintner (1965) og Mossin (1966), som bygget videre på Markowitz (1952) sin teori om diversifisering og moderne porteføljeteori.

Kapitalverdimodellen er en av de mest brukte modellene, med et enkelt rammeverk for å se på forventet aksjeavkastning. Det er flere utfordringer ved bruk av kapitalverdimodellen, siden det er en forenkling av virkeligheten og bygger på en rekke forutsetninger som ikke holder i virkeligheten. Til tross for disse problemene, er CAPM-formelen fortsatt mye brukt fordi det er enkelt og gjør det lettere å sammenligne investeringsalternativer.

Kapitalverdimodellen er gitt ved:

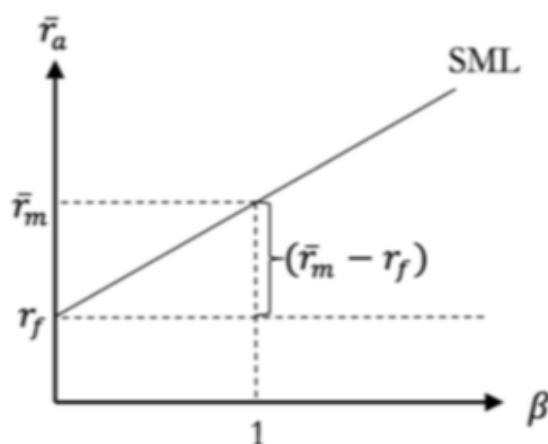
$$E(r_i) = r_f + \beta_i(E(r_m) - r_f) \quad (1)$$

hvor $E(r_i)$ er forventet avkastning, r_f er risikofri rente, β_i er aktivumets sensitivitet ved markedsendringer og $E(r_m)$ er forventet avkastning på markedsporteføljen.

Risikofri rente er den avkastningen investor kan oppnå ved risikofri plassering. Definisjonen på risikofri rente er statsobligasjoner utstedt av stat eller kommune. I teorien er risikofri rente minimumsavkastningen som en investor forventer. I praksis eksisterer det ikke noe aktivum som er risikofritt, fordi selv de sikreste investeringer innebærer en liten risiko (Bodie et al., 2018).

Beta viser aksjenes markedsrisiko, og er et teoretisk mål på hvordan én enkelt aksje beveger seg med hensyn til markedet. Markedet har en betakoeffisient lik 1, så en beta under 1 vil være mindre volatil enn markedet og en beta over 1 vil være mer volatil enn markedet (Bodie et al., 2018).

Teorien rundt modellen er at forventet avkastning for et aktivum avhenger av eksponeringen mot systematisk risiko. Risikofri rente pluss risikopremie (risikotillegg) multiplisert med beta, er da forventet avkastning. En investor kan oppnå høyere avkastning ved å ta på seg høyere risiko (Bodie et al., 2018).



Figur 5 Kapitalverdimodellen

Det lineære forholdet mellom systematisk risiko og forventet avkastning er grafisk fremstilt som verdipapirmarkedslinjen (SML) i figur 2, som viser alle kombinasjoner av risikoavkastninger i et marked. En betakoeffisient lik 1 indikerer en risikoportefølje som er i samsvar med markedsporteføljen. Hvor på verdipapirmarkedslinjen en individuell investor vil plassere seg, avhenger av investorens grad av risikoaversjon. I følge kapitalverdimodellen kan man derfor forvente at avkastningen vil øke dersom en øker eksponeringen mot markedsrisiko (Bodie, et al., 2018).

Kapitalverdimodellen tar ikke hensyn til usystematisk risiko. Den antar at alle investorer velger å diversifisere sin portefølje, og på den måten eliminere den usystematiske risikoen forbundet med investeringer i enkeltaktiva (Bodie et al., 2018).

3.2.2.2 Arbitrasjeprisingsmodellen

Arbitrasjeprisingsmodellen (APT) ble introdusert av Stephen Ross (1976) som et alternativ til CAPM. I likhet med kapitalverdimodellen er det en lineær markedsavkastningslinje som viser forholdet mellom forventet avkastning og risiko. Forskjellen ligger i forutsetningen for å utrede markedslinjen. Arbitrasjeprisingsmodellen inkluderer makroøkonomiske variabler i prisingen av aksjer, da den forutsetter at gitte makrovariabler og andre forstyrrelser påvirker selskaper.

Arbitrasjeprisingsmodellen er gitt ved:

$$E(r_a) = r_f + \beta_1 RP_1 + \beta_2 RP_2 + \dots + \beta_n RP_n \quad (2)$$

hvor $E(r_a)$ er forventet avkastning, r_f er risikofri rente, β_n er aktivumets sensitivitet og RP_n er premiene for de ulike risikofaktorene.

Forutsetningen bak modellen er at man, ved å ha tilstrekkelig med aksjer i porteføljen, kan diversifisere bort usystematisk risiko. Modellen forutsetter videre at det er et velfungerende kapitalmarked, at det ikke er vedvarende arbitrasjemuligheter og at avkastningen til et aktivum kan forklares med en flerfaktormodell (Bodie et al., 2018).

Med arbitrasjeprisingsmodellen blir det mulig for investorene å undersøke hvorvidt porteføljen er eksponert mot bestemte faktorer. Det blir på den måten lettere å konstruere en portefølje som er eksponert mot ønskede faktorer. Ved bruk av arbitrasjeprisingsmodellen vil den forventede avkastningen til et aktivum variere med hvor eksponert eller sensitiv den er mot ulike risikofaktorer. Dette gjør at det er utfordrende å anvende arbitrasjeprisingsmodellen (Bodie et al., 2018).

4.0 Metode

I denne delen av oppgaven vil vi presentere det metodiske rammeverket. Vi innleder med en beskrivelse av stasjonære tidsserier, før vi gjennomgår Ordinary Least Squares og forutsetninger knyttet til denne estimeringsteknikken. Avslutningsvis tar vi for oss interpolering og beregning av syntetiske kreditttradinger.

4.1 Stasjonære tidsserier

For å sikre et godt analysegrunnlag er det viktig å vite om tidsserien er stasjonær eller ikke. Tre krav stilles for at en tidsserie skal kunne defineres som stasjonær (Brooks, 2014):

- Tidsseriens gjennomsnitt er konstant
- Tidsseriens varians er konstant
- Kovariansen mellom egne verdier i et tilfeldig punkt avhenger ikke av tid, men kun av distansen mellom disse to punktene

Dersom tidsserien ikke er stasjonær, kan den bare undersøkes i den foreliggende tidsperioden. Det vil ikke være mulig å basere prognoser på ikke-stasjonær data fordi man ikke kan generalisere fra den foreliggende tidsperioden til andre tidsperioder. Estimaten vil i et slikt tilfelle være inkonsistente (Brooks, 2014).

Makroøkonomiske data samt aksjedata er ofte preget av en random walk struktur, og derfor ikke stasjonære. Vi vil differensiere variablene til naturlig logaritmisk endringsform for å sikre stasjonaritet. Det gjøres på følgende måte (Dougherty, 2016):

$$X_t = \ln\left(\frac{Verdi_t}{Verdi_{t-1}}\right) \quad (3)$$

Denne transformasjonen fører til at vi får en geometrisk avkastningsserie. Vi får mindre skjevhet i datasettet enn hva vi ville fått med en aritmetisk avkastningsserie og de statistiske egenskapene blir forbedret. Stasjonaritet av første differanse vil lettere kunne oppnås på denne måten (Dougherty, 2016). Dersom det viser seg at dataene ikke er stasjonære av første differanse, vil det være mulig å undersøke om de er stasjonære av andre differanse. Dette gjøres ved å differensiere dataene ytterligere en gang (Hyndman & Athanasopoulos, 2019).

Vi benytter en Augmentert-Dickey-Fuller-test (ADF-test) for å undersøke om datasettet vårt er stasjonært. Nullhypotesen om at det finnes en eller flere enhetsrøtter i variabelen (tidsserien er ikke stasjonær) sjekkes mot den alternative hypotesen om at det ikke eksisterer enhetsrøtter i datasettet (tidsserien er stasjonær). Ved en vanlig t-test vil fordelingen av t-statistikken ved nullhypotesen være normalfordelt. For ADF benyttes en Dickey-Fuller distribusjon, noe som fører til andre kritiske verdier for t. Nullhypotesen forkastes og vi antyder at tidsserien er stasjonær dersom t-verdien er lavere enn kritisk verdi (Brooks, 2014).

4.2 Ordinary Least Squares

Ordinary Least Squares (OLS), også kalt minste kvadraters metode, er en estimeringsteknikk innen lineær regresjon som brukes til å finne teoretiske sammenhenger mellom observerte verdier. Det er den vanligste tilnærmingen når man skal tilpasse data til en regresjonslinje. Metoden innebærer å kvadrere avstanden fra den estimerte regresjonslinjen til residualene og deretter minimere den totale summen av disse avstandene. Med OLS-modellen beskriver man avhengig variabel Y med uavhengige variabler, k (Brooks, 2014):

$$Y_t = \alpha + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + u_t \quad (4)$$

En estimert regresjonsmodell med OLS-metoden blir som følger:

$$\hat{Y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 x_{1t} + \hat{\beta}_2 x_{2t} + \dots + \hat{\beta}_k x_{kt} \quad (5)$$

Hvor Y_t er avhengig variabel på tidspunkt t , α er konstantledd, x_{1t} er avhengig variabel på tidspunkt t og u_t er feilledd som fanger opp resterende påvirkning på avhengig variabel (Brooks, 2014).

Det vil variere i hvilken grad regresjonsmodellen klarer å finne en lineær sammenheng mellom variablene. Dette avhenger av i hvor stor grad modellen klarer å minimere summen av de kvadrerte avvikene til \hat{Y} (SSE). Forklaringsgraden til regresjonsmodellen sier noe om hvor mye av variasjonene som forklares av modellen. Forklaringsgraden defineres av forholdet mellom SSE og summen av de kvadrerte avvikene til gjennomsnittet \bar{Y} (SST).

Større differanse mellom SST og SSE indikerer høyere forklaringsgrad i regresjonsmodellen. Forklaringsgraden benevnes med koeffisienten R^2 . Denne varierer fra 0-1. Null tilsvarer at regresjonsmodellen forklarer null prosent av variasjonene, mens en R^2 -verdi på 1 tilsvarer at regresjonsmodellen forklarer hundre prosent av variasjonene. R^2 kan uttrykkes med følgende formel (DeFusco, McLeavey, Pinto & Runkle, 2015) :

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n \hat{u}_i^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (6)$$

Ulempen med å bruke R^2 er at forklaringsgraden i modellen vil øke med hver tilføyde variabel, til tross for at de tilføyde variablene ikke nødvendigvis har noen forklarende effekt. For å unngå dette problemet benytter vi oss av justert R^2 . Justert R^2 legger til en straff for hver tilføyde variabel. Justert R^2 kan uttrykkes med følgende formel (DeFusco et al, 2015):

$$\bar{R}^2 = R^2 - \frac{k-1}{n-k}(1-R^2) \quad (7)$$

hvor n er antall observasjoner og k er antall uavhengige variabler.

4.2.1 Multikollinearitet

Multikollinearitet er et fenomen som oppstår når det er korrelasjon mellom to eller flere av forklaringsvariablene. Ved multikollinearitet er forklaringsgraden for modellen høy, i kombinasjon med at forklaringsvariablene fremstår som ikke-signifikante, selv om de i realiteten er signifikante. Dette skyldes blant annet at variansen blir unaturlig høy. Dette fører til at testverdiene blir lavere og konklusjonene blir ikke-signifikante. En konsekvens av dette er at det blir vanskelig å skille hvilken del av forklaringen som kommer fra den avhengige variabelen og hvilken del som kommer fra de uavhengige variablene. En annen konsekvens er at regresjonsmodellen blir overfølsom for endringer. Å tilføyde eller fjerne en forklarende variabel vil medføre store endringer i signifikansnivå og koeffisienter for de opprinnelige variablene (Brooks, 2014).

Dersom multikollinearitet eksisterer i modellen, vil denne kunne forbedres ved å fjerne en av de korrelerte variablene. Regresjonsresultatene kan være ustabile fordi korrelerte forklaringsvariabler potensielt forklares av samme årsak (DeFusco et al, 2015).

En korrelasjonsmatrise kan benyttes for å påvise multikollinearitet. Korrelasjonskoeffisientene til alle potensielle parvise kombinasjoner av variablene vises i denne matrisen. Mulig multikollinearitet indikeres av høye koeffisienter. Matrisen hjelper i så måte til med å tydeliggjøre hvilke og i hvor stor grad de ulike koeffisientene korrelerer med hverandre (Brooks, 2014).

For å teste for multikollinearitet kan man beregne Variance Inflation Factor (VIF). Faktoren er definert som gjensidig toleranse. Testen formuleres på følgende måte:

$$VIF = 1/(1 - R^2) \quad (8)$$

For å beregne VIF brukes lineær regresjon på en av variablene opp mot de resterende variablene. Ved å beregne denne faktoren kvantifiseres graden av multikollinearitet. VIF er et mål på hvor stor økning i variabelens målefeil som skyldes kollinearitet. Laveste mulig faktor er 1. Dette indikerer ingen multikollinearitet. Lav forklaringsgrad av de andre variablene og lav multikollinearitet indikeres av lav VIF. Det finnes ingen øvre grense for VIF. Som tommelfingerregel sies det at VIF med verdi høyere enn ti er problematisk (James, Witten & Tibshirani, 2013).

4.2.2 Forutsetninger for OLS-modellen

Fem forutsetninger ligger til grunn for OLS-modellen. Vi vil videre i dette kapitlet ta for oss disse fem forutsetningene.

- | | |
|---|---|
| i. Feilleddet har en forventning lik null | $E(u_t) = 0$ |
| ii. Feilleddet er homoskedastisk | $var(u_t) = \sigma^2 < \infty$ |
| iii. Feilleddene er ukorrelerte på tvers av observasjoner | $cov(u_i, u_j) = 0 \text{ for } i \neq j$ |
| iv. De forklarende variablene er ikke-stokastiske | $cov(u_i, x_t) = 0$ |
| v. Feilleddene er normalfordelt | $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ |

i. Feilleddet har en forventning lik null

Den første forutsetningen for OLS-modellen går ut på at gjennomsnittsverdien av feilleddene tilsvarer null. Faktorer som ikke eksplisitt er inkludert i modellen skal ikke, på en systematisk måte, kunne påvirke den avhengige variabelen. Dersom regresjonsligningen inkluderer et konstantledd vil denne forutsetningen aldri brytes (Brooks, 2014).

ii. Feilleddet er homoskedastisk

Så langt har det vært antatt at feilleddenes varians er konstant, σ^2 , og skal være definert for alle verdier av x_t . Dette er forutsetningen for homoskedastisitet. Dersom feilleddene ikke har konstant varians, er de heteroskedastiske. Det vil føre til at standardfeilene blir feilestimert av regresjonsmodellen. Dette vil kunne påvirke testresultatene og kan således lede til feil konklusjon (Brooks, 2014).

Det er flere metoder for å avdekke heteroskedastisitet. Tolkning av et grafisk plott bestående av residualer og forklarende variabler er en av disse, men det er lite sannsynlig at man kjenner årsaken eller styrken til heteroskedastisiteten. Et plott vil kunne gi et overordnet bilde, men det er lite sannsynlig at plottet gir informasjon om årsaken og styrken til heteroskedastisiteten. Dette problemet kan omgås ved å benytte statistiske tester for heteroskedastisitet som sjekker avhengigheten til residualene mot alle kjente variabler i modellen (Brooks, 2014).

En standard test for lineær heteroskedastisitet er Breusch-Pagan-test (Breusch & Pagan, 1979). Den undersøker om variansen på den avhengige variabelen øker eller synker. Nullhypotesen om at alle residualene er like store sjekkes mot den alternative hypotesen om at residualene er en multiplikativ funksjon av en eller flere variabler. Vurderingen av tilstedeværelsen av heteroskedastisitet baserer seg på kjikvadratverdier. Dersom testen har en p-verdi under et bestemt nivå ($p < 0,05$), antas heteroskedastisitet, og nullhypotesen forkastes. Breusch-Pagan får problemer når residualene ikke er normalfordelte. Den fungerer når residualene er konstant økende eller synkende, men klarer ikke å oppdage en ikke-lineær form (DeFusco et al, 2015).

iii. Feilleddene er ukorrelerte på tvers av observasjoner

Denne forutsetningen går ut på at kovariansen mellom feilleddene over tid er null. Det vil si at man antar at feilleddene ikke korrelerer med hverandre. Dersom feilleddene korrelerer med hverandre vil de enten være autokorrelert eller seriekorrelert. Av den grunn er det nødvendig å teste denne forutsetningen (Brooks, 2014).

Autokorrelasjon indikerer at det finnes systematisk sammenheng mellom residualene. Autokorrelasjon kan føre til feil i testverdiene for variablene, samt feil i estimeringen av standardfeil. Dette kan således føre til uriktige konklusjoner (Brooks, 2014).

Ved å plote residualene vil man få en grafisk fremstilling. Disse fremstillingene kan være vanskelige å tolke i praksis. Av den grunn vil det være enklere å benytte seg av en statistisk test. Durbin-Watson-test (DW) er den enkleste statistiske testen. Den tester for første ordens autokorrelasjon. Det betyr at den utelukkende tester for et forhold mellom residualen, u_t , og dets foregående verdi, u_{t-1} (Brooks, 2014):

$$u_t = \rho u_{t-1} + v_t \quad (9)$$

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

Testen benytter seg av en nullhypotese og en alternativ hypotese (Brooks, 2014):

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

Under nullhypotesen vil residualen på tidspunkt t være uavhengig av det foregående residualen. Dersom nullhypotesen forkastes, vil residualen på tidspunkt t korrelere med det foregående residualen (Brooks, 2014).

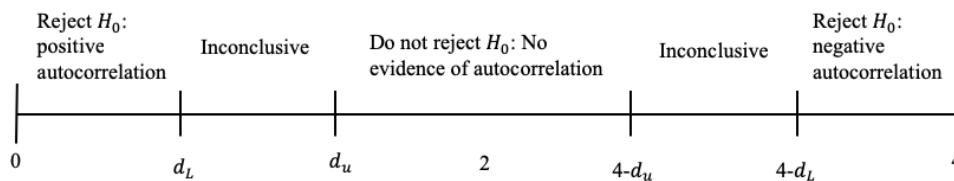
DW kan kalkuleres med følgende formel:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^T \hat{u}_t^2} \quad (10)$$

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

$$DW \approx 2(1 - \hat{\rho}) \quad (11)$$

$-1 \leq \hat{\rho} \leq 1$. Det betyr at testresultatet alltid vil ligge mellom verdiene 0 og 4. Et testresultat på 2 betyr fravær av autokorrelasjon. Nullhypotesen forkastes ikke. Et testresultat på 0 betyr perfekt positiv autokorrelasjon mellom residualene, mens et testresultat på 4 betyr perfekt negativ autokorrelasjon. DW følger ikke normalfordeling, men opererer med to kritiske verdier: Øvre kritisk verdi (d_U) og nedre kritisk verdi (d_L). I tillegg eksisterer et mellomliggende område hvor nullhypotesen enten forkastes eller beholdes (Brooks, 2014).



Figur 6 Durbin-Watson-test (Brooks, 2014)

I tillegg benytter vi en mer generell autokorrelasjonstest i form av Breusch-Godfrey. Dette skyldes at DW har svakheter. Kun foregående residual blir hensyntatt. I tillegg til dette må flere forutsetninger oppfylles for å få valide testresultater. Ved å bruke Breusch-Godfrey kan vi ta for oss flere foregående resultater, samt at vi unngår å oppfylle disse forutsetningene i DW. Det finnes også former for autokorrelasjon som ikke vil avdekkes med DW (Brooks, 2014).

Nullhypotesen om at det ikke finnes autokorrelasjon i residualet testes opp mot alternativhypotesen om at det er autokorrelasjon i residualet. Kjikkvadratverdien χ_r^2 er tilnærmet lik testverdien $(T-r)R^2$, hvor r er antall lag og T er antall observasjoner. Dersom testverdien overskrider kritisk kjikkvadratverdi med hensyn på antall lag, konkluderes det med at datasettet inneholder autokorrelasjon, og nullhypotesen forkastes (Brooks, 2014).

En potensiell utfordring med Breusch-Godfrey er å finne et passende antall lags. Det finnes ikke noe åpenbart svar på dette. Uavhengig av dette, skal en passende modell eksistere uten bevis for autokorrelasjon i residualene (Brooks, 2014).

iv. De forklarende variablene er ikke-stokastiske

Forutsetningen går ut på at de forklarende variablene skal være eksogene. Det vil si at endringer i de forklarende variablene skal føre til endringer i den avhengige variabelen. Endringer i den avhengige variabelen skal ikke føre til endringer i de uavhengige variablene. Ofte predikeres den avhengige variabelen med gitte verdier av de forklarende variablene. I den forstand behandles de forklarende variablene som ikke-stokastiske variabler. Vi forventer at det er tilnærmet ingen korrelasjon mellom feilleddet og de avhengige variablene. Så fremt dette er gjeldende, vil det ikke føre til problemer i våre modeller (Dougherty, 2016).

v. Feilleddene er normalfordelt

Vi forventer at residualene i regresjonsmodellen er normalfordelte rundt 0. Koeffisientene i regresjonen vil være normalfordelte så lenge u_t er det. Et brudd på denne forutsetningen vil kunne føre til at variabelenes påvirkning blir feilaktig tolket (Brooks, 2014).

Ved hjelp av et histogram over residualene kan man undersøke om residualene er normalfordelte. Man ser etter en normalfordelt form på dataenes spredning. Dette vil indikere om residualene er normalfordelte eller ikke (Brooks, 2014).

Bera-Jarque-testen (BJ) er en av de mest brukte statistiske testene for normalfordelingsegenskaper. For at BJ skal kunne konstatere at residualene er normalfordelt, tar den hensyn til skjevhet og kurtose, i tillegg til antall observasjoner. Graden av asymmetri i fordelingen, ut ifra gjennomsnittsverdi, blir beskrevet av skjevheten. Negativ skjevhet innebærer at venstrehalen er lengre enn høyrehalen, og mesteparten av dataene ligger til høyre. Motsatt gjelder for positiv skjevhet. Kurtose er et mål på fordelings spredning mellom ytterpunktene, og beskriver hvor "spiss" fordelingen er. Spiss topp og tykk hale indikerer positiv kurtose. Motsatt gjelder for negativ kurtose.

En normalfordeling er mesokurtisk (null kurtose). Fordelinger med negativ kurtoseverdi er platykurtisk, mens fordelinger med positiv kurtoseverdi er leptokurtisk. Skjevhet og kurtose kan uttrykkes med følgende formler (Brooks, 2014):

$$\text{Skjevhet: } b_1 = \frac{E[u^3]}{(\sigma^2)^{3/2}} \qquad \text{Kurtose: } b_2 = \frac{E[u^4]}{(\sigma^2)^2} \qquad (12)$$

Hvor u er feilledd og σ^2 er varians. Koeffisientene for skjevhet og kurtose benyttes i beregningen av Bera-Jarque-statistikken (Brooks, 2014):

$$W = T \left[\frac{b_1^2}{6} + \frac{(b_2 - 3)^2}{24} \right] \qquad (13)$$

Hvor T er antall observasjoner. Nullhypotesen er at residualene er normalfordelt rundt forventet verdi null. Alternativhypotesen er at residualene avviker fra normalfordeling (Brooks, 2014).

$$H_0 \sim N(0, \sigma^2) \qquad H_1 \neq N(0, \sigma^2)$$

Dersom BJ-testen er signifikant vil nullhypotesen forkastes, fordi forventningen om normalfordeling i feilleddet er brutt (Brooks, 2014).

4.3 Interpolering

Vi har benyttet oss av kubisk spline interpolering, og har på den måten brukt de kjente datapunktene (årlig ESG-data og årlige kredittratinger) til å konstruere nye datapunkter innenfor området med eksisterende data, i dette tilfellet perioden fra 2009 til 2018. Vi har valgt å benytte kubisk spline interpolering fremfor lineær interpolering fordi dette gir færre feil og en mer glidende trend enn ved lineær interpolering. Kubisk spline interpolering skiller seg fra lineær interpolering ved at det benyttes kubiske polynomer fremfor lineære i intervallene mellom datapunktene. Tolkningen av disse verdiene må gjøres med forsiktighet, da det er konstruerte verdier (James et al., 2013).

4.4 Syntetisk kredittrating

En syntetisk kredittrating baserer seg i hovedsak på to typer analyser: Analyse av likviditet og analyse av soliditet. Likviditetsanalysen er en analyse av kortsiktig risiko og skal kartlegge om virksomheten har tilstrekkelig med likviditet til å dekke kravene etter hvert som de når forfallsdato. Soliditetsanalysen er en analyse av langsiktig risiko. Formålet er å kartlegge om

virksomheten har tilstrekkelig med økonomiske ressurser til å unngå tap i fremtiden. Vi baserer den syntetiske kredittratingen vår på fire forholdstall: Likviditetsgrad 1 ($lg1$), rentedekningsgrad (rdg), egenkapitalandel (eka) og netto driftsrentabilitet (ndr). Likviditetsgrad 1 og rentedekningsgrad er analyse av likviditet, mens egenkapitalandel og netto driftsrentabilitet er analyse av soliditet. De ulike forholdstallene kan beregnes på følgende måte (Knivsflå, 2019):

$$lg1 = \frac{OM}{KG} \quad (14)$$

hvor OM er omløpsmidler og KG er kortsiktig gjeld.

$$rdg = \frac{NDR+NFI}{NFK} \quad (15)$$

hvor NDR er netto driftsresultat, NFI er netto finansinntekter og NFK er netto finanskostnader.

$$eka = \frac{EK}{TK} \quad (16)$$

hvor EK er egenkapital og TK er totalkapital.

$$ndr = \frac{NDR}{NDK} = \frac{NDR_t}{NDK_{t-1} + (\Delta NDK_t - NDR_t)/2} \quad (17)$$

hvor NDR er netto driftsresultat og NDK er netto driftskapital.

5.0 Data

I dette kapittelet vil vi beskrive og forklare hvordan vi har samlet inn og behandlet data.

Vi har analysert ulike virksomheter notert på Oslo Børs i perioden 2009 til 2018. Dette er en periode på ti år. Vi mener ti år er tilstrekkelig for å beskrive hvordan variablene påvirker aksjeavkastning. En kortere tidshorison ville kanskje ikke vært tilstrekkelig for å beskrive påvirkningen, mens en lengre tidshorison potensielt kan inkludere historiske data som er irrelevante i dag. At vi har begrenset perioden til å kun gjelde frem til 2018, og ikke helt frem til 2019, skyldes at vi har ESG-data som kun går frem til 2018. Oppgaven baserer seg i helhet på sekundærdata, hentet fra ulike databaser.

Vi vil nå gi en kort beskrivelse av datainnsamlingen for hver av variablene vi har inkludert i denne oppgaven.

5.1 Avhengig variabel – aksjeavkastning

Vi har hentet informasjon om aksjeprisene for de ulike virksomheten i OBX-indeksen fra Titlon, og deretter beregnet aksjeavkastning. Vi har benyttet oss av månedlig data.

5.2 Internasjonal økonomi

Vi har valgt å inkludere indeksene S&P 500 og FTSE 100 i denne oppgaven. Dataene for disse indeksene er hentet fra Yahoo! Finance. Vi har benyttet oss av månedlige data for begge indeksene. Dataen er transformert til naturlig logaritmisk endringsform.

5.3 Oljepris

Data på oljepris er hentet fra nettsiden til Federal Reserve Bank of St. Louis. Vi har benyttet oss av månedlige data. Oljeprisen er transformert til naturlig logaritmisk endringsform. Vi har valgt å hente priser for Brent Blend Crude Oil i Europa, da det som utvinnes av olje i Norge hovedsakelig er brent olje.

5.4 Renter

Vi har inkludert lange (ti års norsk statsobligasjon) renter og korte renter (tre måneders NIBOR) som faktorer i modellene våre. Data på renter har vi hentet fra nettsiden til Norges Bank. Vi

har hentet månedlige data for både lange og korte renter, og vi har benyttet oss av verdiforskjellene mellom periodene.

5.5 ESG

Vi har mottatt ESG-rater for enkelte norske virksomheter fra Andreas Mikkelsen, førsteamanuensis ved UiT. Disse dataene stammer opprinnelig fra Datastream. ESG-raterne er årlige data. Årlige data egner seg dårlig til å fange opp svingninger. Vi har derfor valgt å interpolere ESG-dataene. Interpolering er nøyere beskrevet i kapittel 3.2. På den måten har vi estimert månedlige verdier. ESG-raterne er transformert til naturlig logaritmisk endringsform.

5.6 Kredittrating

For en del av selskapene har vi funnet kredittrater på hjemmesider eller i årsrapporter. For noen selskaper har vi funnet kredittrater på hjemmesiden til ratingbyrået Moody's. Noen av virksomhetene har også publisert historiske kredittrater, mens andre kun viser til nåværende kredittrating. For de selskapene vi ikke har klart å finne kredittrater for, eller som vi vet ikke har blitt kredittrater, har vi beregnet syntetiske kredittrater. Også kredittraterne er transformert til naturlig logaritmisk endringsform.

Dersom virksomheten som skal kreditrateres har svært ulike forretningsområder, vil det være mest gunstig å analysere hvert forretningsområde for seg. Det kan imidlertid være vanskelig å få tilgang på denne type data. Vi har, i beregningen av forholdstall i denne oppgaven, benyttet oss av tall fra konsernregnskapene til de aktuelle virksomhetene. Dette skyldes at konsernregnskapet viser virksomheten som én økonomisk enhet, med mor- og datterselskap i ett. Konsernregnskapet vil gi et bedre bilde på omfanget av virksomheten (Knivsflå, 2019).

6.0 Analyse

Vi innleder analysedelen med å undersøke dataenes egenskaper opp mot forutsetningene for regresjonsmodellen. Dersom vi finner at forutsetningene for OLS-modellen ikke er oppfylt, vil vi forsøke å lokalisere uteliggere for hvert selskap. Avslutningsvis gjennomfører vi regresjoner for samtlige av de 20 selskapene vi har valgt fra OBX-indeksen på Oslo Børs. Våre analyser er gjennomført i henhold til metodevalget.

Både finanskrisen og et oljeprisfall som utløste “oljekrise” fant sted i løpet av perioden som vi har samlet inn data for. Vi velger å nevne dette fordi mange av selskapene vi undersøker i denne oppgaven blir påvirket av slike hendelser. Dette fører i noen tilfeller til ekstreme observasjoner som vi antar skaper vesentlig utslag i modellene, som igjen fører til problemer med noen av forutsetningene for regresjonsmodellen. Ved å fjerne de mest ekstreme observasjonene (uteliggere) forsvinner disse problemene. Vi kjenner opprinnelsen til disse uteliggerne. Vi har ingen gjennomgående problemer i datasettet. På grunnlag av dette vurderer vi det dit hen at vi kan anvende datasettet i helhet.

6.1 Stasjonaritet

Vi har benyttet en ADF-test for å teste dataene våre for stasjonaritet. I tabell 2 presenterer vi ADF-testen for de ulike variablene både på nivåform og på logaritmisk endringsform. Vi har også utført ADF-testen på dataene for ESG-rating og kredittrating, men da disse er forskjellige for hver av de 20 selskapene, har vi valgt å ikke presentere ADF-testen for disse da det innebærer store mengder data.

Variabel	Nivåform	Konklusjon	Log	Konklusjon
FTSE 100	1,0755	Behold H_0	-8,5096	Forkast H_0
S&P 500	-0,1412	Behold H_0	-8,4432	Forkast H_0
Oljepris	-0,3885	Behold H_0	-6,4219	Forkast H_0
Korte renter	-1,9968	Behold H_0	-8,7474	Forkast H_0
Lange renter	-2,8721	Behold H_0	-12,9901	Forkast H_0

Kritisk verdi: -2,88

H_0 : Datasettet inneholder en eller flere enhetsrøtter, og er ikke stasjonært

H_1 : Datasettet inneholder ingen enhetsrøtter, og er stasjonært

Tabell 2 ADF-test

Vi finner kritiske verdier fra tabellen for t-fordelinger (appendiks B). Kritiske verdier for tidsseriene er -2,89 med 95 % konfidens og -3,51 med 99 % konfidens. Fra tabell 2 ser vi derfor at variablene ikke er stasjonære på nivåform, og vi kan ikke forkaste nullhypotesen. Når vi får variablene på logaritmisk endringsform, ser vi at dette endrer seg. Variablene er nå stasjonære og inneholder ingen enhetsrøtter. Vi kan forkaste nullhypotesen. For noen av virksomhetene var det nødvendig å differensiere ESG- og kredittratingdataene to ganger for å oppnå stasjonaritet. I våre videre analyser er variablene anvendt på logaritmisk endringsform. Dette gjelder både for dataene presentert i tabell 2, samt dataene for ESG-rater og kredittrater.

6.2 Modellens forutsetninger

6.2.1 Multikollinearitet

Vi har satt opp en korrelasjonsmatrise med majoriteten av de makroøkonomiske variablene vi har inkludert i modellen. Denne vises i tabell 3. Vi har også beregnet korrelasjonen mellom ESG-rater og kredittrater mot de resterende makroøkonomiske variablene i modellen. Vi har, i likhet med i kapittel 6.1, valgt å ikke presentere disse i matrisen da de vil variere fra selskap til selskap, og det vil innebære store datamengder.

Variabel	FTSE 100	S&P 500	Oljepris	Korte renter	Lange renter
FTSE 100	1				
S&P 500	0,7886	1			
Oljepris	0,2425	0,2862	1		
Korte renter	-0,0715	-0,1056	-0,1049	1	
Lange renter	-0,0056	0,0228	-0,0246	-0,0755	1

Tabell 3 Korrelasjonsmatrise

Høye verdier i tabellen vil tyde på multikollinearitet mellom de to aktuelle variablene. Den høyeste verdien i tabellen finner vi for FTSE 100 og S&P 500. For å kvantifisere graden av multikollinearitet har vi valgt å beregne VIF for alle variablene.

Variabel	VIF	1/VIF
FTSE 100	2,47	0,41
S&P 500	2,51	0,40
Oljepris	1,15	0,87
Korte renter	1,16	0,86
Lange renter	1,03	0,97

Tabell 4 VIF-test

Fra tabell 4 ser vi at VIF-verdiene for samtlige av variablene ligger godt under nivået som vurderes som problematisk, inkludert FTSE 100 og S&P 500. Vi har derfor ingen problemer med multikollinearitet i modellen.

Videre i kapittel 6 vil vi ta for oss de resterende forutsetningene for modellen. Vi har valgt å ikke presentere testene for hver enkelt virksomhet på OBX-indeksen da fremgangsmåten og metoden for analyse er lik for alle virksomhetene. Vi presenterer ett av selskapene, DNB. Resultatene fra testene for de resterende selskapene er presentert i appendiks C.

6.2.2 Homoskedastisitet

Vi har benyttet oss av visuell tolkning, samt Breusch-Pagan-test for å undersøke om dataene er homoskedastiske. Figur 7 danner grunnlag for den visuelle tolkningen. Vi ser av plottet at avkastningen for DNB er relativt stabil opp mot residualene. Samtidig ser vi at det kan finnes uteliggere i dataene. En visuell tolkning vil gi oss en indikasjon på om dataene er homoskedastiske, men er ikke tilstrekkelig. Vi benytter derfor Breusch-Pagan for mer presis testing.

Test	Kji2	Prob > Kji2	Konklusjon
Breusch-Pagan	14,72	0,0397	Forkaster H_0
H_0 Residualene er homoskedastiske			
H_1 Residualene er ikke homoskedastiske			

Tabell 5 Breusch-Pagan-test

Fra tabell 5 ser vi at vi må forkaste nullhypotesen. Dette indikerer at vi har problemer med heteroskedastisitet i modellen. Vi antar at eventuelle utslag i modellen kan skyldes uteliggere.

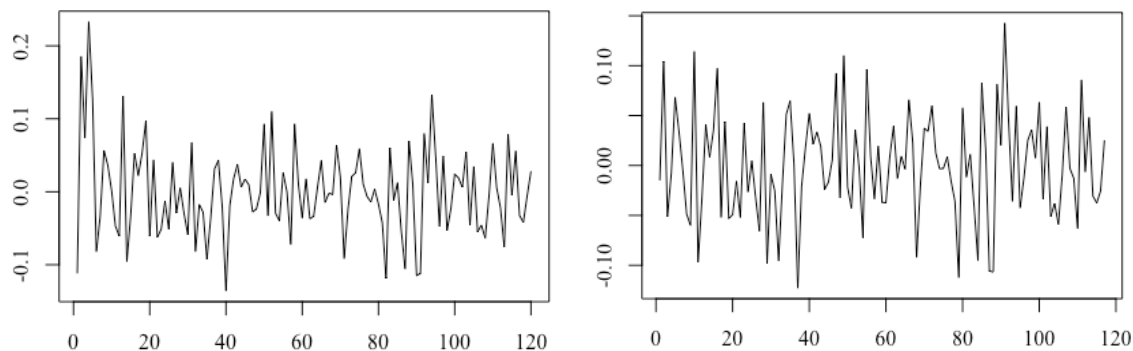
Vi studerer datagrunnlaget ytterligere og finner med det tre observasjoner som gjør større utslag på modellen. De ekstreme observasjonene finner vi i februar, april og mai 2009. I første halvdel av 2009 var økonomien i Norge preget av finanskrisen, og vi antar at dette er årsaken til disse uteliggerne.

Test	Kji2	Prob > Kji2	Konklusjon
Breusch-Pagan	3,61	0,8230	Beholder H_0

H_0 Residualene er homoskedastiske
 H_1 Residualene er ikke homoskedastiske

Tabell 6 Breusch-Pagan-test etter datakorrigering

Vi fjerner de aktuelle uteliggerne og ser at Breusch-Pagan-testen endrer seg fra signifikant til ikke-signifikant. Vi kan nå beholde nullhypotesen, og konstaterer homoskedastisitet i modellen.

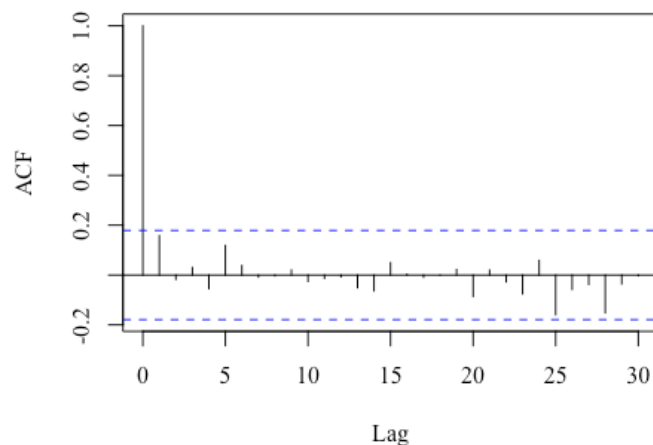


Figur 7 Residualplott med og uten uteliggere

6.2.3 Autokorrelasjon

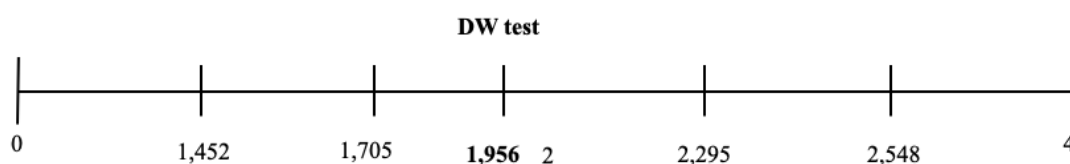
Vi har benyttet oss av visuell tolkning, samt Durbin-Watson-test for å undersøke om dataene er autokorrelerte.

Av figur 8 ser vi et plott av autokorrelasjonsfunksjonen. X-aksen viser antall lag, mens y-aksen viser autokorrelasjon. Konfidensintervallet befinner seg innenfor de to blå stiplede linjene. Vi har ingen uteliggere som bryter konfidensintervallet.



Figur 8 Autokorrelasjonsfunksjon

Videre benytter vi Durbin-Watson-test for å sikre statistisk bevis. I modellen har vi 7 uavhengige variabler og 120 observasjoner. Vi henter kritiske verdier fra Durbin-Watson signifikanstabell (appendiks D), og finner ved interpolering at nedre kritisk verdi (D_L) er 1,452 og øvre kritiske verdi (D_U) er 1,705. Dermed blir $4-D_L$ og $4-D_U$ henholdsvis 2,548 og 2,295.



Figur 9 Durbin-Watson-test

Dataene for DNB har en Durbin-Watson verdi på 1,956 og faller følgelig innenfor de kritiske verdiene. Dette antyder at vi ikke har problemer med autokorrelasjon i modellen.

Breusch-Godfrey-testen tar et ønskelig antall foregående residualer i betraktning. Vi benytter derfor denne for å få ytterligere informasjon om modellen vår. Vi mener at det for denne typen avkastningstall er tilstrekkelig å se fire perioder tilbake i tid, og benytter derfor fire lags. Av tabell 7 ser vi at ingen av lagene er signifikante. Nullhypotesen beholdes og vi konkluderer med at det ikke er autokorrelasjon i dataene våre.

Test	Lags	Kji2	P > Kji2
Breusch-Godfrey	1	0,0071	0,9328
	2	0,2031	0,9034
	3	0,7858	0,8529
	4	2,7384	0,6025

H_0 : Ingen autokorrelasjon i feilleddet

H_1 : Autokorrelasjon i feilleddet

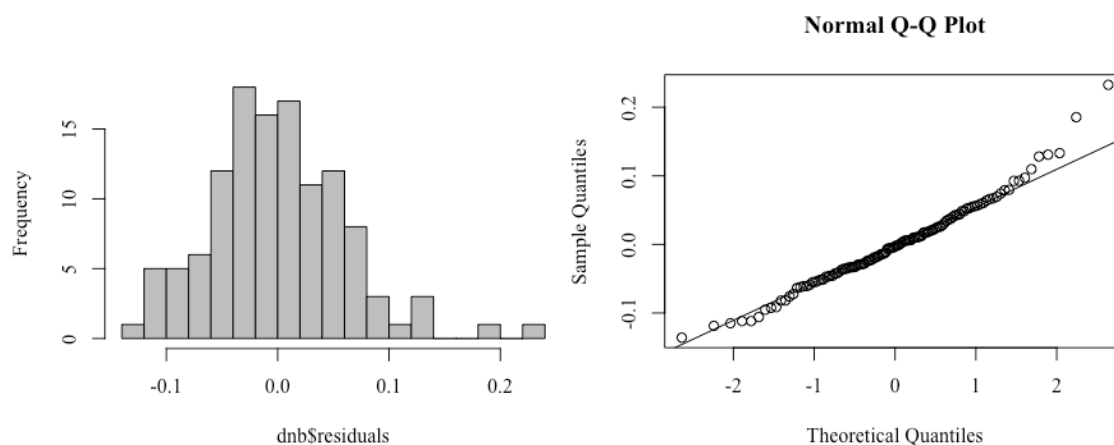
Tabell 7 Breusch-Godfrey-test

Laggede variabler kan ofte ha signifikant påvirkning på modeller bygget på tidsseriedata. Vi ser at det ikke er autokorrelasjon i datasettet vårt. Å inkludere laggede modeller vil derfor påvirke resultatene i liten grad, i tillegg til at det øker kompleksiteten i modellen. Vi har testet modellen med lags, uten at forklaringsgraden økte. Vi velger derfor å ikke benytte lags i modellen.

6.2.4 Normalfordelte residualer

Vi har benyttet oss av visuell tolkning, samt Bera-Jarque-test for å undersøke om residualene er normalfordelte.

Figur 10 viser histogram og quantile-quantile plott. Basert på den visuelle tolkningen kan det se ut som fordelingen er normalfordelt, men ikke symmetrisk. Fra Q-Q-plottet ser det ut til at residualene former en tilnærmet rett linje. Dette er en indikasjon på normalfordelte data.



Figur 10 Histogram og normal q-q-plot for residualene

Videre utfører vi Bera-Jarque-test da den visuelle tolkningen ikke er tilstrekkelig. Tabell 8 viser en kjikvadratverdi på 15,05 og en p-verdi på 0,0005. Dette antyder at dataene inneholder skjevhet og/eller kurtose. Følgelig må vi forkaste nullhypotesen.

Test	Kji2	P > Kji2	Konklusjon
Bera-Jarque	15,05	0,0005	Forkaster H_0
H_0 : Residualene er normalfordelte			
H_1 : Residualene er ikke normalfordelte			

Tabell 8 Bera-Jarque-test

Vi tester videre for skjevhet og kurtose i normalfordelingen. Testen er signifikant for begge parametre, og vi ser av tabell 9 at dataene inneholder både skjevhet og kurtose.

Test	P (Skjevhet)	P (Kurtose)
Skjevhet og kurtose	0,0080	0,0065

Tabell 9 Skjevhet og kurtose

For å oppnå normalfordeling gjennomfører vi en ny Bera-Jarque-test uten uteliggerne fra februar, april og mai i 2009. Fra tabell 10 ser vi at kjikvadratverdien ikke overskrider kritisk verdi. Dataene inneholder ikke lengre skjevhet eller kurtose. Vi kan nå beholde nullhypotesen om at residualene er normalfordelte.

Test	Kji2	P > Kji2	Konklusjon
Bera-Jarque	0,29	0,8645	Beholder H_0

Tabell 10 Bera-Jarqu-test etter datakorrigering

7.0 Resultat

I denne delen av oppgaven vil vi presentere resultatene fra regresjonsanalysene. Vi har inkludert syv makroøkonomiske faktorer som forklaringsvariabler i regresjonsanalysene for hver av virksomhetene. Disse presenteres i tabell 11 og 12. Vi delte inn selskapene etter den offentlige sektorinndelingen på Oslo Børs. Videre vil vi drøfte resultatene opp mot teorien vi presenterte i kapittel 3.

	ENERGI						FINANS			
	DNO	EQNR	FRO	PGS	SUBC	TGS	AKER	DNB	GJF	STB
R ²	0,1599	0,4884	0,2005	0,3194	0,4693	0,3479	0,4103	0,4263	0,1026	0,2550
Adjusted R ²	0,1059	0,4556	0,1477	0,2757	0,4362	0,3064	0,3017	0,3895	0,0287	0,2081
P-verdi	0,0069	0,0000	0,0010	0,0000	0,0000	0,0000	0,0033	0,0000	0,2206	0,0000
FTSE 100	0,1526 (0,7511)	0,7185*** (0,000)	-1,1287 (0,0502)	1,5693** (0,0035)	0,8798** (0,0032)	1,1225*** (0,0004)	1,0820* (0,0372)	0,5654* (0,0174)	0,1470 (0,4963)	0,3447 (0,3449)
S&P 500	0,5660 (0,2789)	-0,1219 (0,4169)	1,9468*** (0,0003)	0,0442 (0,9279)	0,3235 (0,2347)	-0,0119 (0,9671)	0,4789 (0,2878)	0,7032** (0,0017)	0,3112 (0,1461)	0,8784* (0,0124)
Oljepris	0,4561** (0,0052)	0,2757*** (0,000)	0,0935 (0,5760)	0,5299*** (0,0005)	0,3216*** (0,0002)	0,2461** (0,0043)	0,1250 (0,3915)	0,0766 (0,2431)	-0,1056 (0,0850)	0,1699 (0,1030)
NIBOR3M	-7,5568 (0,4280)	-0,3835 (0,8887)	-13,8603 (0,1584)	0,6728 (0,8818)	-0,3241 (0,9006)	-1,7795 (0,5045)	24,0373 (0,2615)	1,9950 (0,6596)	-4,3305 (0,5258)	0,0777 (0,9813)
GNOR10Y	-0,3644 (0,4520)	-0,2809* (0,0413)	0,1080 (0,8253)	0,2586 (0,5540)	-0,0840 (0,7358)	0,1237 (0,6281)	-5,0961 (0,5769)	-0,1819 (0,3599)	-0,0647 (0,6998)	0,1058 (0,7371)
ESG	-0,0126 (0,6350)	0,0107* (0,0304)	0,0528 (0,0658)	-0,0194 (0,2807)	0,0346*** (0,0009)	-0,0391 (0,1016)	0,02876 (0,1569)	-0,0037 (0,6733)	0,0041 (0,5035)	-0,0108 (0,4764)
Kredittrating	-0,0363 (0,1976)	0,0016 (0,7987)	-0,0152 (0,3655)	0,0042 (0,8891)	-0,0294* (0,0207)	0,0055 (0,5564)	-0,0092 (0,6356)	-0,4962 (0,7082)	0,0017 (0,7306)	1,6444 (0,5813)
*** 0.05										
** 0.01										
* 0.001										

	INDUSTRI			KOMMUNIKASJON		KONSUMVARER			MATERIALER	
	GOGL	NAS	TOM	SCHA	TEL	LSG	MOWI	ORK	NHY	YAR
R ²	0,3042	0,3200	0,1612	0,3903	0,2794	0,2800	0,3894	0,1885	0,4427	0,2728
Adjusted R ²	0,2448	0,2633	0,1007	0,3508	0,2331	0,1360	0,3495	0,1364	0,4075	0,2274
P-verdi	0,0000	0,0000	0,0107	0,0000	0,0000	0,0916	0,0000	0,0015	0,0000	0,0000
FTSE 100	-0,2479 (0,6665)	0,3188 (0,5787)	-0,1874 (0,4774)	0,5233 (0,1147)	0,5244** (0,0061)	-0,3101 (0,5830)	0,0423*** (0,0000)	0,5116* (0,0190)	0,9471*** (0,0005)	0,7970* (0,0179)
S&P 500	1,6407** (0,0042)	1,7344** (0,0021)	0,6216* (0,0162)	1,2457*** (0,0000)	0,2107 (0,2312)	-0,4656 (0,3219)	-0,0238 (0,9056)	0,1399 (0,4810)	0,5957* (0,0164)	0,5008 (0,0987)
Oljepris	0,4065* (0,0128)	-0,4002* (0,0102)	0,1574 (0,0526)	-0,1825 (0,0608)	-0,0848 (0,1079)	0,2908 (0,0745)	0,0411 (0,6448)	-0,0458 (0,4450)	-0,1179 (0,1198)	-0,1431 (0,1264)
NIBOR3M	-20,6530 (0,2648)	5,9418 (0,7500)	6,7502 (0,3057)	0,8767 (0,7701)	-1,7658 (0,2888)	0,0777 (0,7334)	-34,4097*** (0,0000)	-0,6345 (0,7430)	-8,0644 (0,0843)	-1,9041 (0,5181)
GNOR10Y	0,3152 (0,4768)	0,7433 (0,0872)	0,0669 (0,7525)	0,0412 (0,8825)	-0,2754 (0,0805)	0,1935 (0,2477)	-0,8684** (0,0011)	0,2483 (0,1720)	0,0061 (0,9787)	-0,4485 (0,1052)
ESG	-0,0250 (0,0889)	0,0962** (0,0026)	-0,0077 (0,4368)	0,0085 (0,4426)	0,0004 (0,9466)	0,0855** (0,0054)	0,0128 (0,2929)	0,0100 (0,3520)	-0,0193 (0,0678)	-0,3821 (0,7553)
Kredittrating	0,0056 (0,8237)	0,0009 (0,9734)	-0,0063 (0,6026)	0,0443 (0,8891)	0,0177 (0,0603)	0,0154 (0,5621)	1,7065*** (0,0000)	-0,0039 (0,5680)	-0,0009 (0,9392)	0,0037 (0,7726)
*** 0.05										
** 0.01										
* 0.001										

Tabell 11 og 12 Regresjonsanalyse

7.1 Diskusjon

I dette delkapittelet vil vi sektorvis presentere resultatene for hvert av selskapene i alfabetisk rekkefølge.

7.1.1 Energi

Seks av selskapene i denne oppgaven tilhører energisektoren. Energisektoren er dermed den sektoren med flest virksomheter i denne oppgaven.

DNO

Bare en variabel i modellen, oljepris, er signifikant for DNO. Dette resulterer i en lav justert R^2 på 10,59 prosent. Oljeprisen er signifikant på 95-prosentnivå med en betaverdi på 0,4561. Vi kan med 95 prosent sikkerhet si at 1 prosent økning i oljeprisen vil føre til at avkastningen til DNO økes med 0,4561 prosent. Da DNO er en olje-og gassoperatør er det forventet at oljeprisen har signifikant, positiv påvirkning på aksjeavkastningen. Da Norge eksporterer mye olje og gass, særlig til Storbritannia, er det noe overraskende at den britiske indeksen ikke er signifikant for DNO.

Equinor

Fire av variablene i modellen er signifikante for Equinor. Dette resulterer i justert R^2 på 45,56 prosent. Dette er høyeste justert R^2 for samtlige av selskapene. Den britiske indeksen og oljeprisen er positiv signifikant på 0,1-prosentnivå. Vi antar at dette, også for Equinor, skyldes at selskapet bedriver olje - og gassvirksomhet, samt at mye av norsk olje og gass eksporteres til Storbritannia. Lange renter og ESG-rater er signifikante på 5-prosentnivå. Lange renter har signifikant negativ innvirkning på aksjeavkastningen, mens ESG-rater har signifikant, positiv innvirkning på aksjeavkastningen. Ifølge dividendemodellen vil dagens verdi på en aksje reduseres når den lange renten øker. Det skyldes at det benyttes en høyere faktor for å neddiskontere de fremtidige kontantstrømmene. Det ser ut som dette er tilfellet for Equinor. Equinor har de siste årene utvidet virksomheten fra rendyrket olje- og gassvirksomhet til også å inkludere vind- og solenergi. Vi antar at dette er en medvirkende årsak til at ESG-raterne er signifikante.

Frontline

For Frontline er kun en variabel signifikant innenfor 95 prosent. Justert R^2 er 14,77 prosent. Den amerikanske indeksen er signifikant positiv på 0,1-prosentnivå. Frontline er notert både på Oslo Børs og New York Stock Exchange, noe som forklarer at den amerikanske indeksen positivt påvirker aksjeavkastningen. Frontline driver transport av råolje og raffinerte produkter, og det er derfor overraskende at oljeprisen, og dermed også FTSE 100, ikke er signifikant.

PGS

To variabler, oljepris og den britiske indeksen, er signifikante for PGS. Dette resulterer i justert R^2 på 27,57 prosent. Oljepris er signifikant på 0,1-prosentnivå, mens FTSE 100 er signifikant på 1-prosentnivå. FTSE 100 og oljepris har begge signifikant, positiv påvirkning på aksjeavkastningen. Det betyr at en økning i oljeprisen og/eller den britiske indeksen vil øke avkastningen for PGS. Resultatet var forventet.

Subsea 7

For Subsea 7 er fire av variablene signifikante, og justert R^2 har en relativt høy verdi på 43,62. FTSE 100, oljepris og ESG har signifikant, positiv påvirkning på aksjeavkastningen. Oljepris og ESG er signifikante på 0,1-prosentnivå, mens den britiske indeksen er signifikant på 1-prosentnivå. Subsea 7 er et oljeserviceselskap, og vi forventet at oljepris og dermed også FTSE 100 ville ha en innvirkning på aksjeavkastningen. Subsea 7 har i de senere årene økt sitt fokus på tjenester innen offshore vindkraft. Vi antar at dette forklarer signifikante ESG-rater. Kredittrating er signifikant på 5-prosentnivå og har signifikant, negativ påvirkning på aksjeavkastningen. En økning i kredittratingen vil dermed føre til en reduksjon i avkastningen. Dette sammenfaller med resultatene til Schei & Yndestad (2014), samt med grunnleggende prinsipper i finans. Ved lavere kredittrating vil risikoen være høyere og en investor vil derfor kreve en høyere risikopremie.

TGS-NOPEC Geophysical Company

I dette tilfellet er to av variablene, FTSE 100 og oljepris, positivt signifikante på henholdsvis 0,1 prosent og 1 prosent. Vi ser at FTSE 100 har en relativt høyere påvirkning enn oljepris på aksjeavkastning for TGS. Justert R^2 er forholdsvis høy på 30,64. Energisektoren tatt i betraktning, var resultatet for TGS som forventet.

7.1.2 Finans

Finanssektoren er nest største sektor målt etter antall selskaper i denne oppgaven. Den består av fire selskaper.

Aker

Den britiske indeksen er eneste signifikante variabel for Aker. Den er positiv signifikant på 5-prosentnivå. Justert R^2 er relativt høy på 30,17. Da FTSE 100 er eneste signifikante variabel, betyr det at hele justert R^2 bygger på denne ene variabelen. Aker er et industrielt investeringsselskap som skaper verdier gjennom aktivt eierskap. De investerer mye i olje- og gasssektoren. Da mye av norsk olje eksporteres til Storbritannia, er det naturlig at den britiske børsen påvirker aksjeavkastningen. Samtidig er det overraskende at oljeprisen ikke har signifikant påvirkning på aksjeavkastningen.

DNB

To av variablene er positivt signifikante i modellen for DNB. FTSE 100 er signifikant på 5-prosentnivå, mens S&P 500 er signifikant på 1-prosentnivå. Begge variabler for internasjonal økonomi påvirker dermed aksjeavkastningen til DNB. Justert R^2 er relativt høy på 38,95 prosent. DNB er et internasjonalt konsern og en av verdens ledende shippingbanker. Dette kan forklare at aksjeavkastningen påvirkes av internasjonal økonomi.

Gjensidige

Ingen av de makroøkonomiske variablene er signifikante innenfor 95 prosent for Gjensidige. Som følge av dette, har Gjensidige laveste justert R^2 for samtlige av selskapene på kun 2,87 prosent. Forklaringsgraden for Gjensidige er så lav at ingen av variablene påvirker aksjeavkastningen i nevneverdig grad. Selskaper i finanssektoren blir sett på som svært stabile. En investor vil derfor ikke kreve risikopremie for investeringer i finanssektoren på samme måte som i andre, mer risikable sektorer. Dette kan være en medvirkende årsak til at de makroøkonomiske variablene ikke treffer selskapene i finanssektoren like godt som i de andre sektorene.

Storebrand

Den amerikanske indeksen er eneste signifikante variabel for Storebrand. Den er positiv signifikant på 5-prosentnivå. Justert R^2 er 20,81 prosent. Da S&P 500 er eneste signifikante

variabel, ser vi at hele justert R^2 baserer seg på denne variabelen. Storebrand blir betraktet som en stabil aktør i aksjemarkedet, og vi antar at det er årsaken til at få av variablene har signifikant innvirkning på aksjeavkastningen. Samtidig kan man anta at aksjeavkastningen i noen grad kan påvirkes av bevegelser i en av verdens største økonomier.

7.1.3 Industri

Industrisektoren består i denne oppgaven av tre selskaper.

Golden Ocean Group

To av variablene er signifikante for Golden Ocean Group. S&P 500 og oljepris er positivt signifikante på henholdsvis 1- og 5-prosentnivå. Justert R^2 er på 24,48 prosent. Golden Ocean Group er et tørrlastrederi registrert i Bermuda. Etterspørselen etter denne type transport blir i stor grad påvirket av den økonomiske aktiviteten i resten av verden. Da USA er en av verdens største økonomier er det ikke uventet at aksjeavkastningen påvirkes av den amerikanske indeksen. Det er noe overraskende at oljeprisen har negativ innvirkning på Golden Ocean Group.

Norwegian Air Shuttle

Tre av variablene er signifikante for Norwegian. S&P 500 og ESG-rater er positivt signifikante på 1-prosentnivå, mens oljepris er negativ signifikant på henholdsvis 5-prosentnivå. Justert R^2 er 26,33 prosent. Norwegian-konsernet har hel- og deleide datterselskaper i store deler av verden, og det er derfor forventet at aksjeavkastningen skal påvirkes av indeksen på børsen i en av verdens største økonomier. En nedgang i oljeprisen vil føre til sparte drivstoffkostnader for Norwegian, noe som kan forklare at oljeprisen har negativ innvirkning på aksjeavkastningen. Videre har selskapet investert i bærekraftige løsninger for luftfart, noe som kan slå ut i at ESG-raterne er signifikante.

Tomra

Kun en variabel er signifikant for Tomra. Den amerikanske indeksen er positiv signifikant på 1-prosentnivå. Justert R^2 er 10,07 prosent. Tomra driver virksomhet i alle deler av verden, og har store kundemasser i USA. Dette forklarer at S&P 500 har positiv innvirkning på aksjeavkastningen.

7.1.4 Kommunikasjon

Kommunikasjonssektoren består i denne oppgaven av to selskaper.

Schibsted serie A

En variabel er signifikant for Schibsted. Den amerikanske indeksen er positiv signifikant på 0,1-prosentnivå. Justert R^2 er relativt høy på 35,08 prosent. Schibsted opererer flere steder i Europa. Det er derfor noe overraskende at det er den amerikanske indeksen, og ikke den britiske, som er signifikant i modellen.

Telenor

En variabel er signifikant for Telenor. Den britiske indeksen er positiv signifikant på 1-prosentnivå. Justert R^2 er på 23,31 prosent. Telenor driver virksomhet i mange land, særlig i Europa og Asia. Dette kan forklare at den britiske indeksen på Europas største børs har positiv innvirkning på aksjeavkastningen.

7.1.5 Konsumvarer

Konsumsektoren består i denne oppgaven av tre selskaper.

Lerøy Seafood Group

En variabel er signifikant for Lerøy. ESG-rater er positivt signifikante på 1-prosentnivå. Justert R^2 er 13,6 prosent. Lerøy jobber stadig med å utvikle matproduksjonen i mer bærekraftig retning. Dette kan forklare at ESG-rater er signifikant i modellen. Dette samsvarer med funnene i undersøkelsen til Statman & Gulshkov (2009). Omtrent 95 prosent av sjømaten som fiskes eller produseres i Norge blir eksportert til utlandet. Det er derfor noe overraskende at internasjonal økonomi ikke har innvirkning på aksjeavkastning.

Mowi

Fire av variablene er signifikante for Mowi. Den britiske indeksen, korte renter og kredittrating er signifikante på 0,1-prosentnivå, mens lange renter er signifikante på 1-prosentnivå. FTSE 100 og kredittrating har positiv innvirkning på aksjeavkastning, mens både korte og lange renter har negativ innvirkning på aksjeavkastning. Justert R^2 er relativt høy på 34,95 prosent. Vi forventet at internasjonal økonomi ville ha signifikant innvirkning, da mye av sjømaten produsert i Norge eksporteres. Vi legger merke til at betaverdien er svært høy for korte renter.

Dette betyr at en økning i rentene vil føre til betydelig lavere aksjeavkastning for Mowi, ifølge modellen. Begge rentemålene slår negativt ut for aksjeavkastningen til Mowi. Dette samsvarer med tidligere forskning. Blant annet finner Gjerde & Sættem (1999) at NIBOR har negativ innvirkning på det norske aksjemarkedet. Som tidligere nevnt kan dividendemodellen forklare at lange renter har negativ innvirkning på aksjeavkastning. I tillegg er bransjen i dag mer kapitalintensiv, noe som fører til at lønnsomheten i større grad påvirkes av renteendringer. Vi ser også at kredittrater har positiv påvirkning på aksjeavkastningen. Dette er overraskende da vi ikke har sett det i tidligere forskning.

Orkla

Kun en av variablene er signifikante for Orkla. Den britiske indeksen er positiv signifikant på 5-prosentnivå. Justert R^2 er på 13,64 prosent og baserer seg i helhet på den britiske indeksen. Orkla har inngått en avtale om å kjøpe 85 prosent av aksjene i det britiske selskapet Orchard Valley Foods Limited, og leverer i tillegg merkevarer til land både i Europa og Asia. Dette kan forklare, i tillegg til at London Stock Exchange er viktig i europeisk perspektiv, at den engelske børsen positivt påvirker aksjeavkastningen.

7.1.6 Materialer

Materialsektoren består i denne oppgaven av to selskaper.

Norsk Hydro

To av variablene er signifikante for Norsk Hydro. Den britiske og amerikanske indeksen er positivt signifikante på henholdsvis 0,1- og 5-prosentnivå. Justert R^2 er relativt høy på 40,75 prosent. Norsk Hydro produserer store mengder aluminium som eksporteres til utlandet. Dette kan forklare at de internasjonale indeksene har positiv påvirkning på aksjeavkastningen.

Yara International

En variabel er signifikant for Yara. Den britiske indeksen er positiv signifikant på 5-prosentnivå. Justert R^2 er 22,74 prosent. At den britiske indeksen har positiv innvirkning på aksjeavkastningen kan forklares av at Yara driver internasjonal virksomhet.

8.0 Konklusjon

Vi har i denne oppgaven forsøkt å beskrive utviklingen til selskaper notert på OBX-indeksen med syv ulike makroøkonomiske variabler. Vi har inkludert ESG- og kredittrater som variabler da det finnes mindre forskning på disse variablene, blant annet fordi fokuset rundt ESG-rater øker i stor grad.

Vi har gjennomført undersøkelsen ved hjelp av lineær regresjon med OLS som estimeringsteknikk. Vi har valgt å lage modeller for 20 av selskapene på OBX-indeksen. Videre har vi testet samtlige av modellene for stasjonaritet og multikollinearitet, i tillegg til de ulike forutsetningene for OLS-modeller.

Med utgangspunkt i regresjonsanalysene finner vi at den britiske og/eller den amerikanske indeksen påvirker majoriteten av virksomhetene på OBX-indeksen. Årsaker til dette kan være at mange av virksomhetene driver eksport til utlandet. Storbritannia er en av Norges viktigste handelspartnere. Videre er amerikansk økonomi en av verdens største, og det er rimelig å anta at en mindre økonomi som den norske vil påvirkes av den. Dette samsvarer med tidligere forskning utført av Svarttjernet & Ulsrud (2016), samt Dyrnes (2006). Vi ser, i likhet med Svarttjernet & Ulsrud (2016), at innvirkningen fra FTSE 100 på aksjeavkastningen er lav eller fraværende for majoriteten av selskapene i konsumsektoren. Dette er overraskende, da mye av norsk sjømat eksporteres til Storbritannia. Samtidig antas det at konsumvarer blir mindre påvirket av svingninger i markedet, fordi de blir sett på som mindre konjunktursensitive.

Vi ser at det er relativt høy korrelasjon mellom FTSE 100 og S&P 500. Det kan skyldes at det amerikanske markedet påvirker det europeiske markedet. Vi mistenker at denne korrelasjonen skjuler påvirkningen fra det amerikanske markedet i påvirkningen fra det europeiske markedet, og at det på den måten eksisterer en spuriøs effekt på Oslo Børs. For å undersøke dette kjørte vi en ny regresjonsanalyse for selskapene uten FTSE 100 som variabel. For majoriteten ble da S&P 500 positivt signifikant, uten at justert forklaringsgrad ble nevneverdig redusert.

Verdensøkonomien og finansmarkedene preges i stor grad av utviklingen i oljeprisen. Vi finner at oljeprisen har innvirkning på aksjeavkastningen til majoriteten av selskapene både i energisektoren og industrisektoren. Dette samsvarer med tidligere forskning fra Næs et al. (2009), som finner at oljeprisen påvirker enkeltaksjer uten at den er en systematisk risikofaktor.

I tillegg finner Næs et al. (2009) at ulike porteføljer på Oslo Børs er positivt korrelert med endringer i oljeprisen. Også dette samsvarer med funn fra vår studie, da oljepris har positiv innvirkning på aksjeavkastningen for majoriteten av selskapene i energisektoren.

Som forventet finner vi ingen signifikant sammenheng mellom korte renter og aksjeavkastning for selskapene, med unntak av Mowi. Dette støttes ikke av tidligere forskning utført i Norge (Gjerde & Sættem, 1999). På en annen side fant ikke Campbell (1987) eller Lee (1992) den samme sammenhengen for amerikanske data. Videre finner vi ingen sammenheng mellom lange renter og aksjeavkastning, med unntak av to selskaper. Dette var noe overraskende, spesielt for finanssektoren, da en økning i lange renter signaliserer økt vekst i økonomien og vil påvirke deres inntjening i stor grad. Tidligere studier, blant annet Campbell (1987) og Svarttjernet & Ulsrud (2016), finner at lange renter har signifikant innvirkning på aksjeavkastning.

For enkelte av selskapene finner vi positiv sammenheng mellom ESG-rater og aksjeavkastningen. Vi forventet positiv innvirkning på grunn av det stadig økende fokuset på ESG-rater. ESG-ratingene påvirker forøvrig aksjeavkastningen i liten grad, da betaverdiene er lave. Sammenhengen gjelder ikke for majoriteten av selskapene. Dette er noe overraskende, selv om tidligere forskning på temaet er noe uklart.

Vi finner ingen sammenheng mellom kredittrater og aksjeavkastning, med unntak av to selskaper. Dette var uventet, til tross for motstridende forskning på temaet. Blant annet fant Schei & Yndestad (2014), som har benyttet norske data, sammenheng mellom kredittrater og aksjeavkastning. Samtidig støttes våre funn av resultatene til Weinstein (1977).

Det er vanskelig å finne universelle resultater for de ulike sektorene. Allikevel kan vi konkludere med at enkelte av de makroøkonomiske variablene i modellen har innvirkning på aksjeavkastning. Vi finner motstridende resultater fra tidligere forskning. Vanligvis baserer de motstridende rapportene seg på andre metoder og avkastningsserier. Det vil derfor være nærliggende å anta at resultatene i de eksisterende studiene er sensitive til modeller, utvalgsperiode, avkastningsserier og andre mål. Dette kan være tema for videre forskning. Vi ser at det er vanskelig å generalisere våre funn. Det vil derfor være fruktbart å undersøke et større antall selskaper.

8.1 Feilkilder

Denne utredningen er ikke gjennomført uten feilkilder. Vi ønsker å beskrive disse feilkildene for å tydeliggjøre at våre resultater og funn har begrenset pålitelighet. Disse feilkildene må tas til vurdering ved videre forskning på temaet.

Vi har måtte benytte kubisk spline interpolering for ESG- og kredittrater. Dette er gjort i varierende omfang for de ulike virksomhetene, alt etter hvilke data vi har hatt tilgang til. Konsekvensen av dette er at vi har benyttet oss av tilnærmede tall basert på endringen i de årlige dataene. Ideelt sett ønsket vi å benytte månedlige data for både ESG- og kredittrater. Vår tilnærming er derfor grovere enn ønsket, og følgelig en feilkilde.

For å oppnå stasjonaritet har vi vært nødt til å differensiere alt av data. I enkelte tilfeller har vi måtte differensiere to ganger, såkalt andregrads differensiering. Dette gjelder kun for ESG- og kreditratingdataene. Konsekvensen av å differensiere data på denne måten er at modellen vår mister forklaringskraft, fordi langsiktig informasjon i variabelen forsvinner.

Finanskrisen startet i 2008. Dataene vi har samlet inn vil naturligvis være preget av denne hendelsen. For eksempel antar vi at aksjeavkastningen er mer volatil i perioden under og etter finanskrisen, for så å stabilisere seg i roligere perioder.

For virksomheter i finanssektoren har vi hentet kredittrater som stammer fra kreditratingbyrå, enten S&P eller Moody's. For virksomheter som ikke hører til finanssektoren har vi beregnet syntetiske kredittrater. Grunnen til dette er at virksomheter i finanssektoren typisk har lav egenkapital og mye gjeld sammenlignet med virksomheter i andre sektorer. Dette slår ut feil på en syntetisk kredittratingskala og danner et misvisende bilde. Sammenligningsgrunnlaget mellom virksomhetene i finanssektoren og virksomhetene som ikke er i finanssektoren kan derfor sies å være noe skjevt, og følgelig en feilkilde. Vi mener, alt tatt i betraktning, at det er mer korrekt å sammenligne på denne måten enn å beregne syntetiske kredittrater for alle virksomhetene uavhengig av sektor.

Referanseliste

- Amadeo, K. (2020, 13. mars). The S&P 500 and How It Works. Hentet fra <https://www.thebalance.com/what-is-the-sandp-500-3305888>
- Avramov, D., Chordia, T., Jostova, G & Philipov, A. (2009). Credit ratings and the cross-section of stock returns. *Journal of Financial Markets* 12, 469-499.
<https://doi.org/10.1016/j.finmar.2009.01.005>
- Bodie, Z., Kane, A. & Marcus, A., J. (2018). *Investments*. (11. Utgave). New York: McGraw-Hill Education.
- Breusch, T., & Pagan, A. (1979). A simple test for heteroskedasticity and random coefficient variation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 47(5), 1287-1294. Hentet fra <https://www.jstor.org/stable/1911963>
- Brooks, C. (2014). *Introductory Econometrics for Finance* (3. utg.). Cambridge: Cambridge University Press.
- Brynestad, E., I. & Johnsen, J., L. (2016). Publisering av makroøkonomiske nøkkeltall - Hvordan reagerer det norske aksjemarkedet? (Masteroppgave, Norges Handelshøyskole). Hentet fra <https://openaccess.nhh.no/nhh-xmlui/bitstream/handle/11250/2403759/masterthesis.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Campbell, J., Y. (1987). Stock Returns and the Term Structure. *Journal of Financial Economics* 18(2), 373-399. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(87\)90045-6](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(87)90045-6)
- Cecchetti, S., G. & Schoenholtz, K., L. (2017). *Money, Banking and Financial Markets* (5. utg.). New York: McGraw-Hill Education.
- Chen, N., Roll, R. & Ross, S. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *The Journal of Business*, 59(3), 383-403. Hentet fra www.jstor.org/stable/2352710
- Choy, E., Gray, S. & Ragunathan, V. (2006). Effect of credit rating changes on Australian stock returns. *Accounting and Finance*, 46, 775-769. doi: 10.1111/j.1467-629x.2006.00192.x

Corporate Finance Institute. (2020). ESG (Environmental, Social and Governance). Hentet fra <https://corporatefinanceinstitute.com/resources/knowledge/other/esg-environmental-social-governance/>

DeBenedetti, J. (2018, 21. november). Environmental Trends in Business. Hentet fra <https://bizfluent.com/list-6656162-environmental-trends-business.html>

Defusco, R., A., McLeavey, D., W., Pinto, J., E., Runkle, D., E. & Anson, M., J., P. (2015). *Quantitative Investment Analysis*. (Third edition.). New Jersey: Wiley.

Derwall, J., Guenster, N., Bauer, R. & Koedijk, K. (2005). The Eco-efficiency Premium Puzzle. *Financial Analysts Journal* 61(2), 51-63. DOI: 10.2469/faj.v61.n2.2716

Dougherty, C. (2016). *Introduction to Econometrics* (5. utg.). Oxford: Oxford University Press.

Dyrnes, L., H. (2006). Makroøkonomiske faktorer og det norske aksjemarkedet. (Masteroppgave, Norges Handelshøyskole). Hentet fra <https://openaccess.nhh.no/nhh-xmlui/bitstream/handle/11250/169113/Dyrnes%20Liv%202006.pdf?sequence=1&isAllowed=y>

Estrella, A. & Mishkin, F., S. (1998). Predicting US Recessions: Financial Variables as Leading Indicators. *Review of Economics and Statistics*, 80(1), 45-61. Document Object Identifier (DOI): 10.3386/w5379

Fama, E., F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417. Hentet fra <https://www.jstor.org/stable/pdf/2325486.pdf?refreqid=excelsior%3A1a069c50250b98ffe653%20f6265b4c9d5a>

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. [https://doi.org/10.1016/S1042-4431\(98\)00036-5](https://doi.org/10.1016/S1042-4431(98)00036-5)

Holthausen, R., W. & Leftwich, R., W. (1986). The effect of bond rating changes on common stock prices. *Journal of Financial Economics*, 17(1), 57-89. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90006-1](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90006-1)

Hong, H. & Kacperczyk, M. (2009). The Price of Sin: The Effect of Social Norms on Markets. *Journal of Financial Economics*, 93(1), 15-36. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.09.001>

Horobet, A., Vrinceanu, G., Popescu, C. & Belascu, L. (2019). Oil price and Stock Prices of EU Financial Companies: Evidence from Panel Data Modeling. *Energies*, 12(21). <https://doi.org/10.3390/en12214072>

Hubler, J., Louargant, C., Laroche, P. & Ory, J-N. (2019). How do rating agencies' decisions impact stock markets? *Journal of Economic Surveys*, 33(4), 1173-1198. <https://doi.org/10.1111/joes.12317>

Hyndman, R., J. & Athanasopoulos, G. (2019). *Forecasting: Principles and Practice*. Melbourne, Australia: Otexts. Hentet fra <https://otexts.com/fpp3/>

James, G., Witten, D. & Tibshirani, T., H., R. (2013). *An Introduction to Statistical Learning*. New York: Springer Science + Business Media.

Jones, C., M. & Kaul, G. (1996). Oil and the Stock Markets. *Journal of Finance* 51(2), 463-491. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb02691.x>

Kaneko, T. & Lee, B. (1995). Relative Importance of Economic Factors in the U.S. and Japanese Stock Markets. *Journal of the Japanese and International Economies* 9(3), 290-307. <https://doi.org/10.1006/jjie.1995.1015>

Kendall, M., G. (1953). The Analysis of Economic Time-Series-Part I: Prices. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 116(1), 11-34. Hentet fra <https://www.jstor.org/stable/2980947>

Knivsfå, K., H. (2019). Forelesningsnotater BUS440A nr. 3 høst 2019 - Rekneskapsanalyse - Ramme og "trailing". Hentet fra <http://course.nhh.no/master/BUS440/plansjar/2020/BUS440%20-%2003%20-%202020.pdf>

Knivsflå, K., H. (2019). Forelesningsnotater BUS440A nr. 9 høst 2019 – Kredittvurdering - syntetisk rating. Hentet fra <http://course.nhh.no/master/BUS440/plansjar/2020/BUS440%20-%2009%20-%202020.pdf>

Kruege, M. & Tysnes, H., Y. (2011). Et makroøkonomisk perspektiv på aksjemarkedet i Norge og USA. (Masteroppgave, Norges Handelshøyskole). Hentet fra <https://openaccess.nhh.no/nhh-xmlui/bitstream/handle/11250/168943/Kruege%202011.pdf?sequence=1&isAllowed=y>

Landi, G. & Sciarelli, M. (2019). Towards a more ethical market: the impact of ESG rating on corporate financial performance. *Social Responsibility Journal* 15(1), 11-27. DOI 10.1108/SRJ-11-2017-0254

Langeland, J., A. & Ugland, L., K. (2019). (Masteroppgave, BI Norwegian Business School). Hentet fra <https://biopen.bi.no/bi-xmlui/bitstream/handle/11250/2626286/2282974.pdf?sequence=3&isAllowed=y>

Lee, B. (1992). Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation. *The Journal of Finance* 47(4), 1591-1603. Hentet fra <https://www.jstor.org/stable/2328955>

Lintner, J. (1965). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *The journal of finance*, 20(4):587–615.

London Stock Exchange Group. (2019). *FTSE 100 Stocks Listed in London*. Hentet fra <https://www.londonstockexchange.com/prices-and-markets/stocks/ftse100/2019report.pdf>

Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The journal of finance*, 7(1):77–91.

Martinez, M.A., Rubio, G., (1989). Arbitrage pricing with macroeconomic variables: An empirical investigation using Spanish data. Working Paper, Universidad del Pais Vasco.

Mossin, J. (1966). Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica: Journal of the econometric society*, pages 768–783.

NBIM. (2009, 23. desember). Norges Banks vurdering av det teoretiske og empiriske grunnlaget for aktiv forvaltning og vår forvaltningsstrategi for forvaltningen av Statens pensjonsfond utland. Hentet fra <https://www.nbim.no/globalassets/documents/submissions/2009/brev-23-12-09-vedlegg.pdf>

Nordlie, H. (2019, 21. oktober). Økonomi og næringsliv i USA, Store norske leksikon. Hentet fra https://snl.no/Økonomi_og_næringsliv_i_USA

Norges Bank, (2020, 20. mars). Endringer i styringsrenten. Hentet fra <https://www.norges-bank.no/tema/pengepolitikk/Styringsrenten/Styringsrenten-Oversikt-over-rentemoter-og-endringer-i-styringsrenten/>

Norsk petroleum. (2019, 8. mars). Eksport av olje og gass. Hentet fra <https://www.norskpetroleum.no/produksjon-og-eksport/eksport-av-olje-og-gass/>

Norske Finansielle Referanser AS (2019, 2. desember). Nibor Calculation Methodolgy. Hentet fra <https://www.referanserenter.no/wp-content/uploads/2019/12/1-1-Nibor-Calculation-Methodology-V1.0-p.pdf>

Næs, R., Skjeltorp, J., A. & Ødegaard, B., A. (2009). What factors affect the Oslo Stock Exchange? *Norges Bank, Working Paper*. Hentet fra https://norges-bank.brage.unit.no/norges-bank-xmlui/bitstream/handle/11250/2497617/norges_bank_working_paper_2009_24.pdf?sequence=1&isAllowed=y

Oslo Børs, (u. å.). Innsidehandel/meldeplikt for primærinnsidere. Hentet fra <https://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Handel/Markedsovervaaking/Innsidehandel>

Oslo Børs. (u. å.). OBX Total Return Index. Hentet fra <https://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#!/details/OBX.OSE/overview>

Peiró, A. (2016). Stock prices and macroeconomic factors: Some European evidence. *International Review of Economics and Finance* 41, 287-294. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2015.08.004>

- Poon, S. & S., J. Taylor (1991). Macroeconomic Factors and the UK Stock Market. *Journal of Business Finance and Accounting* 18(5), 619-636. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.1991.tb00229.x>
- PwC & Norske Finansanalytikeres Forening (2019, desember). Risikopremien i det norske markedet. Hentet fra <https://www.pwc.no/no/publikasjoner/pwc-risikopremie-2019.pdf>
- Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3):341 – 360.
- Schei, I., N. & Yndestad, C., R. (2014). Ulike kredittratingers innvirkning på aksjeavkastning. (Masteroppgave, Norges Handelshøyskole). Hentet fra <https://openaccess.nhh.no/nhh-xmlui/bitstream/handle/11250/275817/Masterthesis.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, 19(3):425–442.
- Statistisk sentralbyrå. (2019). Dette er Norge 2019. Hentet fra <https://dette-er-norge.ssb.no/vekst-og-velstand>
- Statistisk sentralbyrå. (2020). Fakta om Norsk økonomi. Hentet fra <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/faktaside/norsk-okonomi>
- Statman, M. & Glushkov, D. (2009). The Wages of Social Responsibility. *Financial Analysts Journal*, 65(4), 33-46. <https://doi.org/10.2469/faj.v65.n4.5>
- Svarttjernet, Ø. & Ulsrud, J. (2016). Makroøkonomiske faktorerers påvirkning på Oslo Børs. (Masteroppgave, Norges Handelshøyskole). Hentet fra <https://openaccess.nhh.no/nhh-xmlui/bitstream/handle/11250/2407191/masterthesis.PDF?sequence=1&isAllowed=y>
- S&P Global. (u. å.). Understanding Ratings. Hentet fra <https://www.spglobal.com/ratings/en/about/understanding-ratings>
- Weinstein, M. (1977). The effect of a rating change announcement on bond price. *Journal of Financial Economics*, 5(3), 329-350. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(77\)90042-3](https://doi.org/10.1016/0304-405X(77)90042-3)

Appendiks

Appendiks A: Definisjon av variablene

Variabel	Definisjon	Kilde
FTSE 100	$\Delta FTSE100_t = \ln\left(\frac{FTSE100_t}{FTSE100_{t-1}}\right)$	Yahoo Finance
S&P 500	$\Delta S\&P500_t = \ln\left(\frac{S\&P500_t}{S\&P500_{t-1}}\right)$	Yahoo Finance
Oljepris	$\Delta Olje_t = \ln\left(\frac{Olje_t}{Olje_{t-1}}\right)$	Federal Reserve Bank of St. Louis
Korte renter	$\Delta NIBOR3M_t = Rente_t - Rente_{t-1}$	Norges Bank
Lange renter	$\Delta GNOR10YR_t = Rente_t - Rente_{t-1}$	Norges Bank
ESG-rating	$\Delta ESG_t = \ln\left(\frac{ESG_t}{ESG_{t-1}}\right)$	Datastream
Kredittrating	$\Delta Kreditt_t = \ln\left(\frac{Kreditt_t}{Kreditt_{t-1}}\right)$	Syntetisk kredittrating

Appendiks B: Kritiske verdier for Dickey-Fuller t-fordeling

Kritiske verdier for Dickey-Fuller t-distribution

Utvalgsstørrelse	Med trend		Uten trend	
	1 %	5 %	1 %	5 %
T = 25	-3,75	-3,00	-4,38	-3,60
T = 50	-3,58	-2,93	-4,15	-3,50
T = 100	-3,51	-2,89	-4,04	-3,45
T = 250	-3,46	-2,88	-3,99	-3,43
T = 500	-3,44	-2,87	-3,98	-3,42
T = ∞	-3,43	-2,86	-3,96	-3,41

Appendiks C: Resultat av modellens forutsetninger uten uteliggere

	ENERGI						FINANS			
	DNO	EQNR	FRO	PGS	SUBC	TGS	AKER	DNB	GJF	STB
Breusch-Pagan-test										
Kji2	3,04	5,13	12,82	1,53	1,03	9,26	6,18	3,61	7,65	11,45
Prob > Kji2	0,8806	0,6447	0,0765	0,9811	0,9944	0,2343	0,5182	0,8230	0,3641	0,1199
Durbon-Watson-test	2,1592	1,9439	1,8881	1,7586	2,1893	1,8875	1,8634	1,956	1,9544	2,2167
Jarque-Bera-test										
Kji2	0,27	0,37	0,08	0,62	0,35	0,08	0,56	0,29	0,31	0,58
P > Kji2	0,8719	0,8319	0,9609	0,7325	0,8364	0,9618	0,7556	0,8645	0,8529	0,7458
P (Skjevhet)	0,7360	0,5290	0,7855	0,4420	0,5305	0,9925	0,8895	0,6940	0,5535	0,4910
P (Kurtose)	0,6645	0,8685	0,9780	0,7790	0,9995	0,7680	0,3835	0,6935	0,8075	0,6895

	INDUSTRI			KOMMUNIKASJON		KONSUMVARER			MATERIALER	
	GOGL	NAS	TOM	SCHA	TEL	LSG	MOWI	ORK	NHY	YAR
Breusch-Pagan-test										
Kji2	3,45	8,03	2,83	4,50	4,76	7,11	6,19	4,53	4,45	12,31
Prob > Kji2	0,8401	0,3293	0,8996	0,7205	0,6890	0,4173	0,5176	0,7166	0,7257	0,0908
Durbon-Watson-test	2,0527	2,2760	2,1551	2,2882	2,0932	1,9292	2,0672	2,261	2,1952	1,9562
Jarque-Bera-test										
Kji2	0,33	0,94	1,39	0,06	0,31	0,07	0,61	0,45	0,0928	0,16
P > Kji2	0,8459	0,6250	0,4983	0,9713	0,8561	0,9636	0,7381	0,7977	0,9547	0,9235
P (Skjevhet)	0,5390	0,5330	0,4255	0,8930	0,7525	0,9890	0,8125	0,7610	0,8505	0,8550
P (Kurtose)	0,8930	0,3945	0,3190	0,8355	0,6165	0,7620	0,4115	0,5310	0,7875	0,7040

Appendiks D: Kritiske verdier for Durbin-Watson statistikk. Fra White & Savin (1977)

Table A-2
Models with an intercept (from Savin and White)

Durbin-Watson Statistic: 5 Per Cent Significance Points of dL and dU

n	k'=1		k'=2		k'=3		k'=4		k'=5		k'=6		k'=7		k'=8		k'=9		k'=10		
	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	dL	dU	
6	0.610	1.400	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
7	0.700	1.356	0.467	1.896	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
8	0.763	1.332	0.559	1.777	0.367	2.287	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
9	0.824	1.320	0.629	1.699	0.455	2.128	0.296	2.588	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
10	0.879	1.320	0.697	1.641	0.525	2.016	0.376	2.414	0.243	2.822	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
11	0.927	1.324	0.758	1.604	0.595	1.928	0.444	2.283	0.315	2.645	0.203	3.004	---	---	---	---	---	---	---	---	---
12	0.971	1.331	0.812	1.579	0.658	1.864	0.512	2.177	0.380	2.506	0.268	2.832	0.171	3.149	---	---	---	---	---	---	---
13	1.010	1.340	0.861	1.562	0.715	1.816	0.574	2.094	0.444	2.390	0.328	2.692	0.230	2.985	0.147	3.266	---	---	---	---	---
14	1.045	1.350	0.905	1.551	0.767	1.779	0.632	2.030	0.505	2.296	0.389	2.572	0.286	2.848	0.200	3.111	0.127	3.360	---	---	---
15	1.077	1.361	0.946	1.543	0.814	1.750	0.685	1.977	0.562	2.220	0.447	2.471	0.343	2.727	0.251	2.979	0.175	3.216	0.111	3.438	---
16	1.106	1.371	0.982	1.539	0.857	1.728	0.734	1.935	0.615	2.157	0.502	2.388	0.398	2.624	0.304	2.860	0.222	3.090	0.155	3.304	---
17	1.133	1.381	1.015	1.536	0.897	1.710	0.779	1.900	0.664	2.104	0.554	2.318	0.451	2.537	0.356	2.757	0.272	2.975	0.198	3.184	---
18	1.158	1.391	1.046	1.535	0.933	1.696	0.820	1.872	0.710	2.060	0.603	2.258	0.502	2.461	0.407	2.668	0.321	2.873	0.244	3.073	---
19	1.180	1.401	1.074	1.536	0.967	1.685	0.859	1.848	0.752	2.023	0.649	2.206	0.549	2.396	0.456	2.589	0.369	2.783	0.290	2.974	---
20	1.201	1.411	1.100	1.537	0.998	1.676	0.894	1.828	0.792	1.991	0.691	2.162	0.595	2.339	0.502	2.521	0.416	2.704	0.336	2.885	---
21	1.221	1.420	1.125	1.538	1.026	1.669	0.927	1.812	0.829	1.964	0.731	2.124	0.637	2.290	0.546	2.461	0.461	2.633	0.380	2.806	---
22	1.239	1.429	1.147	1.541	1.053	1.664	0.958	1.797	0.863	1.940	0.769	2.090	0.677	2.246	0.588	2.407	0.504	2.571	0.424	2.735	---
23	1.257	1.437	1.168	1.543	1.078	1.660	0.986	1.785	0.895	1.920	0.804	2.061	0.715	2.208	0.628	2.360	0.545	2.514	0.465	2.670	---
24	1.273	1.446	1.188	1.546	1.101	1.656	1.013	1.775	0.925	1.902	0.837	2.035	0.750	2.174	0.666	2.318	0.584	2.464	0.506	2.613	---
25	1.288	1.454	1.206	1.550	1.123	1.654	1.038	1.767	0.953	1.886	0.868	2.013	0.784	2.144	0.702	2.280	0.621	2.419	0.544	2.560	---
26	1.302	1.461	1.224	1.553	1.143	1.652	1.062	1.759	0.979	1.873	0.897	1.992	0.816	2.117	0.735	2.246	0.657	2.379	0.581	2.513	---
27	1.316	1.469	1.240	1.556	1.162	1.651	1.084	1.753	1.004	1.861	0.925	1.974	0.845	2.093	0.767	2.216	0.691	2.342	0.616	2.470	---
28	1.328	1.476	1.255	1.560	1.181	1.650	1.104	1.747	1.028	1.850	0.951	1.959	0.874	2.071	0.798	2.188	0.723	2.309	0.649	2.431	---
29	1.341	1.483	1.270	1.563	1.198	1.650	1.124	1.743	1.050	1.841	0.975	1.944	0.900	2.052	0.826	2.164	0.753	2.278	0.681	2.396	---
30	1.352	1.489	1.284	1.567	1.214	1.650	1.143	1.739	1.071	1.833	0.998	1.931	0.926	2.034	0.854	2.141	0.782	2.251	0.712	2.363	---
31	1.363	1.496	1.297	1.570	1.229	1.650	1.160	1.735	1.090	1.825	1.020	1.920	0.950	2.018	0.879	2.120	0.810	2.226	0.741	2.333	---
32	1.373	1.502	1.309	1.574	1.244	1.650	1.177	1.732	1.109	1.819	1.041	1.909	0.972	2.004	0.904	2.102	0.836	2.203	0.769	2.306	---
33	1.383	1.508	1.321	1.577	1.258	1.651	1.193	1.730	1.127	1.813	1.061	1.900	0.994	1.991	0.927	2.085	0.861	2.181	0.796	2.281	---
34	1.393	1.514	1.333	1.580	1.271	1.652	1.208	1.728	1.144	1.808	1.079	1.891	1.015	1.978	0.950	2.069	0.885	2.162	0.821	2.257	---
35	1.402	1.519	1.343	1.584	1.283	1.653	1.222	1.726	1.160	1.803	1.097	1.884	1.034	1.967	0.971	2.054	0.908	2.144	0.845	2.236	---
36	1.411	1.525	1.354	1.587	1.295	1.654	1.236	1.724	1.175	1.799	1.114	1.876	1.053	1.957	0.991	2.041	0.930	2.127	0.868	2.216	---
37	1.419	1.530	1.364	1.590	1.307	1.655	1.249	1.723	1.190	1.795	1.131	1.870	1.071	1.948	1.011	2.029	0.951	2.112	0.891	2.197	---
38	1.427	1.535	1.373	1.594	1.318	1.656	1.261	1.722	1.204	1.792	1.146	1.864	1.088	1.939	1.029	2.017	0.970	2.098	0.912	2.180	---
39	1.435	1.540	1.382	1.597	1.328	1.658	1.273	1.722	1.218	1.789	1.161	1.859	1.104	1.932	1.047	2.007	0.990	2.085	0.932	2.164	---
40	1.442	1.544	1.391	1.600	1.338	1.659	1.285	1.721	1.230	1.786	1.175	1.854	1.120	1.924	1.064	1.997	1.008	2.072	0.952	2.149	---
45	1.475	1.566	1.430	1.615	1.383	1.666	1.336	1.720	1.287	1.776	1.238	1.835	1.189	1.895	1.139	1.958	1.089	2.022	1.038	2.088	---
50	1.503	1.585	1.462	1.628	1.421	1.674	1.378	1.721	1.335	1.771	1.291	1.822	1.246	1.875	1.201	1.930	1.156	1.986	1.110	2.044	---
55	1.528	1.601	1.490	1.641	1.452	1.681	1.414	1.724	1.374	1.768	1.334	1.814	1.294	1.861	1.253	1.909	1.212	1.959	1.170	2.010	---
60	1.549	1.616	1.514	1.652	1.480	1.689	1.444	1.727	1.408	1.767	1.372	1.808	1.335	1.850	1.298	1.894	1.260	1.939	1.222	1.984	---
65	1.567	1.629	1.536	1.662	1.503	1.696	1.471	1.731	1.438	1.767	1.404	1.805	1.370	1.843	1.336	1.882	1.301	1.923	1.266	1.964	---
70	1.583	1.641	1.554	1.672	1.525	1.703	1.494	1.735	1.464	1.768	1.433	1.802	1.401	1.838	1.369	1.874	1.337	1.910	1.305	1.948	---
75	1.598	1.652	1.571	1.680	1.543	1.709	1.515	1.739	1.487	1.770	1.458	1.801	1.428	1.834	1.399	1.867	1.369	1.901	1.339	1.935	---
80	1.611	1.662	1.586	1.688	1.560	1.715	1.534	1.743	1.507	1.772	1.480	1.801	1.453	1.831	1.425	1.861	1.397	1.893	1.369	1.925	---
85	1.624	1.671	1.600	1.696	1.575	1.721	1.550	1.747	1.525	1.774	1.500	1.801	1.474	1.829	1.448	1.857	1.422	1.886	1.396	1.916	---
90	1.635	1.679	1.612	1.703	1.589	1.726	1.566	1.751	1.542	1.776	1.518	1.801	1.494	1.827	1.469	1.854	1.445	1.881	1.420	1.909	---
95	1.645	1.687	1.623	1.709	1.602	1.732	1.579	1.755	1.557	1.778	1.535	1.802	1.512	1.827	1.489	1.852	1.465	1.877	1.442	1.903	---
100	1.654	1.694	1.634	1.715	1.613	1.736	1.592	1.758	1.571	1.780	1.550	1.803	1.528	1.826	1.506	1.850	1.484	1.874	1.462	1.898	---
150	1.720	1.747	1.706	1.760	1.693	1.774	1.679	1.788	1.665	1.802	1.651	1.817	1.637	1.832	1.622	1.846	1.608	1.862	1.593	1.877	---
200	1.758	1.779	1.748	1.789	1.738	1.799	1.728	1.809	1.718	1.820	1.707	1.831	1.697	1.841	1.686	1.852	1.675	1.863	1.665	1.874	---

*k' is the number of regressors excluding the intercept