

Sander Paulsen Mo og Henning Bjørkavoll  
Raknes

# Er det en sammenheng mellom styringsrenten og bransjeavkastning i Norge? En analyse av det norske aksjemarkedet

Masteroppgave i Finansiell Økonomi

Veileder: Svein-Arne Persson

Juni 2022



Sander Paulsen Mo og Henning Bjørkavoll Raknes

# **Er det en sammenheng mellom styringsrenten og bransjeavkastning i Norge? En analyse av det norske aksjemarkedet**

Masteroppgave i Finansiell Økonomi  
Veileder: Svein-Arne Persson  
Juni 2022

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet  
Fakultet for økonomi  
Institutt for samfunnsøkonomi



Kunnskap for en bedre verden





## Sammendrag

Vi har i denne masteravhandlingen sett på sammenheng mellom volatilitet i avkastningen til 11 ulike sektorer ved Oslo Børs og styringsrenten satt av Norges Bank. Ved å benytte ulike tidsserie-, finansielle- og event-modeller har vi dannet et robust grunnlag til å fange opp volatilitetseffektene i samtlige sektorer.

Av modellene kommer det fram flere interessante resultater, deriblant at det eksisterer sammenheng mellom rentenivåer og bransjeavkastningen. I analysen blir også spørsmålet om hvorvidt det er renteendringene eller rentenivåene som skaper svingningene i avkastningen satt i fokus. I teksten finner vi videre grunnlag for at lave rentenivåer skaper mer volatilitet i sektorene framfor endringene i rentenivået. I tillegg finner vi at positive sjokk i rentenivået korrelerer negativt med samtlige sektoravkastninger, men at effekten er ulik i bransjene. Resultatene i samtlige modeller peker i retning av at det er andre faktorer som har sterkere effekt på volatiliteten. I tillegg finner vi substans for at sjokk som dot.com, finanskrisen og koronapandemien har hatt sterk effekt på både bransjeavkastningen og rentenivået, samt at et lavt rentenivå over det siste tiåret har resultert i store bevegelser.

På bakgrunn av våre analyser kan vi dermed konkludere med at styringsrenten har påvirkning på volatiliteten i avkastningen for samtlige sektorer, men at det ikke er tilstrekkelig å forklare den totale variansen i industriene.

## Abstract

We have in this master thesis analyzed the relationship between the volatility of the returns of 11 sectorial indices noted on Oslo Børs and the Norwegian policy interest rate. By using a vast array of different models, we have a solid foundation to capture the volatility effects in every sector. The models we have used to analyze this is a standard OLS model, GARCH and TGARCH models, and an event-study.

From the models used, we have obtained some interesting results, in which there is indeed a relationship between the interest rate and the returns of the sectorial indices. We were also interested to find out whether it is the interest rate changes or the interest rate level that causes the volatility movements in the sectors. In our paper we find evidence that low interest rate regimes cause more volatility in the sectors, than the interest rate changes. In addition, we find that positive shocks to the interest rate level correlates negatively with every sector, but the effect is different to each sector. The results in every model used in this paper leads to believe that there are factors that has a stronger effect on the sector returns than the interest rate. We can also find evidence that economic shocks such as the dot.com crisis, the financial crisis of 2008 and the covid pandemic have had a major effect on both the interest rate and the sector returns. The last decade has also been characterized by low interest rates, thus causing major movements in the market.

In our paper we find evidence to conclude that there is a relationship between the interest rate and the sectorial index returns, but the interest rate is not sufficient to explain the total variance of the sectors.

## Forord

Denne masteravhandlingen er en markering på en toåring grad i samfunnsøkonomi og finansiell økonomi her på ISØ.

I den anledning ønsker vi å gi en stor takk til vår veileder Svein-Arne Persson for godt engasjement, informative tilbakemeldinger og god oppfølging. Vi ønsker også å takke for tiden du har viet til vårt arbeid og dine klare tilbakemeldinger.

Videre ønsker vi å takke Kåre Johansen for formidabel hjelp vedrørende GARCH-modelleringen. Vi ønsker å takke deg for tiden du har satt av til oss og forståelsen av variabler og sammenheng i våre modeller.

Avslutningsvis ønsker vi å takke hverandre for godt samarbeid det siste halve året. Å skrive denne oppgaven vært både spennende og lærerik, selv om arbeidet til tider har vært utfordrende og tidskrevende. Vi begge sitter igjen med en god følelse om at tiden og arbeidet vi har lagt inn i oppgaven vil være til stor nytte for oss videre inn arbeidslivet. I tillegg har vi fått god trening i å jobbe selvstendig og arbeide felles mot et mål. Avslutningsvis vil vi tilføre at læringsutbyttet vårt i løpet vår tid på ISØ har vært til stor hjelp for oppgaven og noe vi på alle måter vil ta med oss videre inn i voksenlivet.

Takk til ISØ for to fine år!

# Innholdsfortegnelse

<b>1. Introduksjon</b> .....	<b>1</b>
<b>2. Teoretisk bakgrunn</b> .....	<b>3</b>
2.1 Litteraturgjennomgang .....	4
2.2 Sektoroversikt.....	5
2.2.1 OBX Technology GR: .....	7
2.2.2 OBX Telecommunications GR .....	7
2.2.3 OBX Health Care GR .....	8
2.2.4 OBX Financials GR .....	9
2.2.5 OBX Real Estate GR.....	9
2.2.6 OBX Consumer Discretionary GR: .....	10
2.2.7 OBX Consumer Staples GR:.....	11
2.2.8 OBX Industrial GR: .....	11
2.2.9 OBX Basic Materials GR:.....	12
2.2.10 OBX Energy GR: .....	13
2.2.11 OBX Utilities GR:.....	13
<b>3. Data</b> .....	<b>14</b>
3.1 Deskriptiv statistikk.....	15
<b>4. Modeller</b> .....	<b>18</b>
4.1 OLS .....	18
4.1.1 Svakheter ved OLS .....	19
4.2 GARCH .....	19
4.2.2 Svakheter ved GARCH.....	20
4.3 TGARCH.....	21
4.4 CAPM.....	22
4.5 Event-studie .....	22
4.6 Eksterne faktorer som påvirker volatilitet .....	23
4.7 Industri- og bedriftsspesifikke effekter.....	24
4.8 Signaliseringseffekter.....	24
<b>5. Resultater</b> .....	<b>25</b>
5.1 OLS .....	25
5.2 GARCH .....	26
5.2.1 Minst sensitive sektorer .....	28
5.2.2 Moderate sensitive sektorer .....	30
5.2.3 Mest sensitive sektorer.....	32
5.3 TGARCH.....	35
5.3.1 Minst sensitive sektorer .....	37
5.3.2 Moderate sensitive sektorer .....	38
5.3.3 Mest sensitive sektorer.....	40
5.3.4 Fastsettelse av rentenivå.....	42
5.3.5 Lagstruktur .....	42
5.4 CAPM.....	43
5.4.1 Jensen's alpha.....	44
5.4.2 Sharpe-rate .....	44
5.5 Event-studie .....	45
5.5.1 Høye og lave renteregimer .....	46

<b>6. Diskusjon</b> .....	<b>47</b>
6.1 Hovedresultat .....	47
6.2 Tidligere forskning .....	50
6.3 Kritikk mot modellene .....	51
6.3.1 Antall selskap i indeksene .....	51
6.3.2 Utelatte variabler .....	51
6.3.3 Tilgang .....	51
6.3.4 Gjeldssiden .....	51
6.3.5 Renteeffekten .....	52
<b>7. Konklusjon</b> .....	<b>52</b>
<b>8. Litteraturliste</b> .....	<b>54</b>
<b>Appendiks</b> .....	<b>58</b>
Appendiks A: Deskriptiv Statistikk .....	58
Appendiks B: OLS .....	58
Appendiks C: OLS med clusters .....	60
Appendiks D: GARCH .....	62
Appendiks E: TGARCH .....	65
Appendiks F: Dickey Fuller-test .....	73
Appendiks G: Phillips–Perron test .....	77
Appendiks H: CAPM-beregninger .....	82
Appendiks I: Breusch-Pagan-test .....	83
Appendiks J: Event-studie .....	85
Appendiks K: Histogram .....	85

## Tabeller

Tabell 1: Deskriptiv statistikk .....	17
Tabell 2: Samlet tabell for OLS-koeffisienter .....	25
Tabell 3: Samlet tabell for GARCH-koeffisienter .....	27
Tabell 4: Samlet tabell for TGARCH-koeffisienter ved høyrenter .....	36
Tabell 5: Samlet tabell for TGARCH-koeffisienter ved lavrenter .....	36
Tabell 6: Annualisert snittavkastning og standardavvik, betakoeffisienter og resultater fra CAPM, Sharpe-raten og Jensen's alpha for bransjeindeksene og hovedindeksen .....	45

## Figurer

Figur 1: Indeksenes prisutvikling siden 2000 .....	3
Figur 2: Sektorindeksene sin markedsandel på Oslo Børs pr. 26.4.2022 .....	6
Figur 3: Selskapssammensetning av teknologiindeksen pr. 26.4.2022 .....	7
Figur 4: Selskapssammensetning i telekommunikasjonsindeksen pr. 26.4.2022 .....	7
Figur 5: Selskapssammensetning i helsetjenesteindeksen pr. 26.4.2022 .....	8
Figur 6: Selskapssammensetning i finansindeksen pr. 26.4.2022 .....	9
Figur 7: Selskapssammensetning i eiendomsindeksen pr. 26.4.2022 .....	9
Figur 8: Selskapssammensetning i forbruksvareindeksen pr. 26.4.2022 .....	10

Figur 9: Selskapssammensetning i konsumvareindeksen pr. 26.4.2022 .....	11
Figur 10: Selskapssammensetning i industriindeksen pr. 26.4.2022 .....	11
Figur 11: Selskapssammensetning i materialindeksen pr. 26.4.2022.....	12
Figur 12: Selskapssammensetning i energiindeksen pr. 26.4.2022.....	13
Figur 13: Selskapssammensetning i forsyningsindeksen pr. 26.4.2022.....	13
Figur 14a og b: a) Sektorindeksene i månedlige endringer i prosentform. b) Indeksene i vekstform gitt ved endring i poeng.....	15
Figur 15a og b: a) Styringsrentens utvikling fra 2000. b) Styringsrentens utvikling i differensiert form fra 2000. ....	16
Figur 16: Oversikt over sektorenes rentesensitivitet ved GARCH .....	28
Figur 17: Oversikt over sektorenes rentesensitivitet ved TGARCH .....	37
Figur 18: Avkastningsutvikling for sektorene forsyninger, konsumvare, energi, og renteutviklingen.....	37
Figur 19: Volatiliteten til finanssektoren, industrisektoren og materialsektoren, og renteutviklingen.....	39
Figur 20: Volatiliteten til bransjene teknologi, telekom, helsetjenester og forbruksvarer og renteutviklingen siden 2000 .....	40
Figur 21: Forventet årlig avkastning fra kapitalverdimodellen på de 11 bransjeindeksene.....	43
Figur 22: Unormal avkastning ved renteøkning i høy- og lavrenteregime for indeksene telekom, helsetjenester og forbruksvarer.....	45
Figur 23: Unormal avkastning ved rentenedsettelse i høy- og lavrenteregime for indeksene telekom, helsetjenester og forbruksvarer.....	45

## 1. Introduksjon

Volatilitet i aksjemarkedet er noe som har blitt forsket mye på gjennom de siste tiårene. Det å forstå sammenhengen mellom renter, avkastning og hvilke betydninger dette har for ulike sektorer i markedet har blitt svært viktig innenfor flere områder i finans. Et av disse områdene er derivater, hvor volatilitet er helt nødvendig for korrekt prising (McDonald, 2012). Tidligere forskning inkludert Hamburger og Kochin (1972), Homa og Jaffee (1971), Keran (1971), Modigliani (1972), Palmer (1970) og Sprinkel (1964; 1971), finner bevis for at pengepolitikk påvirker aktivapriser (Jensen et.al, 1997, s.629). Videre finner Ehrmann og Fratzscher (2004) at styringsrenten har ulik påvirkning på industriene. Porteføljeallokeringer blant investorer er ofte beregnet ut ifra sentralbankenes pengepolitikk, og forståelsen av hvordan rentene påvirker de ulike sektorene er viktig for hvordan ressursene allokeres (Jensen et al., 1997, s.629).

Jensen et al. (1997) benytter det amerikanske aksjemarkedet og viser endringer på både kort og lang sikt. På kort sikt argumenterer de for at detaljhandel, byggebransjen og finansindustrien reagerer signifikant sterkere på justeringer i renten, i motsetning til olje. På lang sikt finner de at industrier som klær, detaljhandel, bygg og forretningsutstyr er mer sensitive for renteendringer enn mat, metal og olje. Videre undersøker Ehrmann og Fratzscher (2004) i sin studie hvordan S&P 500 påvirkes av endringer i renten satt av den amerikanske sentralbanken, FED. I teksten ser de på forholdet mellom S&P500 og pengepolitiske sjokk, identifikasjon av industrispesifikke effekter som følge av pengepolitikken (Ehrmann & Fratzscher, 2004, s.9). I analysen finner de bevis for sektorer som har sterk korrelasjon med de økonomiske syklusene, som teknologi, telekommunikasjon og konsumvarer, reagerer to til tre ganger sterkere på pengepolitiske endringer. Videre finner de at bedrifter med lavere kontantstrømmer, dårligere kredittvurdering, lav gjeld-til-kapital-rate, eller høyere *price-earnings-rate* påvirkes signifikant sterkere av pengepolitikken (Ehrmann & Fratzscher, 2004, s.9). Pengepolitikk påvirker bedrifter med lavere kontantstrøm nestes dobbelt så sterkt som bedrifter med høy kontantstrøm (Ehrmann & Fratzscher, 2004).

Forskningen til Jensen et al. (1997) og Ehrmann og Fratzscher (2004) danner et grunnlag for vår analyse. Vi skal i denne oppgaven undersøke i hvilken grad styringsrenten påvirker volatilitet og avkastning av kapital i ulike sektorer på lang sikt i det norske aksjemarkedet. I tillegg vil vi videreutvikle forskningen ved å ta for oss volatilitet i ulike renteregimer og

endringer i avkastningen før og etter renteendring. Et interessant spørsmål er hvorvidt det er renteendringene eller rentenivået som skaper volatilitet.

I analysen vil vi kun benytte styringsrenten satt av Norges Bank framfor markedsrenten de kommersielle bankene (DNB, Nordea, Danske Bank, etc.) tilbyr. Når vi omtaler rente i oppgaven, mener vi styringsrenten. Dette skyldes at rentesatsen varierer fra bank til bank, og vil dermed skape skjevhet i resultatene. Videre er det fornuftig å anta at selskapene i indeksene har ulik tilnærming til lån. Ved å bruke ulike rentesats vil vi få et uriktig bilde av avkastning og volatilitet i de respektive industriene. I tillegg vil vi kun benytte styringsrenten som uavhengig variabel. Grunnen til dette er at variabler som sysselsetting, produksjon, gjeldsgrad og andre makroindikatorer gitt som et produkt er med på å bestemme rentenivået.

I løpet av de tre siste årene har inflasjonstallene økt betraktelig både inn- og utlands som følge av pandemi, ressurspolitikk og krig. Dette gir konsekvenser for resten av økonomien og prisene i flere sektorer har tiltatt. Forståelsen av rentesetting, aksjepris og volatilitet vil dermed være betydelig for investorer i de kommende årene. I analysen har vi anvendt data fra 11 sektorindekser registrert ved Oslo Børs, samt rentestatistikk fra Norges Bank. Vi har valgt det norske markedet siden det tidligere er gjort lite forskning på feltet, samt at vi ønsker å se om det framkommer ulike effekter i markedet sammenlignet med det amerikanske. I analysen vil vi benytte OLS, GARCH, TGARCH, event-studie og kapitalverdimodellen (CAPM) til å belyse problemstillingen:

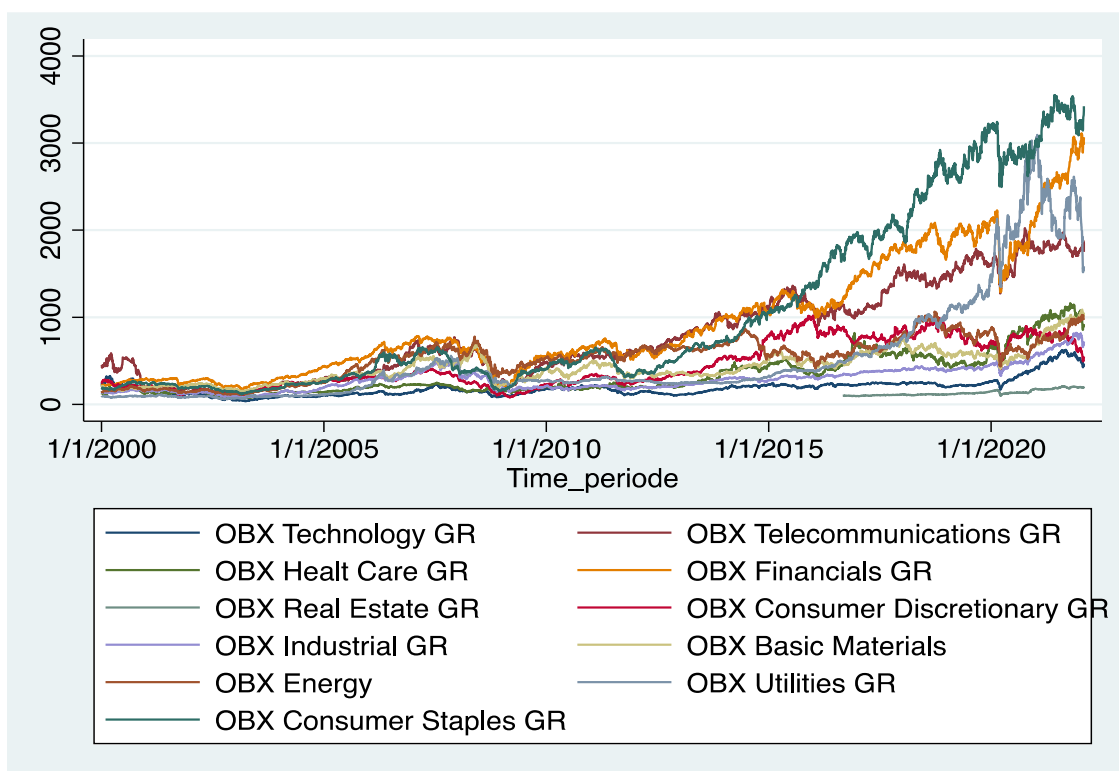
*«Er det en sammenheng mellom styringsrenten og bransjeavkastning i det norske aksjemarkedet?»*



## 2. Teoretisk bakgrunn

Å forstå sammenhengen mellom renter og aksjeprising kan være interessant for både akademikere og investorer. Historisk sett har styringsrenten hatt stor betydning for økonomisk aktivitet til selskap og husholdninger. Teoretisk er tommelfingerregelen slik at når renten øker vil avkastningen falle.

Norges Bank benytter renten som et viktig virkemiddel i pengepolitikken og benyttes aktivt for å holde både prisvekst og utvikling i norsk økonomi stabil (Norges Bank, u.å-b). I høykonjunkturer vil sentralbanken heve renten for å begrense aktiviteten, og tilsvarende for lavkonjunkturer vil renten senkes. For aksjemarkedet har også renten hatt stor betydning, da renten vil påvirke forventningen om fremtidige kontantstrømmer (Moya-Martinez et al. 2015). Samfunnsøkonomisk teori trekker i retning av at jo lavere renten er, jo mer vil bli investert. Lave renter vil øke konsumet til både husholdningene og selskapene, og investeringer vil dermed tilta grunnet enklere tilgang til kapital. Utviklingen for samtlige sektorer kan illustreres,



Figur 1: Indeksenes prisutvikling siden 2000.

Kilde: Euronext, 2022

Fra figur 1 (Euronext, 2022) kan vi se at aksjemarkedet har vært i eksponentiell vekst fra 2010 og fram til i dag. Tiåret har vært preget av lave renter og dette har skapt vekst i markedene. Håvard Opland (2017) hevder i sin artikkel at renten har betydning for hva investorer er villige til å betale for en aksje. Prising av aksjer har historisk sett hatt et sterkt forhold til renten, og flere kanaler påvirkes. I aksjekursen gjenspeiles den fundamentale verdien av et selskap, summen av framtidige utbytte og kontantstrømmer satt til dagens verdi (Opland, 2017). Dersom renten øker vil dette føre til at dagens krone er mindre verdt i morgen, og dermed vil framtidig kontantstrøm og utbytte være mindre. Tilsvarende for en lav rente, vil forventningene til både kontantstrømmen og utbytte være høyere, noe som vil reflekteres i en høyere aksjekurs (Opland, 2017). Ikke like relevant, men fortsatt sentralt er hypotesen om effisiente markeder, som forteller i hvilken grad prisen på finansielle instrumenter reflekterer all tilgjengelig informasjon (Bodie et al., 2011). Økonomisk teori trekker i retning av at dette kan ha betydning på for prising, men dette vil ikke bli vektlagt i oppgaven. Selv om vi i oppgaven ikke berører prising av enkeltaksjer har det betydning for nivåene på indeksene, som beregnes ut ifra et vektet gjennomsnitt mellom alle aksjene som inkluderes i sektorene.

Historisk responderer sektorene ulikt på rentenivået. Morningstar (2011) har i sin sektoroversikt gruppert sektorene inn i tre forskjellige kategorier; sykliske, sensitive og defensive. I henhold til kategoriene tar de for seg i hvilken grad de følger de økonomiske syklusene, hvorvidt de ikke gjør det og hvor sensitive de er til renter.

## 2.1 Litteraturgjennomgang

En gjennomgang av tidligere litteratur viser at det finnes en del forskning på temaet, men at det eksisterer begrenset med forskning på styringsrentens påvirkning på bransjeavkastninger, særlig i det norske markedet.

Av tidligere relevant forskning inkluderer (Bartram, 2002; Elyasiani & Mansur, 1998; Faff et al., 2005; Jareño et al., 2016; Kasman et al., 2011; Moya-Martínez et al., 2015). Majoriteten av forskningen har tatt for seg rentenes påvirkning i finansindustrien. Faff et al. (2005) tok for seg rentens påvirkning på australske finansaksjer ved bruk av GARCH-modell, og fant at finanssektoren er veldig sensitiv til rentesjokk. Lignende funn kom også Elyasiani og Mansur (1998), og Kasman et al. (2011) frem til. Kasman et al. (2011) sin forskning på det tyrkiske markedet trekker frem teoretiske modeller som den *intertemporale* kapitalverdimodellen og

*Arbitrage Pricing Model* som noen av årsakene til at finansindustrien har høy rentesensitivitet. Disse teoretiske modellene kan inkludere renterisiko, som kan medføre et skifte i investeringsmulighetene. Investorer vil da øke sitt avkastningskrav grunnet økt risiko (Kasman et al., 2011). En annen faktor som trekkes frem i Moya-Martinez et al. (2015) er at finansiering av langsiktige lån med kortsiktige innskudd kan være en faktor til finansindustriens rentesensitivitet.

Det finnes dog en bred konsensus i forskningen i dette temaet at det eksisterer et negativt forhold mellom renter og aksjeavkastning generelt (Moya-Martinez et al., 2015). Moya-Martinez et al. (2015) undersøkte forholdet mellom renteendringer og bransjeavkastning i det spanske markedet. Funnene antyder at forsyninger, eiendom, teknologi, telekom og finans er mest sensitive til renteendringer. I det moderate sjiktet trekker de frem helsetjenester, industri og materialer.

Det finnes også forskning på virkningen på korte- og lange renter på aksjemarkedet. Bartram (2002) fant at aksjer er mer sensitive til lange renter, enn korte renter. Funnene deres viser også at industrier med høy gjeld, og/eller høyt regulerte, er mest rentesensitive. Dette grunnet at gjeldskostnader ofte er direkte knyttet opp mot rentenivå (Moya-Martinez et al., 2015). Disse bransjene innebærer forsyninger, eiendom, materialer, teknologi og telekommunikasjon. Men vi vil i denne oppgaven kun se på styringsrenten, og ikke lange eller korte renter.

Til slutt tar vi for oss Jareño et al. (2016). De fant i det amerikanske markedet ved at de mest rentesensitive bransjene er teknologi, helsetjenester, materialer, industri og telekommunikasjon. De minst rentesensitive bransjene er energi, finans, forbruksvarer og konsumvarer.

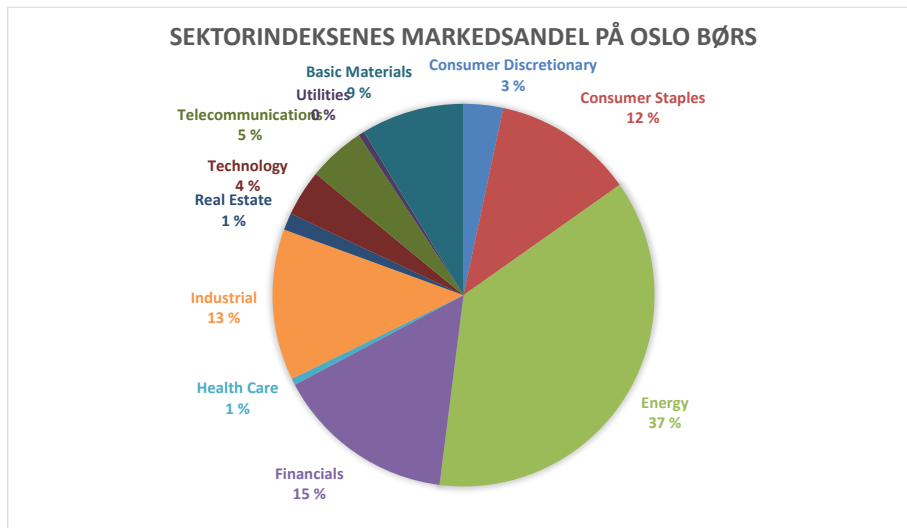
Oppsummering av litteraturgjennomgangen viser at det virker å være en bred forståelse for at renter har en påvirkning på bransjeavkastninger på utenlandsk data, men i ulik grad for sektorer.

## 2.2 Sektoroversikt

De 11 bransjeindeksene er komponert ved bruk av ICB-systemet. ICB er et internasjonalt system for å allokere aksjeselskaper på børs til riktig sektor og bransje. (FTSE-Russel, 2017)

Selskapene kan ikke inngå i flere bransjeindekser, og går inn i bransjeindeksene ved notering på Oslo Børs og ut ved *delisting*, eller endring av ICB-kode. Aksjene vektet på full fri flyt markedsverdi (Euronext, personlig kommunikasjon, 27.04.2022). Vi har valgt å benytte *gross return* (GR), altså brutto avkastning for sektorene. Bruttoavkastningsindeks antar at utbyttet for selskapene inkludert i indeksene reinvesteres i selskapet, i stedet for å bli distribuert ut.

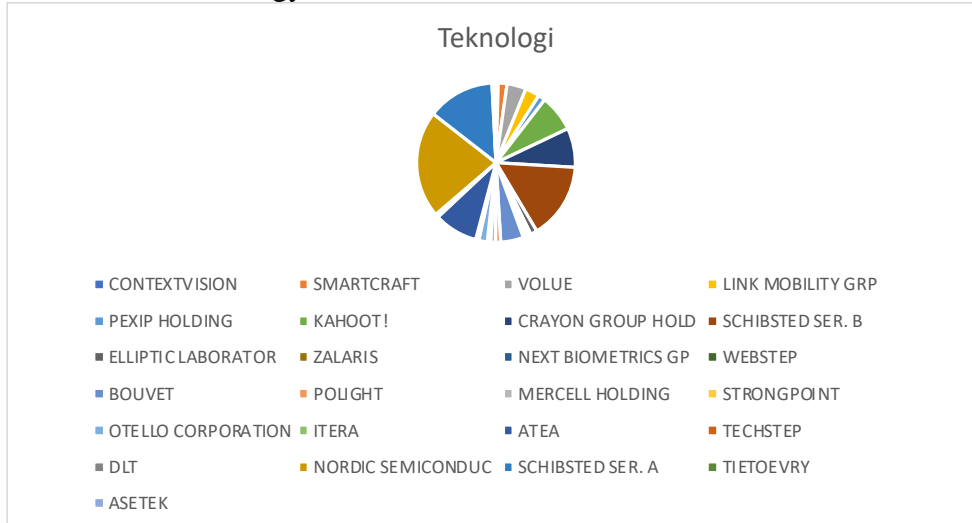
Per 26.4.2022 utgjorde energiaksjer 37% av Oslo Børs (Figur 2, Euronext, 2022) som gjør energibransjen til den største. Finansaksjer utgjorde 15% og gjør finansbransjen til den nest største. Her må vi understreke at våre data i analysen slutter februar 2022, mens denne oversikten er hentet fra 26.4.2022, så noen avvik fra februar kan forekomme.



Figur 2: Sektorindeksene sin markedsandel på Oslo Børs pr. 26.4.2022

Kilde: Euronext, 2022

### 2.2.1 OBX Technology GR:

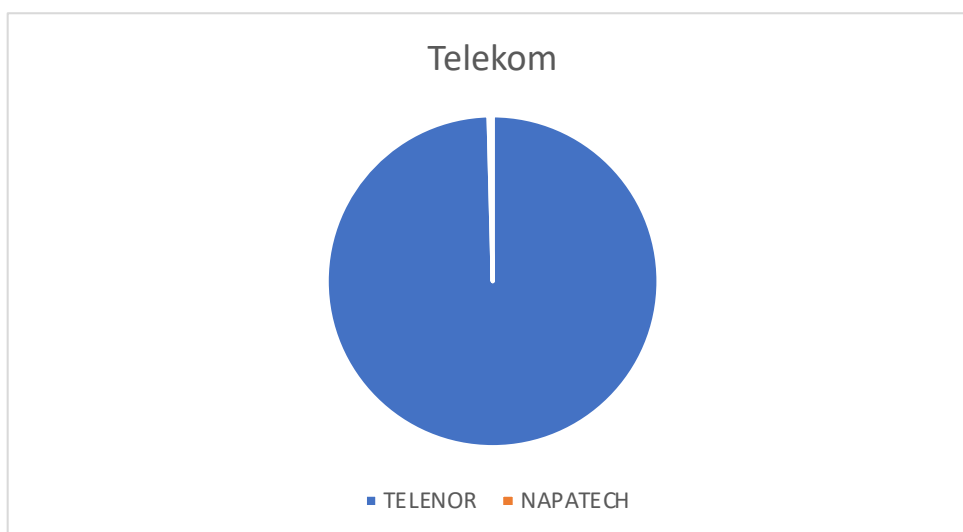


Figur 3: Selskappssammensetning av teknologiindeksen pr. 26.4.2022

Kilde: Euronext, 2022

Teknologisektoren utgjør 3,93% av Oslo Børs og inneholder selskaper som hovedsakelig er involvert i utvikling av informasjonsteknologi og elektronikk. Den omfatter blant annet selskaper som utvikler integrerte datasystemer, programvare, digitale plattformleverandører som genererer inntekt på reklame og abonnemeter. De to største selskapene er Nordic Semiconductor og Schibsted Ser. B.

### 2.2.2 OBX Telecommunications GR

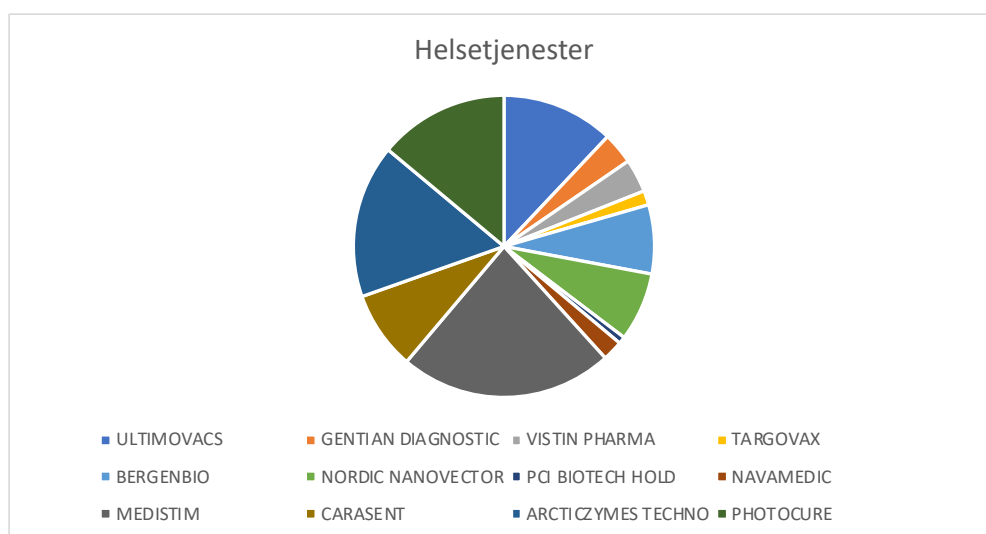


Figur 4: Selskappssammensetning i telekommunikasjonsindeksen pr. 26.4.2022

Kilde: Euronext, 2022

Telekom-sektoren utgjør 4,83% av Oslo Børs og inneholder selskaper som eier og betjener telekommunikasjonsinfrastrukturer til å levere CDN (*Content Delivery Service*), samt produsenter av utstyr og komponenter knyttet til telekommunikasjon. Denne bransjeindeksen inneholder kun to selskaper der det største er Telenor.

### 2.2.3 OBX Health Care GR

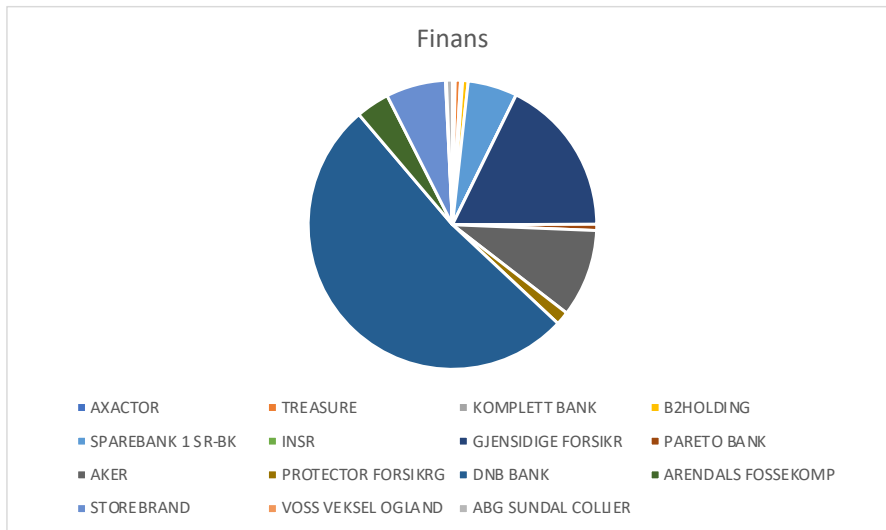


Figur 5: Selskaps sammensetning i helsetjenesteindeksen pr. 26.4.2022

Kilde: Euronext, 2022

Helsetjenester eller helsevern, utgjør 0,57% av Oslo Børs og omfatter selskaper som produserer utstyr og forsyninger til helsevern- og tjenester, og helsetjenesteselskaper som opererer innenfor hjemmetjeneste, laboratorietjenester og helsefasiliteter. Denne sektoren inneholder også selskaper som driver forskning, utvikling, og produksjon av legemidler og bioteknologiske produkter. De to største selskapene er Medistim og Arcticzymes Techno.

## 2.2.4 OBX Financials GR

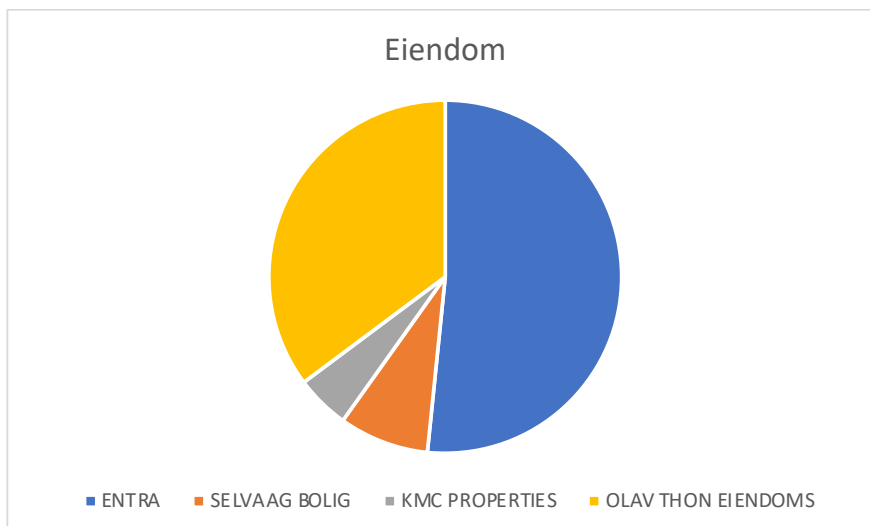


Figur 6: Selskapssammensetning i finansindeksen pr. 26.4.2022

Kilde: Euronext, 2022

Finanssektoren utgjør 15,21% av Oslo Børs og inneholder selskaper som er involvert i sparing, investering, lån, og annen bankaktivitet, slik som *investment banking*. Den omfatter også selskaper som driver med finansiell informasjon- og dataleveranser og forsikringsselskaper. De to største selskapene er DNB Bank, som utgjør litt over halvparten av sektoren, og Gjensidige Forsikring.

## 2.2.5 OBX Real Estate GR



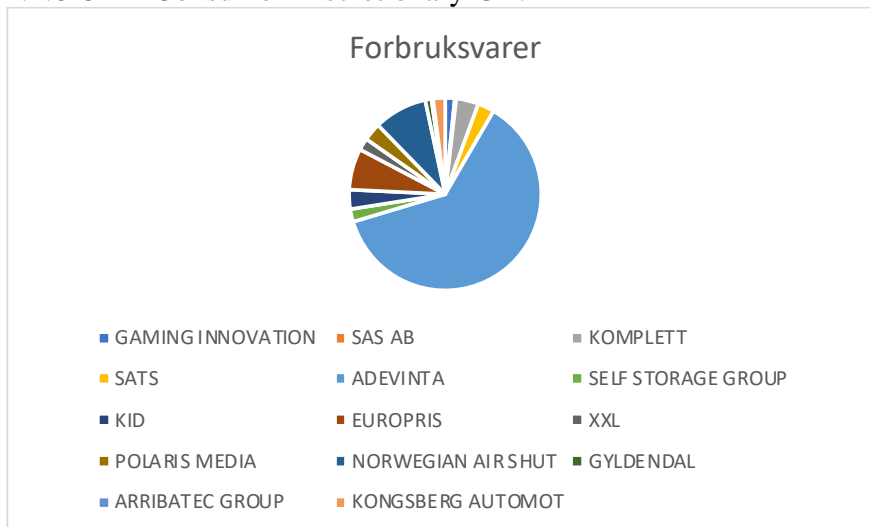
Figur 7: Selskapssammensetning i eiendomsindeksen pr. 26.4.2022

Kilde: Euronext, 2022

Eiendomssektoren utgjør 1,43% av Oslo Børs og inneholder selskaper som opererer med utvikling og investering i eiendom, samt andre eiendomsmessige forhold. Denne sektoren er relativt ny og inneholder kun data fra september 2016.

De to største selskapene er Entra, som utgjør over halvparten av sektoren, og Olav Thon Eiendoms.

#### 2.2.6 OBX Consumer Discretionary GR:



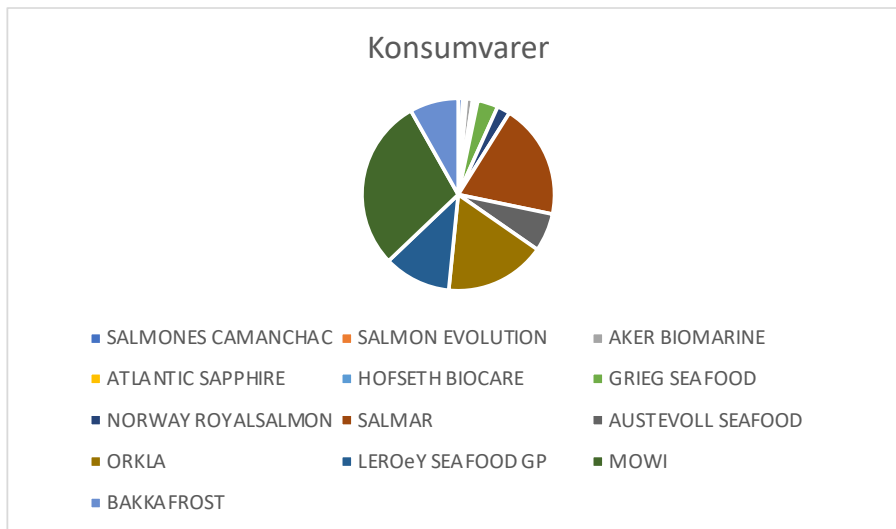
Figur 8: Selskapssammensetning i forbruksvareindeksen pr. 26.4.2022

Kilde: Euronext, 2022

Forbruksvarer utgjør 3,34% av Oslo Børs og omfatter selskaper som leverer varer og tjenester direkte til konsumenten der konsumentens kjøpsvaner er ikke-sykliske (Euronext, 2021). Varene og tjenestene er altså konjunkturfølsomme og inneholder selskaper som blant annet produserer og distribuerer fritidsutstyr, elektronikk, holdbare varer, og bilindustrien. Sektoren omfatter også segmenter som hotell, restauranter, detaljhandel, persontransport, og andre fritidsfasiliteter. Denne sektoren inneholder også medieselskaper som opererer med innholdsproduksjon og tradisjonelle annonsetjenester. Det største selskapet i denne sektoren er Adevinta.



## 2.2.7 OBX Consumer Staples GR:

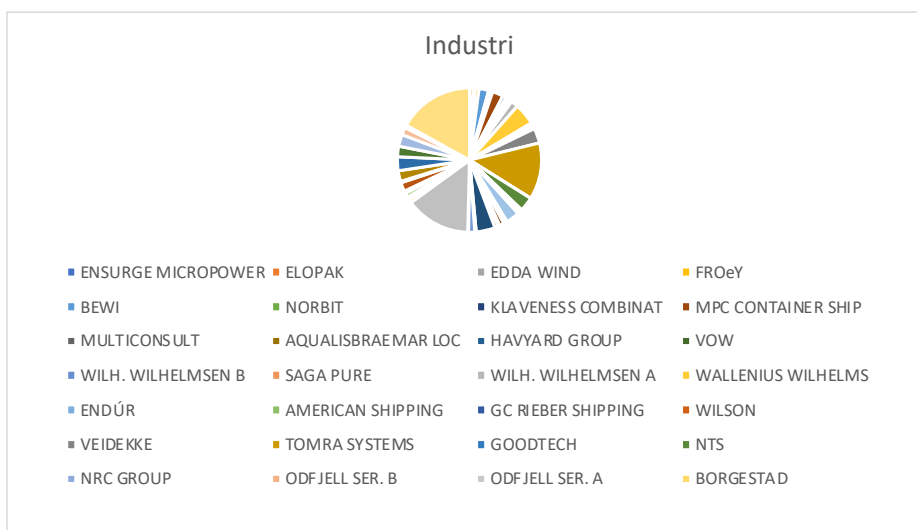


Figur 9: Selskapssammensetning i konsumvareindeksen pr. 26.4.2022

Kilde: Euronext, 2022

Konsumvarer utgjør 11,89% av Oslo Børs og omfatter selskaper som leverer varer og tjenester direkte til konsumenten hvor konsumentens kjøpsvaner er sykliske (Euronext, 2021), og i motsetning til forbruksvaresektoren er godene ikke konjunkturfølsomme. Inneholder selskaper som produserer, distribuerer og selger mat, drikke og husholdningsartikler med kort holdbarhet. Den inkluderer også apoteker, fiskeri, agrikultur, og gårdsdrift. De to største selskapene er Mowi og Salmar.

## 2.2.8 OBX Industrial GR:



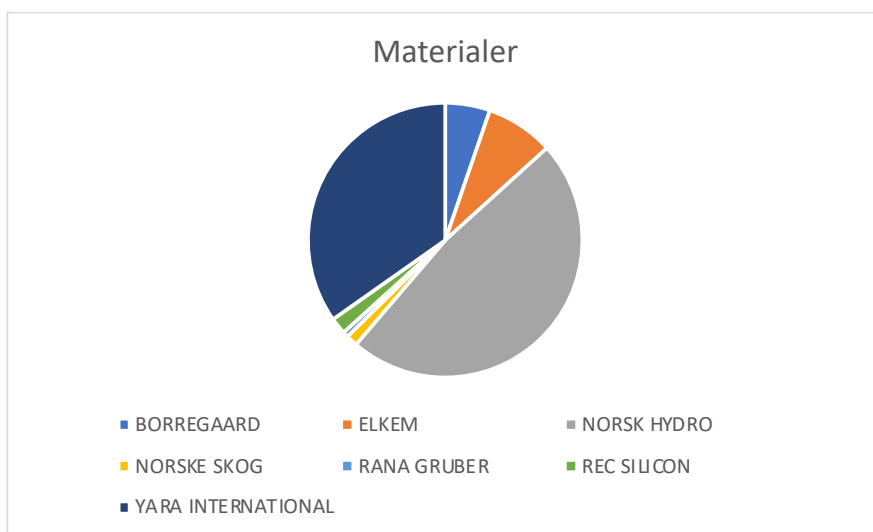
Figur 10: Selskapssammensetning i industriindeksen pr. 26.4.2022

Kilde: Euronext, 2022

Industriektoren utgjør 12,78% av Oslo Børs og inneholder selskaper som er involvert i produksjon og distribusjon av kapitalvarer, og støttetjenester for bedrifter. Det er segmenter som romfart, våpen- og forsvarsmateriell, kommersielle kjøretøy, konstruksjonsmateriale, industrielt maskineri og utstyr.

De to største selskapene er Autostore Holdings og Kongsberg Gruppen.

### 2.2.9 OBX Basic Materials GR:

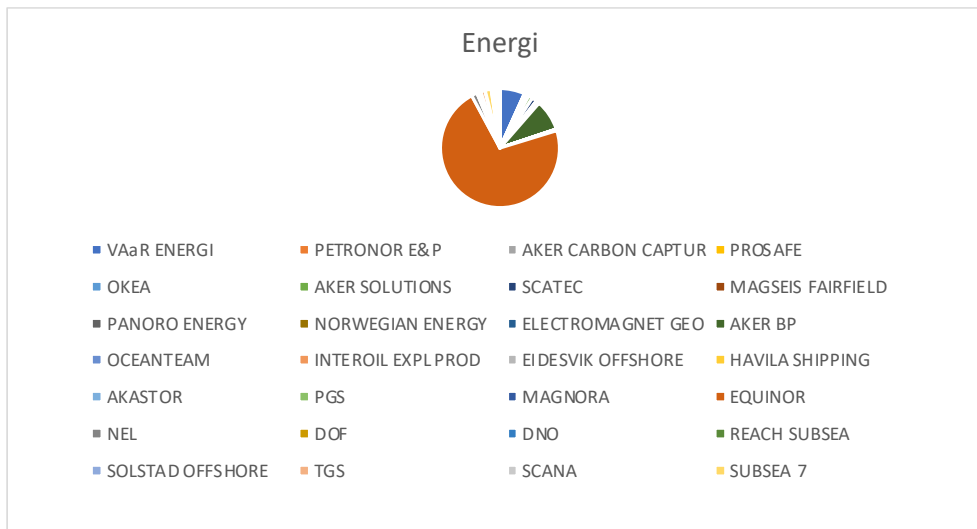


Figur 11: Selskapssammensetning i materialindeksen pr. 26.4.2022

Kilde: Euronext, 2022

Materialer utgjør 8,74% av Oslo Børs og omfatter selskaper som opererer innenfor råmateriale, ved utvinning og prosessering. Inkluderer selskaper som driver med kjemikalier, tekstiler, papirindustri, skogsprodukter, emballasje, samt metaller, mineraler og gruveselskaper. De to største selskapene er Norsk Hydro og Yara International.

## 2.2.10 OBX Energy GR:

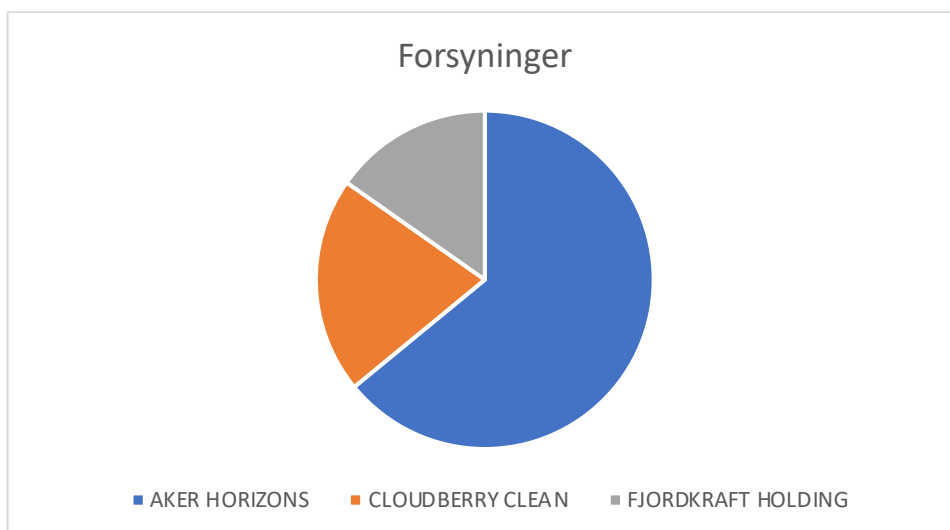


Figur 12: Selskapssammensetning i energiindeksen pr. 26.4.2022

Kilde: Euronext, 2022

Energisektoren utgjør 36,79% av Oslo Børs og er den klart største sektoren. Den inneholder selskaper som opererer med utvinning, prosessering, og produksjonsaktiviteter knyttet til energi og energiprodukter. Den inneholder både fornybar og ikke-fornybar energi. Selskaper som hovedsakelig driver med energidistribusjon er klassifisert i forsyningssektoren. Det største selskapet er Equinor, som utgjør over 70% av sektoren.

## 2.2.11 OBX Utilities GR:



Figur 13: Selskapssammensetning i forsyningsindeksen pr. 26.4.2022

Kilde: Euronext, 2022

Forsyning utgjør 0,51% av Oslo Børs og inkluderer selskaper som driver distribusjon av strøm, gass og vann. De fleste selskaper i denne sektoren er veldig påvirket av reguleringer fra myndighetene (Euronext, 2021). Sektoren omfatter også selskaper som driver renovasjon og gjenvinning. Det er kun tre selskaper inkludert i denne indeksen, der Aker Horizon er det største.

### 3. Data

I datasettet vi benytter har vi hentet tall fra Euronext og Norges Bank. Fra Euronext har vi hentet daglige indekskurser for 11 sektorer som inngår på Oslo Børs og daglig styringsrente fra sentralbanken.

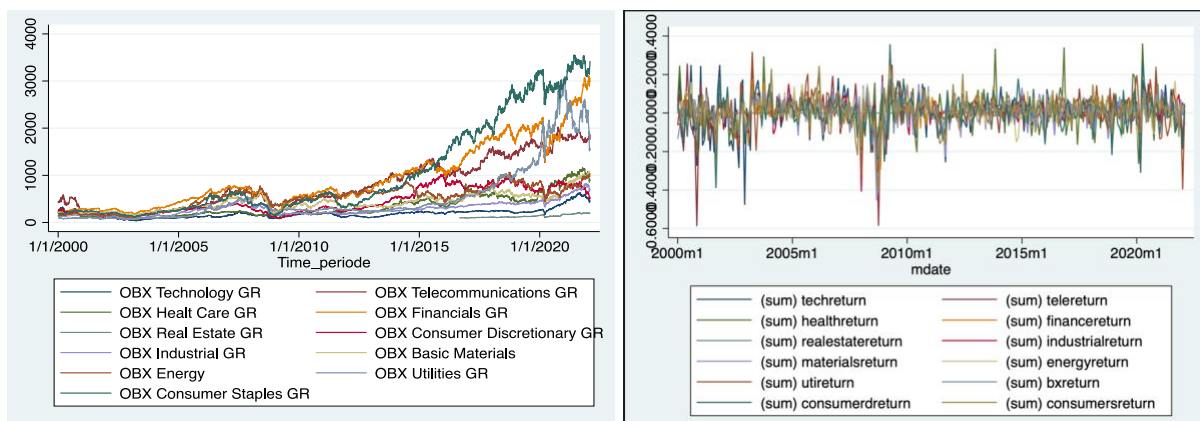
Oslo Børs ASA er Norges eneste regulerte markedsplass for omsetning av aksjer, egenkapitalbevis og andre verdipapirer, som obligasjoner og derivater og har vært en handelsplass for verdipapirer siden 1819 i Norge (Gram, u.å). I 2019 ble Oslo Børs en del av Euronext-konsernet (Euronext, 2019). Euronext er en av verdens ledende børser med base i Nederland, og har avdelinger over hele Europa (Euronext, 2019). Gjennom Euronext har vi hentet daglig data fra 11 ulike sektorer på Oslo Børs i tidsperioden 2000-2022. Sektorene er teknologi, telekom, helsetjenester, finans, eiendom, forbruksvarer, konsumvarer, industri, forsyninger, materialer og energi. I tillegg har vi tatt med hovedindeksen som en referanseindeks.

Videre benytter vi daglige logaritmiske avkastninger, omgjort til månedlige logaritmisk avkastning, da det er mer hensiktsmessig å se på månedlige data da vi definerer et relativt langt tidsintervall. Omgjøringen fra daglige til månedlig har vi gjort i STATA ved å benytte en gjennomsnittsfunksjon (*mean*) og en sumfunksjon (*sum*). Sumfunksjonen er benyttet på sektorene for å beregne gjennomsnittlig avkastning for månedene. For renten har vi benyttet gjennomsnittsfunksjonen (*mean*). Dette skyldes at renten må begrenses som et gjennomsnitt for at den skal blir korrekt for hver måned. Gjennom disse beregningene vil alle variablene som benyttes i datasettet være gitt i prosent.

### 3.1 Deskriptiv statistikk

I løpet av de siste 20 årene har majoriteten av aksjemarkeder vært i vekst, deriblant Oslo Børs. Det er flere grunner til det. For det første, har verden stått over fallende renter i flere tiår. Dette har ført til enklere tilgang til kapital for både bedrifter og husholdninger, noe som trekker i retning av mer investeringer. For det andre, har tilgang til teknologi vært en stor pågangsdriver til økte investeringer ved at flere har muligheten. Et viktig aspekt er at lavere renter over tid kan ha presset investeringer over i mer risikofylte aktiva for å oppnå bedre avkastning. Som en konsekvens har samtlige sektorer vært lønnsomme de siste 20 årene.

Siden vi er opptatt av avkastning og volatilitet omgjør vi dataen fra daglig til måned. Figur 14a vi indeksene på vekstform gitt ved endringer i poeng og figur 14b viser månedlige endringer i prosentform.



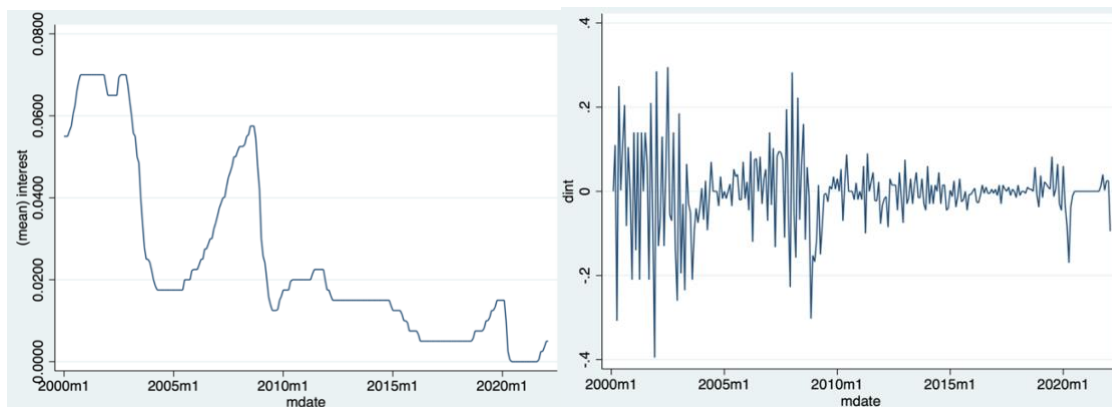
Figur 14a og b: a) Sektorindeksene i månedlige endringer i prosentform. b) Indeksene i vekstform gitt ved endring i poeng

Kilde: Euronext, 2022

Figur 14a illustrerer utviklingen i samtlige sektorer i tidsintervallet. Fra denne grafen ser vi at avkastningen i industriene har vært tiltakende, men at enkelte er mer volatile. Industrier som konsumvarer og telekom utpeker seg da veksten har vært signifikant høyere i disse sektorene. Som nevnt innledningsvis, kan et lavere rentenivå implisere sterkere vekst i disse bransjene. Ved å sette industriene på endringsform, fanger vi opp volatilitetseffektene som vist i figur 14b. Figuren viser hvordan avkastningen har endret seg i samtlige industrier over de siste 20 årene. Også her ser vi at det er forskjeller mellom bedrifter og at avkastningen i enkelte sektorer svinger mer. Videre benytter vi både Dickey-Fuller-test (DF) og Phillips-Perron-test (PP) for å

teste for stasjonaritet. Grunnen til at vi bruker både DF og PP er fordi PP ofte blir betraktet som en mer robust test for *unit root* enn DF (Brooks, 2019). Ved Dickey-Fuller-testen forkaster vi nullhypotesen ved de kritiske verdiene -3,459 (1%), -2,879 (5%) og -2,570 (10%), for samtlige sektorer. Det eksisterer dermed ingen *unit roots* og tidsseriene er derfor stasjonære. Fra appendiks (Appendiks F) ser vi at testverdiene strekker seg fra -12,836 til -16,954. Tilsvarende for Phillips-Perron forkastes nullhypotesen for samtlige industrier. Testverdiene befinner seg i intervallet fra -13,080 til -17,339 og de kritiske verdiene er -3,459 (1%), -2,879 (5%) og -2,570 (10%). Også Philips-Perron gir grunnlag for at tidsseriene er stasjonære (Se appendiks G).

Tilsvarende for renten, kan denne illustreres på to ulike former, henholdsvis en på nivå og en på differensiert form. Figur 15a viser renteutviklingen de siste 20 årene gitt i prosentnivå og figur 15b viser tilsvarende bare med renten differensiert.



Figur 15a og b: a) Styringsrentens utvikling fra 2000. b) Styringsrentens utvikling i differensiert form fra 2000.

Kilde: Norges Bank u.å-a

I våre analyser modellerer vi med renten gitt på nivåform. For det første, er det typisk for variabler som renten at de har høy grad av persistens. Dette betyr at hopp opp eller ned i nivået vil gjerne vedvare en stund. At en variabel er persistent impliserer at verdien vil over en lengre periode være konstant og at effekten vil være vedvarende. Norges Bank fastsetter rentenivå ut ifra økonomisk tilstand, og har blitt endret 58 ganger i perioden vi betrakter. Sammenlignet med indeksene vil ikke renten endres daglig. Når renten først endres, vil den umiddelbart hoppe opp til nivået Norges Bank har satt. Disse effektene ser vi også i figur 15b (Norges Bank u.å-a), da volatiliteten i diagrammet kun illustrerer når renten endres. For alle andre datoer vil renten ligge konstant. Som en konsekvens, vil dette slå negativt ut i estimatene og vil dermed ikke være hensiktsmessige å modellere med den differensierte renten.

Selv om vi ikke inkluderer den differensierte renten, vil vi uansett teste om det kan være hensiktsmessig å benytte den. Dette gjør vi ved å utføre et event-studie hvor vi ønsker å se om renteendringene har effekt på sektoravkastningene. Ved å sammenligne nivået på indeksene fem dager før og etter renteendringene er vi i stand til å se om den differensierte renten faktisk har betydning.

Variables	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	p1	p99	Skew	Kurt.
Teknologi	267	.002	.095	-.477	.263	-.285	.249	-.794	5.957
Telekom	267	.005	.089	-.587	.257	-.215	.204	-2.124	16.967
Helsetjenester	267	.008	.085	-.263	.361	-.203	.335	.485	5.557
Forbruksvarer	267	.003	.086	-.389	.357	-.253	.179	-.515	5.916
Materialer	267	.006	.078	-.452	.208	-.227	.164	-1.117	7.831
Forsyning	267	.01	.076	-.396	.318	-.254	.204	-.725	8.065
Industri	267	.006	.068	-.407	.152	-.278	.119	-1.89	10.779
Finans	267	.01	.07	-.311	.273	-.28	.178	-1.156	7.808
Eiendom	267	.003	.028	-.266	.241	-.056	.091	-.486	50.991
Energi	267	.007	.067	-.242	.2	-.192	.16	-.322	3.833
Konsumvarer	267	.011	.075	-.413	.247	-.219	.23	-.779	7.609
OSEBX	267	.007	.061	-.319	.169	-.171	.138	-.952	6.064
Styringsrente	266	.025	.021	0	.07	0	.07	.985	2.647

Tabell 1: Deskriptiv statistikk

Kilde: Euronext,2022; Norges Bank u.å-a

Tabellen viser den deskriptive statistikken for variablene i avkastningsform. 267 månedlige observasjoner, med gjennomsnittlig månedlig avkastning, standardavvik, minimal og maksimal månedlig avkastning, første og 99. persentil, skjevhet og kurtose for de 11 sektorindeksene, hovedindeksen og styringsrenten. Vi kan se fra kolonnene fra min og max i tabell 2 (Euronext,2022; Norges Bank u.å-a) at månedlige avkastningsspekteret strekker seg fra -58,7% til 36,1% i henholdsvis telekom- og helsetjenestesektoren.

Skjevhet, *skewness*, defineres som formen på distribusjonen og måler hvor symmetrisk fordelingen er ved ens middelværdi. En negativ skjev distribusjon betyr at fordelingen vil være skyvet mot høyre med en lang venstrehale. En normalfordelt distribusjon har et skjevhetstall på null (Brooks, 2014). Kurtose er et mål på hvor «tjukke» halene på distribusjonen er, og hvor spiss fordelingen er ved gjennomsnittet. En normalfordeling har en kurtosekoeffisient på tre (Brooks, 2014). Fra koeffisienttallene for både skjevhet og kurtose kan vi se at ingen av variablene tilfredsstiller de overnevnte kriteriene for en normalfordeling. Særlig kan vi se at eiendom har en kurtosekoeffisient på 50,991. Dette kan skyldes at den sektoren innehar få observasjoner at halene i distribusjonen kan slå merkbart ut. Flere av variablene har dog tilnærmet koeffisienter til normalfordeling. Som energi, med skjevhetkoeffisient på -0,322 og kurtose på 3,833. Selv om det statistisk ikke kan hevdes, antar vi at distribusjonen er normalfordelt videre i teksten.

## 4. Modeller

I denne delen av oppgaven skal vi se på hvordan rentenivået påvirker volatiliteten og avkastningen i industriene på lang sikt. Til å gjøre dette vil vi benytte fem forskjellige modeller som tar for seg ulike effekter. Først benytter vi en standard OLS-modell, deretter en GARCH-modell for å se hvilke effekter renten har på volatiliteten. Deretter benytter vi en TGARCH slik at vi kan justere for ulike renteregimer som har inntruffet i tidsrommet, henholdsvis et lavt og et høyt rentenivå. Til slutt ser vi på kapitalverdimodellen for å identifisere hvordan indeksene har prestert i forhold til hovedindeksen, samt hvordan risiko og avkastningen har vært i sektorene.

### 4.1 OLS

Som utgangspunkt i vår analyse starter vi med en standard OLS-modell. I modellen vil vi kun benytte sektorene som avhengig variabel og rente som uavhengig. Gjennom rammeverk er vi i stand til å modellere effekten av renten på sektorene. For å få mest mulig robuste resultater modellerer vi først en enkel OLS, for så å justere for *clusters*. Ved å benytte «*clusters robuste standardavvik*» fjerner vi heteroskedastisitet og seriekorrelasjon mellom feilleddene til koeffisientene og prosessen vil typisk redusere nivåene på standardavvikene (Wooldridge, 2018). Standard OLS uten justeringer har følgende form,

$$y_t = \alpha + \beta_1 x_1 + u_t \quad (1)$$



Hvor  $y_t$  er den spesifiserte sektoren,  $\alpha$  er konstantleddet,  $\beta_1 x_1$  er rentekoeffisienten og  $u$  er feilleddet. Siden både avkastningen og renten er gitt i prosent, betrakter vi en log-log-modell.

#### 4.1.1 Svakheter ved OLS

OLS-modellen har sine begrensninger. I OLS-rammeverket antas variansen i feilleddene å være konstante (Brooks, 2019). Det vil si at man antar homoskedastisitet. I oppgaven ser vi på tidsserier der vi kan oppleve perioder med høy volatilitet, etterfulgt av perioder med lite volatilitet. Til å belyse problemstillingen, er volatilitet helt nødvendig og OLS vil dermed ikke være gunstig. I OLS-prosess påvirker heteroskedastisitet residualene og resultatene får en negativ påvirkning. Ved Breusch-Pagan-tester finner vi også bevis for heteroskedastisitet (Se Appendiks I, Breusch-Pagan-test).

I minste kvadraters metode minimerer modellen residualene, mens i (ARCH) og (GARCH)-prosesser benytter man en funksjon som finner den høyeste sannsynlighet for parameterens verdi (Brooks, 2019). I GARCH-prosessen vil heteroskedastisiteten være med i estimatene, og det er heteroskedastisiteten som definerer volatiliteten (Brooks, 2019). Siden antakelsen om homoskedastisitet brytes i OLS og vil ikke dette være den mest optimale modellen å benytte.

## 4.2 GARCH

Til å modellere GARCH-effektene benytter vi en standard GARCH-modell. Gjennom et slikt rammeverk ønsker vi å se hvordan sjokk i rentenivået vedvarer i industriene. Til å modellere volatiliteten tar vi for oss hver enkelt industri med hensyn til renten. Modellen kan framstilles på følgende form,

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 r_t + u_t \quad (2)$$

Hvor  $y_t$  er avkastningen for den respektive sektoren,  $\beta_0$  er konstanten,  $\beta_1 r_t$  er renteendringene, og  $u_t$  er feilleddet.

Variansen kan uttrykkes,

$$\sigma_t^2 = \text{var}(u_t | r_{t-1} u_{t-1}) \quad (3)$$

Og den betingede variansen,

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (4)$$

$\sigma_t^2$  er den betingede variansen til den respektive industrien,  $\alpha_1 u_{t-1}^2$  er volatiliteten til tidligere perioder og  $\beta \sigma_{t-1}^2$  er den tilpassede variansen i tidligere perioder (Brooks, 2019, s.512). Ved å benyttes et slik rammeverk er vi stand til å predikere effekter av renten ved å benytte tidligere observasjoner.

Gjennom de kvadrerte feilleddene finner vi grunnlag for at det eksisterer både ARCH- og GARCH-effekter i samtlige modeller.

Videre benytter vi informasjonskriteriene til Akaike (AIK) og Bayes (BIC). Gjennom disse kriteriene er vi i stand til å velge modellene som er best egnede for å estimere volatiliteten i de gitte bransjene. Kriteriene er bygd opp på en slik måte at det vil fremkomme en straff for å inkludere for mange parametere (Brooks, 2019). I denne analysen har vi derfor valgt å starte med modeller som innehar flere lag-parameter, men at vi videre minimerer antallet for å finne de best egnede modellene for hver sektor.

#### 4.2.2 Svakheter ved GARCH

Sammenlignet med OLS-modellen finnes det også svakheter ved GARCH. For det første antas volatiliteten å være symmetrisk, hvilket innebærer at avkastningen responderer likt på positive og negative sjokk. Innen finans trekkes *leverage-effekten* fram som en viktig faktor. Effekten sier at volatiliteten har en tendens til å øke mer ved prisfall enn ved prisøkning (Brooks, 2019). I aksjemarkeder er det slik at negative sjokk forårsaker mer volatilitet enn positive. Slike effekter betraktes gjerne som asymmetriske da de har betydning gjeldsraten til selskapene (Brooks, 2019). Ved å utvide GARCH til TGARCH vil vi være i stand til å fange opp de asymmetriske effektene. Et annet viktig aspekt er den ikke-negative betingelsen som ved flere tilfeller kan brytes. Betingelsen omhandler i all hovedsak at modellen ikke betrakter negative verdier i tidsserien (Brooks, 2019). Dette skaper skjevhet for resultatene. En siste svakhet med GARCH-modellen er at interaksjon mellom variansen og det betingede gjennomsnittet ikke tillates. Ved å utvide det tradisjonelle GARCH-rammeverket til en *threshold*-GARCH er vi i stand til å fange opp de overnevnte effektene.

### 4.3 TGARCH

I løpet av de siste 20 årene har økonomien vært utsatt for flere nivåer på styringsrenten. I tillegg til å ha hatt stor betydning for sysselsetting, produksjon og aktivitet i realøkonomien har renten hatt store effekter på aksjemarkedet. I søkelys av hendelser som teknologiboblen i 2001, finanskrisen i 2008 og koronakrisen i 2020 har både realøkonomien og aksjemarkedet blitt utsatt for markante sjokk. I slike situasjoner har sentralbanken vært nødt til å handle raskt og en kan se av rentebanen at den har skiftet flere ganger de siste to tiårene. Sjokkene har skapt mye volatilitet i aksjeprisene og enkelte sektorer har blitt hardere rammet enn andre. Når kriser først inntreffer oppstår er det som regel flere likhetstrekk med bevegelsene i markedet. I vår analyse ønsker vi dermed å justere for slike effekter. Dette gjør vi ved å benytte en TGARCH-modell med dummy-variabler for et høyt og et lavt rentenivå. Tar utgangspunkt i GARCH-modellen,

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 r_t + u_t \quad (2)$$

Siden vi nå ønsker å betrakte effektene av renteendringene definerer vi to dummy-variabler slik at vi kan se på effektene av forholdsvis et høyt og et lavt rentenivå. I modellen definerer vi et høyt rentenivå gjennom *dummy 1* hvor renten er =4% eller høyere, tilsvarende for et lavt rentenivå vil *dummy 2* være definert i et regime hvor renten =1% eller lavere. *Dummy 1* og *2* defineres som,

$$d_1 = \begin{cases} 1 & \text{for høyrente} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

$$d_2 = \begin{cases} 1 & \text{for lavrente} \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$$

Videre inkluderer vi dummyvariablene i regresjonen og får,

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 r_t + \beta_2 d_1 r_t + \beta_3 d_2 r_t + u_t \quad (5)$$

Til å estimere dummyvariablene genererer vi to ny variabler, *highinterest* og *lowinterest*. Videre adderer vi disse med den opprinnelige renten for å danne verdiene for to nivåene. Ved å skille mellom de to renteregimene er vi i stand til å modellere volatiliteten for sektorene ved begge definerte rentenivå.

Den betingede variansen kan defineres som,

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma_0 r_t + \gamma_1 d_1 r_t + \gamma_2 d_2 r_t \quad (6)$$

Hvor  $\gamma_0 r_t$  er interaksjonsleddet,  $\gamma_1 d_1 r_t$  og  $\gamma_2 d_2 r_t$  er variansen til de to respektive dummyvariablene.

#### 4.4 CAPM

Kapitalverdimodellen er en grunnpilar i moderne finansiell teori og er en likevektsmodell for å prise aktiva (Bodie et al., 2011)

CAPM er gitt ved:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i [E(R_m) - R_f] \quad (7)$$

Hvor  $E(R_i)$  er forventet avkastning på sektorindeksen,  $R_f$  er risikofri rente, her gitt ved gjennomsnittlig daglig styringsrente siste 20 år,  $\beta_i$  er sektorindeksens betaverdi, og  $[E(R_m) - R_f]$  er risikopremien på hovedindeksen.

Vi regnet ut betaverdier for bransjeindeksene ved å utføre en enkel lineær regresjon på hver enkelt sektor mot hovedindeksen. (Se tabell 6). Motivasjonen ved å benytte kapitalverdimodellen er for å se hvordan sektorene har prestert i forhold til risikofaktorer som standardavvik og beta.

#### 4.5 Event-studie

Event-studier er en type studie som forsøker å måle effekten av enkelthendelsers påvirkning på finansielle data. Tanken bak dette var at gitt antagelsen om at markeder er effisiente og at investorer er velinformerte og rasjonelle, at effekten på hendelser vil reflekteres i verdipapirprisene umiddelbart (MacKinlay, 1997).

Slike event-studier kan benyttes for å finne effektene av en rekke mulige hendelser, som fusjoner og oppkjøp, utbytter, emisjoner, diverse børsmeldinger, og en rekke andre hendelser

som påvirker aktivpriser. I dette tilfellet har vi gjort event-studier for å sjekke effekten på endringer i styringsrenten fra Norges Bank på bransjeindeksene. I vår tidsserie har Norges Bank endret styringsrenten 58 ganger.

Vi lar  $t=0$  representere tidspunktet dagen styringsrenten endres, og vi bruker daglig data til analysen. En ting å bemerke er at rentemøtene ofte blir holdt dagen før renten faktisk endres, slik at renteendringen ofte er annonsert i  $t-1$ .

Da vi ønsker å isolere effektene på renteendringene mest mulig, vil vi se på den unormale daglige avkastningen (AR) og den kumulative unormale avkastningen (CAR).

Unormal avkastning regnes ut ved å trekke fra forventet avkastning fra den faktiske avkastningen:  $AR_{it} = R_{it} - E(R_{it})$

For å regne ut forventet avkastning ( $E(R_{it})$ ) benyttet vi markedsmodellen, som er gitt ved

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + u_{it} \quad (8)$$

Hvor  $R_{it}$  representerer avkastningen for den respektive sektorindeksen i tid  $t$ ,  $R_{mt}$  er avkastningen på markedsporteføljen i tid  $t$  og  $u_t$  er feilleddet. Ifølge Armitage (1995) vil det være mest gunstig å se på estimeringsvindu mellom 100 og 300 dager før hendelsesvinduet slik at hendelsen ikke påvirker estimatet for forventet avkastning. I vårt tilfelle hvor vi undersøker 58 hendelser over tidsserien har vi for enkelhets skyld benyttet hele datautvalget i estimatet.

Når det gjelder spesifisering av hendelsesvindu har vi valgt fem dager før renteendring og fem dager etterpå, slik som i studien til Baykara (2021). Nullhypotesen sier at renteendringen har null effekt på prisene på sektorindeksene.

#### 4.6 Eksterne faktorer som påvirker volatilitet

Når prisen på en aksje defineres er det flere faktorer som ligger til grunne enn styringsrenten. Informasjon, kapitalstrømmer, forventningsverdier, struktur i selskapet osv. Som tidligere nevnt er det prisingen av aksjene som vil påvirke nivået på indeksene. I analysen kommer vi ikke til å vektlegge disse effektene da vi kun er opptatt av styringsrentens effekt på avkastning.

Likevel mener vi det er viktig å belyse effektene da de påvirke estimater og grafene vi illustrerer.

#### 4.7 Industri- og bedriftsspesifikke effekter

Effekten av pengepolitikk varierer mellom industriene og rente-sensitiviteten for etterspørselen etter produkter varierer. Ehrmann og Fratzscher (2004) påpeker at pengepolitikk påvirker valutakurser, hvor da volatiliteten til avkastningen for bedrifter som eksponerer for import/eksport vil bli påvirket sterkere. Endringer i kapitalkostnad er viktigere for kapital sensitive industrier. Disse faktorene påvirker framtidig forventet inntjening på en heterogen måte på tvers av industriene, hvilket burde reflekteres i responsen til aksjen. En kan dermed forvente at bedrifter i sykliske industrier, kapitalintensive industrier og industrier som er involvert i handel vil påvirkes sterkere (Ehrmann & Fratzscher, 2004, s.17).

Videre tar Ehrmann og Fratzscher (2004) for seg de bedriftsspesifikke effektene. Her hevder de bedrifter som har høyere kapitalstrømmer vil være mer immune mot renteendringer siden de i større grad kan lene seg på interne finansieringer (Ehrmann & Fratzscher, 2004). Bernanke og Blinder (1992, som sitert i Ehrmann & Fratzscher, 2004) viser til at bedrifter med høyere gjeldsrate påvirkes sterkere av pengepolitikken og at bedrifter som belåner mer fra bankene vil treffes hardere gjennom høyere kostnader på kreditt (Bernanke & Blinder 1992 og Kashyap et al. 1993, sitert i Ehrmann & Fratzscher 2004, s19-20). I oppgaven vil vi ikke vektlegger gjeldssiden, da vi kun er opptatt av styringsrentens effekt isolert på sektorene.

#### 4.8 Signaliseringseffekter

Kvantitative lettelsener og *forward guidance* (FG) er viktige virkemidler sentralbanken har tatt i bruk de siste årene. I analysen kommer vi ikke til å vektlegge kvantitative lettelsener, men *forward guidance* derimot kan ha stor betydning for børser verden over. Ifølge tidligere sentralbanksjef Øystein Olsen (2014) har Norges Bank bruk av *forward guidance* vært med suksess. Gjennom signalisering av renteutsiktene ved bruk av rentebanen, kan Norges Bank forsøke å stabilisere økonomien med sine prognoser. Ved å prøve kontrollere informasjonskomponenten i pengepolitikken er hensikten at signaliserte renteendringer ikke oppfattes som sjokk (Brubakk et al.,2019). I oppgaven ønsker vi å ta hensyn til slike effekter gjennom et event-studie hvor vi tar for oss begivenheter før og etter signalisering om renten.

## 5. Resultater

### 5.1 OLS

Fra resultatene i OLS modellen ser vi også at forholdet mellom avkastning og rente er negativt for alle sektorer. Dette impliserer at ved en heving i rentenivået, vil avkastningen falle og vice versa. For ordens skyld betrakter vi sektoren fra minst til mest sensitiv for renten. Det er viktig å påpeke at alle koeffisientene er signifikante. Blant industriene som er minst sensitiv finner vi energi, forsyninger, materialer og helse. Alt annet likt, vil en endring i rentenivået på 1%-poeng vil avkastningen i energisektoren falle med -0,39% poeng og for forsyninger, materialer og helse med henholdsvis -0,49%-poeng og -0,47%-poeng. Det er flere faktorer som kan påvirke rentesensitiviteten til en industri, og det kan argumenteres for at andre eksterne faktorer som valutakurser, politikk, konflikt, klima og geopolitisk uro kan ha stor påvirkning. Dette reflekteres i feilleddene da de er svært høye for samtlige sektorer. De nevnte faktorene vil bli diskutert videre i oppgaven, hvor vi også vil ta for oss hvordan de påvirker de ulike sektorene.

### OLS

#### Linear regression

Variable	Coef.	St.Err.
Materialer	-0.476	0.223
Energi	-0.396	0.191
Forbruksvarer	-0.593	0.246
Helsetjenester	-0.474	0.244
Finans	-0.643	0.197
Forsyninger	-0.465	0.218
Industri	-0.584	0.192
Konsumvarer	-0.754	0.211
Teknologi	-0.921	0.269
Telekom	-0.849	0.249

Tabell 2: Samlet tabell for OLS-koeffisienter.

Blant industriene som har en moderat sensitivitet til renten er finans, industri og forbruksvarer. Fra resultatene rapportert i tabellen ser vi at ved renteendringer på 100 basispoeng vil avkastningen i finanssektoren falle med -0,64%poeng. For en tilsvarende renteendring vil avkastningen i industri og forbruksvare industrien være -0,54%-poeng og -0,59%-poeng. Rent intuitivt er det logisk at finanssektoren er noe mer volatil enn bransjene som responderer lavt på renteendringer. Historisk sett har sektoren vært svært mottakelig for renteendringer da dette

påvirker investeringer, lånekostnad til husstander og bedrifter og aktivitet. Tilsvarende argument kan benyttes for industri, da produksjon og vekst er mye betinget av lånekostnader.

For industriene som er mest mottakelige for renteendringer finner vi teknologi, telekommunikasjon og konsumvarer. For endringer i rentenivået på 1%-poeng gir dette endringer i avkastningen på henholdsvis -0,92% poeng, -0,84% poeng og -0,75%-poeng.

Gjennom en Breusch-Pagan-test finner vi bevis for at det eksisterer heteroskedastisitet i samtlige modeller. Alle testene viser en verdi på Prob > chi på under 0,05-nivået, og dermed forkastes nullhypotesen i Breusch-Pagan at variansen i restleddene er homoskedastiske.

Ved å ikke ta hensyn til det vil feilleddene til koeffisientene korrelere og vil slå skjevt ut i resultatene. Derfor utvider vi rammeverket og genererer nye modeller som tar hensyn til dette. Ved hjelp av funksjonen *cluster*, justerer vi for seriekorrelasjon og feilleddene til koeffisientene vil være uavhengige av hverandre.

Ved første øyekast kan vi se at standardavvikene til koeffisientene i alle sektorene endrer seg når vi justerer for seriekorrelasjon, noen mer signifikante enn andre. Totalt sett er endringene i standardavvikene marginale og dette trekker i retning av at modellene er godt spesifiserte.

## 5.2 GARCH

I appendiks (Appendiks D) vises resultatene fra GARCH-modellene. Variabelen *interest* viser hvilke effekt renten har på sektorene, og det frem kommer ulikheter mellom dem. Som et utgangspunkt kan vi se at hovedindeksen (*bxreturn*) hvor 1%-poengs økning i rentenivået fører til en -0,41%-poengs reduksjon i avkastningen. Videre tolkning for resultatene vil vi benytte hovedindeksen som en referanse til å sammenligne rentepåvirkning og volatilitet.

### GARCH ARCH family regression

Variable	Coef.	St.Err.
Materialer	-.481	.209
Energi	-.413	.186
Forbruksvarer	-.442	.223
Helsetjenester	-.434	.237
Finans	-.594	.152



Forsyninger	-.62	.194
Industri	-.549	.189
Konsumvarer	-.637	.224
Teknologi	-.858	.212
Telekom	-.983	.19
Eiendom	-3.174	1.265

---

Tabell 3: Samlet tabell for GARCH-koeffisienter

For ordens skyld benytter vi klassifiseringssystemet til Morningstar (2011) til å kategorisere indeksene. De grupperer sektorene inn i tre supersektorer: syklisk, defensiv og sensitivt.

*Sykliske* – De sykliske supersektorene inkluderer industrier som signifikant påvirkes av skift i økonomien. I høykonjunkturer pleier slike industrier å vokse og ved dårligere tider blir de mindre (Morningstar, 2011, s 8).

*Defensive* – Disse sektorene tenderer å være immune mot økonomiske sykluser. Slike industrier produserer varer som konsumerer uavhengig av den økonomiske tilstanden. Et eksempel på dette kan være matindustrien, helsesektoren og forsyninger (Morningstar, 2011, s. 8).

*Sensitive* – Beskriver kategorien av industrier som «flyter» med de økonomiske syklusene. Morningstar hevder at disse industriene faller mellom defensive og sykliske siden de ikke er «immune» mot dårlig økonomiske tider, men samtidig ikke vil påvirkes av nedgangskonjunkturer som sykliske supersektorer (Morningstar 2011, s. 8).

Sektor	Sensitivitet
Material	Lav
Energi	Lav
Industri	Lav
Forbrukervare	Lav
Helsesektor	Lav
Finans	Moderat
Forsyning	Moderat
Industri	Moderat
Konsumvare	Moderat
Teknologi	Høy
Telekommunikasjon	Høy
Eiendom	Høy

Figur 16: Oversikt over sektorenes rentesensitivitet ved GARCH

Vi velger tilsvarende presentasjon av sektorene for GARCH som vi gjorde med OLS. Først sektorene som responderer svakt på renteendringer og deretter de som er mer mottakelige. Fra tabell 3 kan en tyde at det eksisterer negativ korrelasjon mellom avkastningen på indeksene og rentenivået. Dette betyr at jo høyere rentenivået er, jo lavere vil den forventede avkastningen være. I tillegg til volatiliteten, vil vi nå være i stand til å inkludere langtidseffektene og endringer i volatiliteten som følge av sjokk.

### 5.2.1 Minst sensitive sektorer

Blant sektorene som er responderer mindre på renteendringer finner vi material-, energi-, forbruksvarer- og helsesektoren. Fra tabellen (Tabell 3) kan vi se at materialesektoren påvirkes negativt ved at en endring i rentenivået på 100 basispoeng endrer industrien med henholdsvis -0,48%-poeng. Sektoren inkluderer selskaper som produserer råmaterialer, mineraler og kjemikalier, og store selskaper som Elkem, Norsk Hydro og Yara International inkluderes (Euronext, 2022). Morningstar (2011) klassifiserer sektoren som syklisk, da produksjon vil følge den økonomiske tilstanden. Produksjonen i sektoren vil være avhengig av etterspørselen i andre industrier, siden industrien produserer materialer som er nødvendig for å produsere goder i andre sektorer. Sammenlignet med OLS, øker rentekoeffisienten fra -0,47%-poeng til -0,48%-poeng, men standardavviket reduseres. En kan dermed si at GARCH, er en bedre egnet modell. Langtidseffekten av sjokk summeres til 0,8 hvilket trekker i retning av at renteeffekten er sterk i sektoren, og vil ta tid før den dør ut. ARCH-effekten viser i hvilke grad et rentesjokk i forrige periode påvirker dagens volatilitet og GARCH-effekten viser hvordan endringer i

renteendringer påvirker volatiliteten på lang sikt. I sektoren summeres ARCH til 0,17, hvilket impliserer at renteendring i forrige periode har lite å si for volatiliteten på nåværende tidspunkt. Men vi kan tolke av GARCH at renteeffekten vil påvirke volatiliteten i sektoren over lengre tid, ved en verdi på 0,63.

For helsetjenester- og forbruksvaresektoren finner vi tilsvarende effekter. Fra tabell 3 kan vi se ved renteendring på 1%-poeng vil avkastningen for forbruksvaresektoren endres med -0,44%-poeng. Etterspørselen etter varer og tjenester til disse selskapene vil avhenge av forbrukerens kjøpekraft og vil dermed være mer etterspurt ved lave renter. Ved høye renter vil en større andel av disponibel inntekt til både bedrifter og konsumenter gå til å betjene lån og andre livsnødvendige varer (Bø, 2010). Avkastningen vil dermed falle ved høyere rentenivå. I tillegg vil bedrifter og konsumenter med lav kjøpekraft, ha mindre å konsumere i sektoren ved økning i rentebanen. Konsumet vil dermed rettes mot de med høyere kjøpekraft og noe av volatiliteten vil minskes gjennom denne effekten. Ehrmann og Fratzscher (2004) finner bevis for at bransjen reagerer sterkere på pengepolitikk enn gjennomsnittet. Sammenlignet med OLS faller koeffisienten fra -0,59%-poeng til -0,44%-poeng. GARCH-modellen viser også at renteeffekten har stor betydning for sektoren, med en verdi på 0,91. Denne langtidseffekten får vi ved å addere ARCH- og GARCH-effekten, og med en verdi på 0,91 impliserer dette at modellen er i høy grad persistent. Dette igjen betyr at renteeffekten vil vedvare lenge i sektoren og det tar lang tid før den dør ut. Sammenlignet med material, viser ARCH-effekten at et rentesjokk i forrige periode påvirker forbruksvare noe mindre, ved en verdi på 0,08. Tilsvarende for GARCH, vil renteeffekten påvirke volatiliteten noe lengre i sektoren.

Også helsetjenester har moderat sensitivitet til renteendringer. Fra modellen ser vi at et rentehopp på 1%-poeng svekker avkastningen med -0,43%-poeng. På lik linje med konsumvarer kan produkter og tjenester produsert i sektoren oppfattes som nødvendighetsgoder, og etterspørselen vil dermed være uavhengig av den økonomiske tilstanden. Sammenlignet med finanssektoren innehar sektoren flere industrier. Disse er farmasi, offentlige helsetjenester, bioteknologi, medisinsk utstyr og medisinske produsenter og distributører (Euronext, 2021). Det hevdes at industrien er kapitalintensiv og renten kan dermed ha påvirkning på gjeldsraten (Schroeder, 2015). Ehrmann og Fratzscher (2004) hevder at kapitalintensive industrier reagerer sterkere med endringer i renten. Morningstar (2011) definerer sektoren som syklisk. Sammenlignet med OLS faller koeffisienten fra -0,47%-poeng

til -0,43%-poeng ved GARCH. Langtidseffektene av sjokk summeres til 0,74, hvilket trekker i retning av at renteeffekten har noe mindre påvirkning i helsesektoren enn forbruksvarer. Det skal nevnes at rentekoeffisienten og ARCH ikke er signifikant. GARCH-effekten summeres til 0,63.

Energisektoren blir derimot ofte betraktet som sensitiv, og blir ikke i like stor grad påvirket av sykluser. Industrien omfatter både fornybar- og ikke-fornybar energi, og avkastning er på mange måter bestemt av internasjonale priser og geopolitikk (Regjeringen, 2022). NTE (2022) hevder at faktorer som temperaturforhold, import og eksport, valutakurser og produksjon har påvirkning på industrien. Fra tabell 3 kan vi at 1%-poeng endring i rentenivået fører til en reduksjon på -0,41% poeng. Sektoren er dermed ikke like sensitiv til renteendringer som de overnevnte sektorene, da industrien i større grad påvirkes av andre eksterne faktorer. Sammenlignet med resultatene i OLS, øker rentekoeffisienten fra -0,39% til -0,41% i GARCH-modellen. Tilsvarende for energiindustrien faller også standardavviket hvilket trekker i retning av at GARCH modellen er mer robust. Et interessant funn er at langtidseffekten av et rentesjokk i sektoren er lik -0,35, hvilket impliserer at det tar relativt kort tid før renteeffekten dør ut. Verdien kan antyde at renten ikke har særlig stor betydning for sektoren. Her må vi nevne at GARCH-effekten ikke er signifikant.

### 5.2.2 Moderate sensitive sektorer

I sektorene som defineres som moderat sensitive til renteendringer finner vi finans, forsyninger, industri og konsumvarer. Ehrmann og Fratzscher (2004) finner i sin analyse grunnlag for at sektorer som material, industri og finans reagerer gjennomsnittlig på renteendringer i det amerikanske markedet.

I finanssektoren vil 1%-poeng endring i rentenivået redusere avkastningen med -0,59%-poeng. Indeksen inneholder selskaper som tilbyr finansielle tjenester innenfor bank, sparing og lån, kapitalforvaltning, kredittjenester, investeringsbedrifter og forsikringsselskap (Morningstar, 2011, s.7). Morningstar klassifiserer sektoren som en syklisk sektor fordi den påvirkes signifikant av endringer i økonomien. Sammenlignet med hovedindeksen (OSEBX) kan finanssektoren oppfattes som noe mer sensitiv for renter, da finansindustrien påvirkes 0,1%-poeng sterkere. En forklaring på volatiliteten kan ligge i det faktum at bransjen er godt diversifisert. Bankene nyter godt av høyere renter ved økte inntekter på lån. Et høyere rentenivå

impliserer økt inntjening i banksektoren ved økte utlånskostnader (Benoit, 2021). Fra tabell (Se appendiks D: GARCH) framstilles ARCH- og GARCH-effektene. Med en langtidseffekt på 0,9 impliserer dette at det vil ta lang tid før den initiale verdien av et rentesjokk dør ut. Vi kan derfor hevde at renteendringer gir store effekter i bransjen. Sammenlignet med resultatene i OLS ser vi en signifikant endring i rentekoeffisienten. I OLS-estimatet hadde et hopp i renten på 1%-poeng en negativ effekt på -0,64%-poeng, sammenlignet med GARCH hvor den ble redusert til -0,51%-poeng. Tilsvarende effekter finner vi ved standardavviket da denne har blitt redusert med 0,04%-poeng. ARCH summeres til 0,12, og GARCH summeres til 0,77.

Deretter finner vi konsumvarer. Renteendring på 1%-poeng reduserer avkastningen med -0,63%-poeng i industrien. Sammenlignet med finansbransjen kan også konsumvaresektoren også oppfattes som syklisk. Selskaper som SalMar, Norway Royal Salmon og Grieg Seafood inkluderes i indeksen (Euronext, 2022). Selskapene er store eksportører og har kundebaser i hele verden. Faktorer som utenlandsk økonomi, valutakurser og klima kan ha stor påvirkning på inntjeningen. Ehrmann og Fratzscher (2004) finner bevis ved S&P 500 at konsumvarer reagerer sterkere på pengepolitikk enn gjennomsnittet. Langtidseffektene av sjokk summeres til en verdi på 0,92, hvilket trekker i retning av at renteeffekten vedvarer. Intuisjonen bak dette kan ligge i at priser på nødvendighetsgoder kan bevege seg tregt i enkelte segmenter, som matvarer. Det vil derfor ta noe tid før rentesjokket slår ut i godeprisene. I tillegg kan etterspørselen oppfattes som noe konstant, da den avtar mindre sammenlignet med andre industrier. Etterspørselen kan dermed hevdes å være uelastisk. Tilsvarende for OLS, ser vi også her at renteeffekten faller, og at endringen er signifikant. Fra en verdi på -0,75% til -0,63%. Et interessant funn er at standardavviket øker ved å benytte GARCH, men det øker ikke like mye som reduksjonen i verdien av rentekoeffisienten. Resultatet trekker derfor i retning at også for konsumvaresektoren at GARCH-modellen er et bedre alternativ. Så må vi bemerke her at ARCH-effekten ikke er signifikant. GARCH-effekten summeres til 0,88.

Industri responderer moderat på renteendringer. Ved en renteendring på 1%-poeng faller avkastningen i industrien med -0,54%-poeng. Morningstar (2011) rangerer industrisektoren som en sensitiv sektor. Industrisektoren er kjent som en annenhåndssektor siden varene som produseres som regel går til andre bedrifter før de når kunden. Dermed vil tilbud og etterspørselen i andre sektorer ha stor påvirkning på industriens vekst (Indeed, 2021). Renteeffekten i andre industrier vil derfor være med på å påvirke avkastningen i industrisektoren. Sammenlignet med resultatene vi fikk i OLS, har rentekoeffisienten økt fra -

0,47% til -0,48% i materialesektoren, og sunket fra -0,58 til -0,54% i industrisektoren. Videre kan vi se at standardavviket har falt noe, etter implementeringen av GARCH, hvilket trekker i retning av at GARCH-modellen er bedre egnet. ARCH-effekten summeres til 0,12 og GARCH-effekten summeres til 0,86.

Siste sektoren som responderer moderat på renteendringene er forsyninger. Morningstar definerer bransjen som defensiv, slik at den i liten grad vil avhenge av de økonomiske syklusene. Fra tabellen (Tabell 3) kommer det fram at ved 1%-poeng endring i rentenivået vil avkastningen i bransjen falle med -0,62%-poeng. Fra standardavviket, summert til 0,19, kan vi tolke at det er mye variasjon i bransjen, og renten isolert kan dermed ikke forklare endringene i avkastningen alene. Bransjen skiller seg fra de andre ved at den er strengt statlig regulert (Euronext, 2021). Selskapene som inkluderes i sektoren, er i hovedsak store distributører av ressurser som elektrisitet, gass, vann og funksjoner relatert til miljøtjenester og har dermed stor betydning for infrastruktur (Morningstar, 2011). Siden Norge ikke er store nok til å være prissettere vil selskapsverdien preges av de nordiske prisene (NTE, 2022). Dette skaper variasjon i indeksen. Sammenlignet med OLS, øker rentekoeffisienten signifikant ved at vi benytter GARCH. Verdiene endrer seg henholdsvis fra -0,46%-poeng til -0,62%-poeng. ARCH-effekten summeres til 0,11 og GARCH summeres til 0,90.

### 5.2.3 Mest sensitive sektorer

Til nå har vi diskutert sektorene som responderer både lite og middels på renteendringene. Vi skal derfor nå ta for oss industriene som er mer mottakelige på renteendringene. Blant sektorene finner vi teknologi, telekommunikasjon og eiendom. I henhold til forskningen til Ehrmann og Fratzscher (2004) kommer det frem at tilsvarende industrier reagerer dobbelt så sterkt på renteendringer i det amerikanske markedet enn øvrige industrier.

Fra modellen kan vi tyde at ved en renteendring på 1%-poeng vil avkastningen reduseres med -0,85% i teknologisektoren. Ifølge Morningstar klassifiseres sektoren som sensitiv, hvilket vil si at de flyter med økonomien. Det vil si at de ikke er immune mot dårlige tider i økonomien, men vil være noe mindre påvirket av den økonomiske tilstanden.

I forskningen Moya-Martínez et al. (2015) finner de at teknologiaksjer har en tendens til å være sårbare mot svingninger i rentenivået, siden de har høy gjeldsrate. Et annet viktig aspekt med industrien er at den definerer et bredt spekter av varer og tjenester innen teknologi.

Produksjonen er dermed mye styrt av tilbud og etterspørsel, samt økonomisk aktivitet. En kan dermed hevde at renteeffekten har påvirkning på industrien. Sammenlignet med OLS, kan vi se at rentekoeffisienten reduseres med 0,7%-poeng. Ved å benytte GARCH reduseres rentekoeffisienten fra -0,92%-poeng til -0,85%-poeng. I tillegg faller standardavviket ved GARCH, men reduksjonen er minimal. ARCH-effekten summeres til 0,16 og GARCH-effekten summeres til 0,76.

Telekommunikasjonssektoren er svært mottakelig for renteendringer. Modellen viser at en økning på 100 basispoeng i rentenivået fører til en reduksjon på -0,98%-poeng. Sektoren kan dermed oppfattes som homogen av grad 1 til renten. Sammenlignet med de andre indeksene innehar telekommunikasjonsindeksen kun to selskaper, henholdsvis Telenor og Napatech. Dette kan skape skjevhet i resultatene grunnet lav variasjon. Morningstar (2011) klassifiserer sektoren som en sensitiv supersektor, hvilket impliserer at den har moderat korrelasjon til økonomiske sykluser. For det norske markedet framstår sektoren som signifikant sensitiv til syklusene og avviker dermed fra det amerikanske markedet. Renteeffekten vedvarer lenge i industrien ved en verdi på 0,91. Sammenlignet med OLS, ser vi en økning i renteparameteret fra -0,84%-poeng til -0,98%-poeng. Tilsvarende minsker standardavviket ved GARCH. ARCH-effekten summeres til 0,41 og GARCH-effekten summeres til 0,50.

Siste sektor som vi tar for oss i analysen er eiendom. Sektoren omfatter selskaper som eier og forvalter eiendom. Industrien kjennetegnes ved høy belåning gjennom investeringer og utvikling (Breuer et al., 2019). Renten har derfor stor betydning for aktiviteten i industrien og dette reflekteres også i resultatet. Tall fra tabell 3 viser at en heving av renten på 100 basispoeng fører til en reduksjon på -3,17 %-poeng i avkastningen. Sammenlignet med samtlige industrier trekker resultatene i retning av at eiendomssektoren er mest sensitiv for renter. En viktig faktor som skiller industrien fra de andre er at indeksen ble opprettet i 2016. Dette slår ut i resultatet ved at renteintervallet strekker seg kun fra 0% til 1,5%. Renteeffekten vil derfor gi et ufullstendig bilde på sektoren. Dersom vi sammenligner GARCH-modellen med OLS-resultatene, ser vi at rentekoeffisienten øker signifikant fra -1,26%-poeng til -3,17%-poeng. Vi kan tyde at standardavviket faller ved å benytte GARCH-modellen, men det er fortsatt svært høyt. Basert på at dataen for sektoren ikke er tilstrekkelig, gir dette utslag de estimerte koeffisientene. Det skal nevnes at rentekoeffisienten og ARCH ikke er signifikant. GARCH-effekten summeres til 0,58.

Det er viktig å påpeke at standardavvikene kan virke noe høye i samtlige sektorer. Dette trekker i retning av at det eksisterer andre faktorer som kan forklare volatiliteten. Sammenlignet med hovedindeksen kan vi tyde at samtlige sektorer er mer volatile, med unntak av energi.

#### 5.2.4 Lagstruktur

Vi har benyttet ulike *lag-strukturer* for flere sektorindekser. I modellen tok vi utgangspunkt i flere *lag-parameter*, (10 *lag-parameter*), for så å nedskalere for hver sektor. I appendiks D kan vi se at renteeffekten for hver industri er signifikant, med unntak av helsetjeneste. Ved å benytte *lag* av renten antar vi at renteeffekten ikke slår ut i dag. Dette gir oss et mer realistisk bilde av renteeffekten på industriene.

For teknologi, finans, eiendom, konsumvarer, industri, forsyninger, energi, samt helsetjenester har vi benyttet en standard GARCH (1,1), men ulike rentestruktur. Petra Posedel (2005) hevder i sin forskning at «de finansielle markedene reagerer «nervøst» på politiske forstyrrelser, økonomiske kriser, krig og geopolitikk» (Posedel, 2005, s.1). I slike perioder svinger markedene mye (Posedel, 2005). På grunn av hyppige endringer som skjer over korte tidsperioder kan det derfor påvirke resultatene våre negativt ved å benytte lag som strekker seg langt tilbake i tid. Eksempelvis vil hendelser og bevegelser i markedet som skjedde i 2005 være lite relevant for å beregne endringene for dagens avkastning. Selv om GARCH (1,1)-modellen kun består av tre parameter i den betingede variansen, er det en god modell selv med få forklaringsvariabler. Modellen tillater at et uendelig antall av kvadratiske feilledd å påvirke nåverdien av den betingede variansen (Brooks, 2019, s.514). Det er derfor sjeldent nødvendig med en GARCH-modell av høyere orden for å fange opp volatilitetsklyngene, og en GARCH (1,1) er derfor hyppig brukt (Brooks, 2019, s. 514). Til å fastsette AR- og MA-prosessen til modellene finner vi først de kvadrerte residualene. Dermed er vi i stand til å se om det eksisterer både ARCH-og GARCH-effekter i industriene. Resultatene i korrelasjonsdiagrammet viser at begge effektene eksisterer.

Rentestrukturen til industriene varierer mellom sektorene. Som argumentert i GARCH-modellene påvirkes sektorene ulikt av andre eksterne faktorer. Dette er vi nødt til å ta hensyn til for at modellene skal bli signifikante. I løpet av de siste årene har det vært flere hendelser som har påvirket enkelte sektorer og noen sterkere enn andre. For å danne gode modeller er vi derfor



nødt til å justere for slike hendelser, og dermed endre lagstrukturen. Dette vil gi et mer korrekt bilde av rentens påvirkning på de respektive industriene.

I løpet av de siste to årene har geopolitisk uro og klimarisiko vært en driver for volatilitet i materialmarkedet. Knapphet på ressurser og en tiltakende etterspørsel har drevet prisene til rekordhøyder. I tillegg har energiprisene også tiltatt gjennom at Norge har koblet seg på det europeiske strømmettet samt en strammere energipolitikk i Tyskland og resten av Europa. For material har vi benyttet en GARCH (4,4) med et *lag* på renten og for energisektoren er en GARCH (1,1)-modell anvendt med 2 *lagparameter*. Ved å benytte en slik *lagstruktur* kan dette justere for de overnevnte hendelsene.

Tilsvarende argumenter kan benyttes om *lagstrukturen* til de andre industriene bare med faktorene diskutert under GARCH-resultatene. Det benyttes *lags* ved alle industrier og flesteparten er signifikante.

### 5.3 TGARCH

Til nå har vi analysert hvordan sektorene responderer på ulike renteendringer. Videre ønsker vi å ta for oss rentenivået, og til dette benytter vi en TGARCH. Når vi nå modellerer volatiliteten er det viktig å stille seg spørsmålet «er det renteendringene som skaper volatiliteten, eller er det rentenivået?». Gjennom en TGARCH er vi i stand til å undersøke rentenivået nærmere. Ved å separere rentebanen i henholdsvis et høyt og et lavt nivå, er vi i stand til å betrakte volatiliteten i sektorene i de to ulike renteregimene. Historisk sett har renter hatt påvirkning på investorenes avgjørelser i aksjemarkedet (Lian et al., 2018). Det kan derfor hevdes at rentenivået har asymmetrisk påvirkning. Ved GARCH antas kun symmetrisk påvirkning, og det vil dermed ikke være forskjell mellom et høyt og et lavt rentenivå. For modellens og resultatenes skyld fortsetter vi med renten på nivåform.

Ved å utvide GARCH-modellen til en TGARCH vil vi nå få to ekstra effekter, en for lavt- og en for høyt rentenivå. Før vi presenterer resultatene er det viktig å presisere intervallet til renten. Siden lavrenter er definert som  $\leq 1\%$  og høyrenter som  $\geq 4\%$ , vil renteendringene i regimene beregnes fra 0 til 1% og 4% til 5%. Det er viktig å presisere at TGARCH-effektene eksisterer i samtlige industrier, men ikke alle er signifikante. Når vi videre i resultatene nevner endring, impliserer dette et hopp i renten på 1%-poeng.

Tilsvarende for OLS og GARCH, presenterer vi resultatene ut ifra prestasjon for TGARCH-modellen. Først de minst sensitive, deretter sektorene som er mer mottakelige for renteendringene.

**TGARCH ved høyrenter**

**ARCH family regression**

Variable	Coef.	St.Err.
Materialer	.08	.471
Energi	-.372	.478
Forbruksvarer	-.738	.664
Helsetjenester	-.823	.585
Finans	-.936	.229
Forsyninger	-1.058	.411
Industri	-.821	.379
Konsumvarer	-1.175	.448
Teknologi	-1.174	.549
Telekom	-.934	.452

Tabell 4: Samlet tabell for TGARCH-koeffisienter ved høyrenter

**TGARCH ved lavrenter**

**ARCH family regression**

Variable	Coef.	St.Err.
Materialer	-4.254	1.932
Energi	-2.146	2.195
Forbruksvarer	-4.839	1.92
Helsetjenester	-5.22	2.315
Finans	-3.641	.872
Forsyninger	-2.342	1.171
Industri	-3.934	.985
Konsumvarer	-2.391	2.016
Teknologi	-5.754	1.881
Telekom	-4.268	2.091
Eiendom	-3.233	1.046

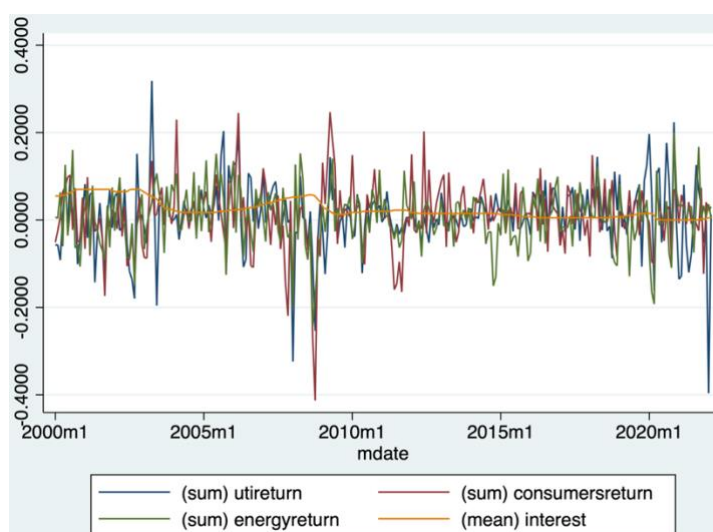
Tabell 5: Samlet tabell for TGARCH-koeffisienter ved lavrenter

Mest sensitive (høyrenter)	Minst sensitive (høyrenter)	Mest sensitive (lavrenter)	Minst sensitive (lavrenter)
Konsumvarer	Energi	Teknologi	Forsyning
Teknologi	Material	Helse	Finans

Figur 17: Oversikt over sektorenes rentesensitivitet ved TGARCH

### 5.3.1 Minst sensitive sektorer

For energi, konsumvare og forsyningssektoren finner vi bevis for at industriene reagerer svakere i de to renteregimene. Sektorene og renteutviklingene kan illustreres på følgende måte,



Figur 18: Avkastningsutvikling for sektorene forsyninger, konsumvare, energi, og renteutviklingen

Kilde: Euronext, 2022; Norges Bank, u.å-a

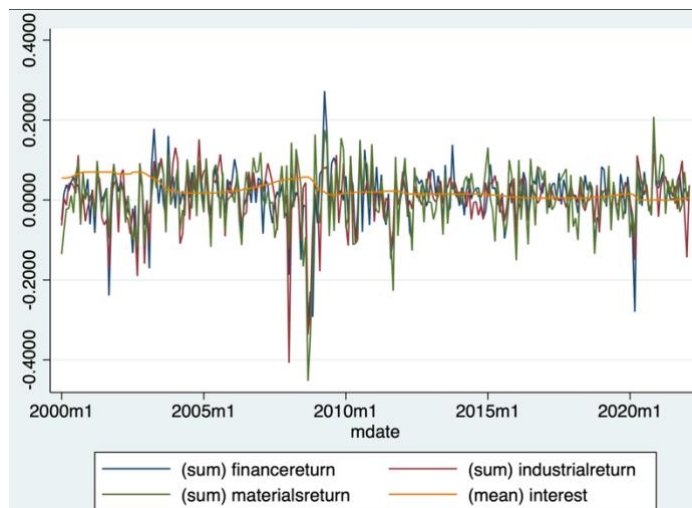
Energisektoren skiller seg fra de andre sektorene ved at den har vært svært volatil de siste månedene. Renteendringer i høyrenteregimet påvirker avkastningen negativt med -0,37%-poeng og i lavrenteregimet vil avkastningen falle med -2,14%-poeng. Sammenlignet med GARCH faller koeffisienten i høyrenteregimet, men øker i lavrenteregimet. Det er viktig å påpeke at rentedummyen ikke er signifikant for verken av de to regimene. Som beskrevet i GARCH-modellen påvirker andre faktorer som geopolitikk, prisenivå og etterspørsel industrien. Siden Norge ikke er store nok til å være prissettere, kan volatiliteten ha sammenheng med prisenivået i energisektoren (NTE, 2022). At koeffisientene ikke er signifikante trekker i retning av at rentenivået for sektoren har lite påvirkning for volatiliteten i avkastningen.

For forsyningssektoren kan vi dra flere paralleller med energisektoren. I tabell 4 kommer det fram at avkastningen i sektoren påvirkes moderat av renteendringer i høyrenteregime. En endring i rentenivået under en høyrentestruktur påvirker volatiliteten med -1,05 %-poeng. Sammenlignet med de andre sektorene har industrien vært mindre volatil de siste 20 årene, og mindre sensitiv i både i høyrente- og lavrenteregimer. I lavrenteregimer gir økning i rentenivået en negativ effekt på avkastningen med -2,34%-poeng. Euronext oppgir i sin sektoroversikt at industrien blir sterkt påvirket av reguleringer fra myndighetene (Euronext, 2021). Siden sektoren inneholder selskaper som distribuerer strøm, gass og vann påvirkes også denne sektoren av geopolitiske effekter og mye av volatiliteten kan dermed forklares gjennom priser som påvirkes gjennom utlandet.

Deretter har vi konsumvaresektoren. Fra tabellen (Tabell 4) kan vi se at ved endringer på 100 basispoeng i høyrenteregimet, vil sektoren falle med -1,17%-poeng. I lavrenteregime vil avkastningen endres med -2,39%-poeng ved renteendringer på 1%. Disse funnene er interessante. Sammenlignet med de andre industriene har sektoren den minste differansen mellom høyrenteregimet og lavrenteregimet. I GARCH-modellen argumenterte vi for at sektoren produserer nødvendighetsgoder som mat og husholdningsartikler. Slike goder betraktes gjerne som ikke-sykliske, da etterspørselen i mindre grad vil falle ved nedgangskonjunkturer eller konsumeres mer av i høykonjunkturer. Forbruket av slike goder kan dermed oppfattes som delvis konstante. Disse effektene reflekteres også i sektoren, ved at differansen i volatiliteten er minimal i de respektive regimene. Det skal legges til at lavrentekoeffisienten ikke er signifikant.

### 5.3.2 Moderate sensitive sektorer

Blant sektorene som reagerer moderat på rentenivåene er finans-, industri- og materialsektoren. Volatiliteten til sektorene kan illustreres grafisk,



Figur 19: Volatiliteten til finanssektoren, industrisektoren og materialsektoren, og renteutviklingen

Kilde: Euronext, 2022; Norges Bank, u.å-a

Vi kan umiddelbart tolke at volatiliteten til finanssektoren er høyere i høyrenteregimet. Ved en renteendring på 1%-poeng i regimet vil avkastningen i sektoren reduserer med -0,93%-poeng. Sammenlignet med resultatene rapportert i GARCH-modellene trekker resultatene i retning av at sektoren er mer volatil i høyrente enn ved endringer, hvor differansen summeres til 0,4%-poeng. Volatiliteten ble sterkt påvirket under finanskrisen i 2008. Sammenlignet med energi-, konsumvare- og forsyningssektoren, reagerer finans sterkere på lavere renter. I lavrenteregime vil endringer i renten redusere avkastningen med -3,6%-poeng. Fra figur 17 (Euronext 2022.; Norges Bank u.å-a) kan vi tyde dette da styringsrenten har vært lavere enn 1% ved to ulike tidsintervaller. Fra 2015 til 14.juni 2019 og 2020 til nå. I disse tidsperiodene kan vi se av grafen at volatiliteten har vært høyere sammenlignet med de andre, sett bort i fra finanskrisen og koronapandemien.

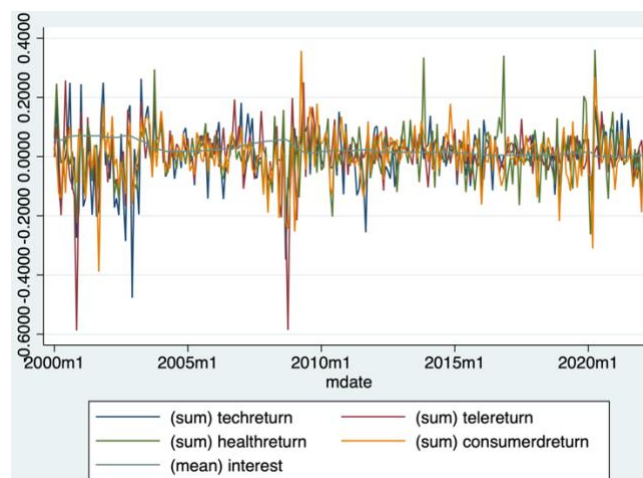
For industrisektoren kan vi trekke flere paralleller med finansindustrien. I høyrenteregime vil 1%-poengs renteendring påvirke avkastningen negativt med -0,82%-poeng. Sammenlignet med GARCH, øker sensitiviteten av renten i høyrenteregimet. Selv om effekten øker kan vi se at standardavviket øker betraktelig i TGARCH-modellen, og variabelen er signifikant. I lavrenteregime vil et rentehopp påvirke avkastningen negativt ved en reduksjon på -3,93%-poeng. Også her er variabelen signifikant. Sammenlignet med resultatene rapportert i GARCH trekker også denne industrien i retning av at et lavt rentenivå skaper mer volatilitet.

For eiendomssektoren har vi kun data for lavrenteregimet. Vi nevnte tidligere at indeksen ble opprettet 2016, og vi har dermed ikke datagrunnlag til å undersøke volatiliteten i høyrenteregimet. I lavrenteregimet fører en renteendring til -3,23%-poeng endring i avkastningen, og koeffisienten er signifikant. Det skal nevnes at GARCH-effekten ikke er signifikant.

Den siste industrien som påvirkes moderat av renteendringer er materialsektoren. Tilsvarende for sektoren, kan vi trekke flere likhetstrekk mellom finans- og industrisektoren. I høyrenteregimet vil sektoren falle med -1,02%-poeng ved rentehopp fra 4% til 5%. For renteendringer i lavrenteregimet, faller sektoren med -4,25%-poeng. Materialene og mineralene som produseres i industribransjen benyttes mye i andre sektorer som bygg og produksjon av elektronisk utstyr. Produksjon kan derfor i stor grad avhenge av etterspørsel, og varer som elektroniske utstyr kan være mer etterspurt ved lavere renter. Tilsvarende argument kan benyttes for byggebransjen, hvor produksjon er mer gunstig i lavt renteregime.

### 5.3.3 Mest sensitive sektorer

Til nå har vi betraktet sektorene som påvirkes moderat av rentenivåene. Da vi betraktet renteendringene i GARCH-modellen utpekte sektorer som teknologi og telekommunikasjon som signifikant mottakelige for renteendringer. Når vi nå betrakter rentenivåene, er det fire sektorer som utpeker seg, henholdsvis teknologi, telekommunikasjon, forbruksvarer og helsetjenester.



Figur 20: Volatiliteten til bransjene teknologi, telekom, helsetjenester og forbruksvarer og renteutviklingen siden 2000

Kilde: Euronext,2022; Norges Bank *u.å-a*

Fra teknologisektoren ser vi at volatiliteten er høyere i et høyrenteregime. Ved 1%-poeng endring i rentenivået vil avkastningen i sektoren falle med -1,17%-poeng. Sammenlignet med GARCH hvor vi modellerte endringene tilsier resultatene at sektoren er nesten 0,3%-poeng mer sensitiv når økonomien er utsatt for høyere renter. Effekten av renteendringen i høyrenteregimet er signifikant, og vi kan dermed påstå at forskjellen er betydelig selv om differansen ikke er mer enn 0,3%-poeng. I perioden 2000-2003 var rentenivået 6% i snitt og i perioden 2007-2008 4,5%. Av grafene ser vi at volatiliteten var signifikant høyere i disse periodene sammenlignet med de andre årene. Selv om resultatene peker i retning av at renten har hatt effekt på volatiliteten, er det flere faktorer som spiller inn for sektoren. I 2001 falt store deler av sektoren tungt grunnet *tech-krisen*. Store internasjonale teknologiselskaper var over en lengre periode overpriset sammenfallende med irrasjonelle forventninger (Bodie et al., 2011). I 2007-2008 brøt finanskrisen ut og teknologiselskaper falt som en konsekvens av dette. Hendelsene har vært store pågangsdrevne til volatiliteten i bransjen sammenlignet med renten. I perioder med lave renter er det vesentlig mer volatilitet i sektoren. Fra tabellen (Tabell 5) kan vi tyde at ved renteøkning under 100 basispoeng, vil avkastningen i industrien falle med -5,75%-poeng. Fra figur 18 (Euronext, 2022; Norges Bank u.å-a) kan det se ut som at bransjen er mer volatil i høyrenteregimer, men dette skyldes i hovedsak kriser som har hatt sterk påvirkning på sektoren. Vi kan dermed påstå at det er rentenivået som påvirker industrien mest, sammenlignet med renteendringene. Det skal nevnes at endringene også påvirker avkastningen, men nivået har en signifikant sterkere effekt. Det kan også hevdes at det oppstår høyest volatilitet i perioder med lave renter, fremfor perioder med høye renter.

Videre kan vi se at rentenivåene også gir utslag i telekommunikasjonssektoren. I høyrenteregimer faller renten med -0,93%-poeng. Også avkastningen i telekomsektoren er mer volatil i lavrenteregimer enn høyrente. I perioder med lave renter ser vi fra tabellen (Tabell 5) at avkastningen påvirkes nærmere over fire ganger så sterkt som rentehoppet, hvor en renteendring fra 0 til 1% påvirker avkastningen negativt med -4,26%-poeng. Under resultatene i GARCH-modellen argumenterte vi for hvor representative resultatene er grunnet få aksjer i indeksen som påvirker diversifiseringseffektene.

I kategorien for sensitive sektorer finner vi også forbruksvarer. Resultat fra tabellen (Tabell 4) viser at sektoren faller med -0,73%-poeng ved renteendringer i høyrenteregimet. I lavrenteregimene er indeksen svært mottakelig for renter. Resultatene viser at renteendringer fra 0 til 1% vil avkastningen falle med -4,8%-poeng. Sammenlignet med GARCH kan vi tolke

at effekten har økt i både høyrente- og lavrenteregimet. Vi har tidligere argumentert for at etterspørselen etter varer og tjenester som produserer i sektoren er uelastiske. Når rentene øker vil noe av etterspørselen fra konsumentene falle ved at kapitalkostnaden blir dyrere. En større andel av inntekten til konsumenten vil dermed falle bort til å betjene lån, og dermed vil etterspørselen etter forbruksvarer gradvis falle i takt med rentenivået (Bø, 2010). Når rentene passerer 4% vil denne effekten gradvis avta. Dette reflekteres høyrenteregimet, da volatiliteten i sektoren er signifikant mindre. Det skal nevnes at høyrentekoeffisienten ikke er signifikant.

Helsesektoren er også svært mottakelig for renteendringer. I høyrenteregimet vil renteendringer påvirke sektoren negativt ved en reduksjon i avkastningen på -0,82%-poeng. I lavrenteregimet faller avkastningen med -5,21%-poeng. Sammenlignet med GARCH øker volatilitetseffekten i begge regimene. I GARCH-modellen argumenterte vi for at sektoren er kapitalintensiv. Det kan derfor sies å være mer aktivitet i sektoren ved lavere renter, og som en konsekvens høyere forventning til avkastning. Dette gjenspeiles i volatiliteten, og ved økning i renten på rentenivå over 4% vil renteeffekten avta. Det er viktig å påpeke at rentekoeffisienten i høyrenteregimet ikke er signifikant.

Av resultatene som kommer fram i TGARCH kan vi tyde at det eksisterer sammenheng mellom rentenivåer og volatilitet.

#### 5.3.4 Fastsettelse av rentenivå

Når vi benytter TGARCH med ulike rentenivå er det viktig å presisere hvordan rentenivåene er definert. Hovedsakelig kunne vi definert høyrentedummyen med rente lik 4%, og 1% ved lavrenteregime. Grunnen til at vi ikke velger denne framgangsmåten skyldes intervallet til renten. Ved å holde renten konstant for de respektive nivåene ville tidsperioden blitt for kort. Fra rentestatistikken til Norges Bank (u.å-a) kan vi tolke at renten kun har vært 4% ved svært få tilfeller. Ved å definere alle rentenivå større enn 4% vil intervallet strekke seg fra 4% til 7% som er det høyeste nivået av renten rapportert i perioden vi definerer. Renteregimene vil dermed bli definert i intervallet mellom 4% og 5% for høyrente og 0 til 1% i lavrenteregimet.

#### 5.3.5 Lagstruktur

*Lagstrukturen* i TGARCH-modellen er viktig å definere. I GARCH-modellen benyttet vi *lag-parameter* på renten for at antakelsen om at renteeffekten ikke slår ut ved dagens verdi. Ved



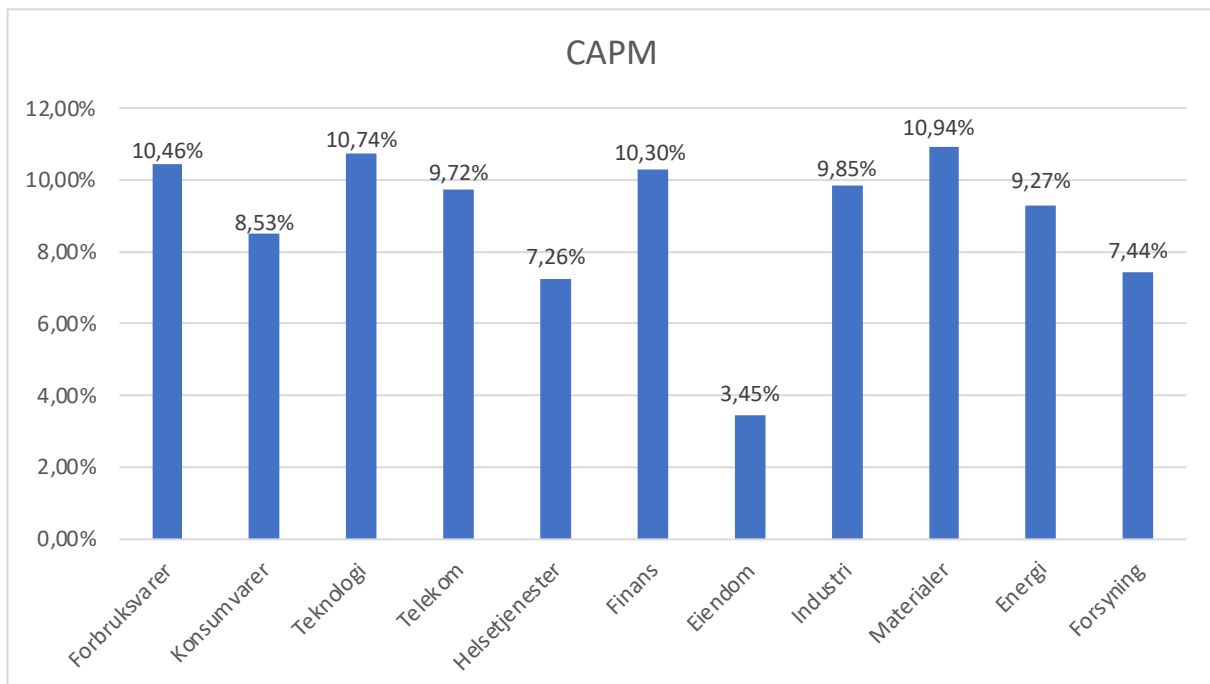
TGARCH benyttet vi ikke *lags* på renten fordi vi kun er opptatt av verdien på dummyvariablene. Dummyene definerer lengre tidsintervaller for de respektive nivåene. Når vi analyserer effektene, definerer vi kun dummyvariabelen og ikke rentekoeffisienten. Dette skylder at vi kun ønsker å se effektene i de respektive renteregimene.

Det skal nevnes at *interest*-variabelen ikke er signifikant i flere industrier, men det er dummyvariabelene.

## 5.4 CAPM

Formålet med å bruke kapitalverdimodellen er å forklare forholdet mellom forventet avkastning og risikoen på sektorindeksene. Det finnes flerfaktormodeller som muligens kan forklare forventet avkastning mer nøyaktig, som Fama-French trefaktor- og femfaktormodeller (Brooks, 2014), men vi har valgt å benytte enkeltfaktormodellen CAPM for enkelthetskyld.

Resultatene gitt i årlig forventet avkastning er presentert i diagrammet,



Figur 21: Forventet årlig avkastning fra kapitalverdimodellen på de 11 bransjeindeksene

Kilde: Euronext, 2022

Her kan vi se at materialsektoren har høyeste forventede avkastning med 10,94%, mens eiendomssektoren har lavest forventede avkastning med 3,45%. Her må vi bemerke at eiendomssektoren innehar langt færre observasjoner enn øvrige sektorindekser.

#### 5.4.1 Jensen's alpha

Jensen's alpha måler differanseavkastningen justert for systematisk risiko, og viser den unormale avkastningen målt mot den forventede avkastningen fra CAPM (Brooks, 2014). Jensen's alpha er skjæringspunktet i den enkle regresjonen mellom sektorindeksen og hovedindeksen. Fra tabell 6 (Euronext, 2022) kan vi se at teknologi, forbruksvarer, telekom og materialer har en negativ Jensen's Alpha. Det vil si at de nevnte indeksene, har underprestert i forhold til den forventede avkastningen. Vi kan også se at eiendom, konsumvarer og forsyning har relativt høye Jensen's alpha-tall, som betyr at de har overprestert mot den forventede avkastningen. Eiendomsindeksen sin overprestatjon kan muligens forklares av at antall observasjoner i sektoren er såpass lav.

#### 5.4.2 Sharpe-rate

Et annet risikojusteringsmål vi har benyttet er Sharpe-raten. Sharpe-raten er gitt ved:

$$\text{Sharpe} - \text{rate} = \frac{R_i - R_f}{\sigma_i} \quad (9)$$

Hvor  $R_i - R_f$  er gjennomsnittlig avkastning på sektorindeksen fratrukket gjennomsnittlig styringsrente og  $\sigma_i$  er sektorindeksens standardavvik.

Vi kan se at i tråd med *Jensen's alpha* er forbruksvarer, teknologi, materialer og telekom de sektorene som har underprestert mest målt mot forventet avkastning og referanseindeksen OSEBX.

I TGARCH fant vi under lavrenter at teknologi, telekom og helsetjenester slår høyt ut på volatilitet. Det kan vi trekke likheter til standardavvikene funnet ved beregningene ved CAPM, der de samme bransjene har de høyeste på henholdsvis 30%, 30,76% og 29,91%.

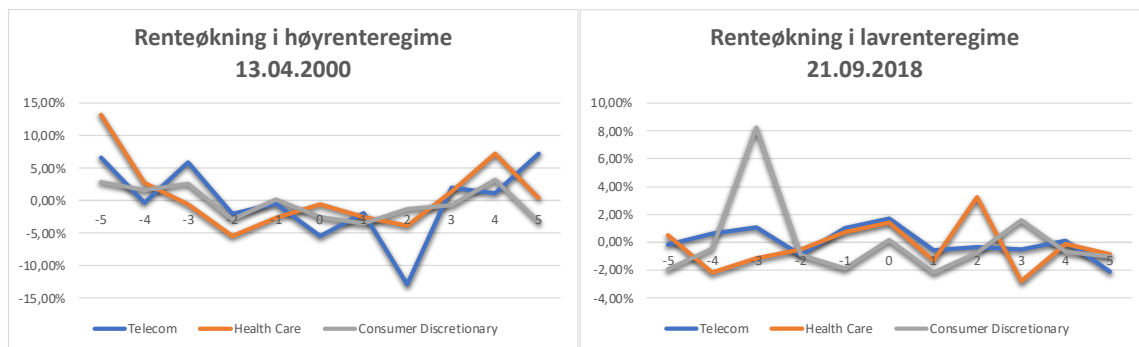
Betaverdiene er et mål på systematisk risiko, og vi kan se fra disse koeffisientene at samtlige sektorer har mindre systematisk risiko målt mot referanseindeksen. Teknologi har den høyeste betakoeffisienten på 0,8508, mens i den andre skalaen har eiendomssektoren en betaverdi på 0,0993.

Indeks	Annualisert snittavkastning	Standardavvik Annualisert	Beta	CAPM	Sharpe Rate	Jensen's Alpha
Consumer Discretionary	3,32 %	26,92 %	0,8216	7,30 %	0,03	-3,98 %
Consumer Staples	13,07 %	23,03 %	0,6225	6,13 %	0,46	6,93 %
Technology	3,25 %	30,00 %	0,8508	7,48 %	0,03	-4,23 %
Telecommunications	6,08 %	30,76 %	0,7456	6,86 %	0,12	-0,77 %
Health Care	9,47 %	29,91 %	0,4917	5,37 %	0,23	4,11 %
Financials	11,67 %	26,08 %	0,8053	7,21 %	0,35	4,46 %
Real Estate	12,22 %	17,52 %	0,0993	3,06 %	0,56	9,16 %
Industrials	7,36 %	22,62 %	0,7586	6,93 %	0,22	0,43 %
Basic Materials	7,11 %	29,28 %	0,8710	7,59 %	0,16	-0,48 %
Energy	8,37 %	28,08 %	0,6995	6,59 %	0,21	1,79 %
Utilities	12,48 %	27,15 %	0,5108	5,48 %	0,37	7,00 %
OSEBX	8,35 %	22,11 %	1,0000	8,35 %	0,27	0,00 %

Tabell 6: Annualisert snittavkastning og standardavvik, betakoeffisienter og resultater fra CAPM, Sharpe-raten og Jensen's alpha for bransjeindeksene og hovedindeksen

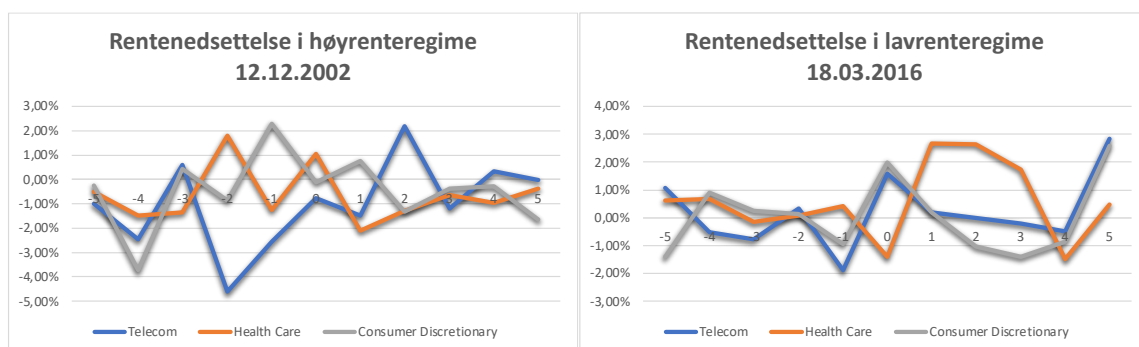
Kilde: Euronext, 2022

## 5.5 Event-studie



Figur 22: Unormal avkastning ved rentetøkning i høy- og lavrenteregime for indeksene telekom, helsetjenester og forbruksvarer

Kilde: Euronext, 2022; Norges Bank, u.å-a



Figur 23: Unormal avkastning ved rentenedsettelse i høy- og lavrenteregime for indeksene telekom, helsetjenester og forbruksvarer

Kilde: Euronext,2022; Norges Bank u.å-a

Vi kan se at i gjennomsnitt over 31 renteøkninger er avkastningen over alle sektorer  $-0,15\%$  i snitt den dagen styringsrenten endres. Renten endres i  $t=0$ . Men i den kumulative unormale avkastningen (CAR) de fem påfølgende dagene er snittet  $0,25\%$ . Hvis vi ser på enkeltsektorer så ser vi at materialer ( $-0,52\%$ ), telekom ( $-0,30\%$ ) og helsetjenester ( $-0,25\%$ ) faller mest i snitt den dagen renten økes. I figurene 20 og 21 (Euronext, 2022; Norges Bank, u.å-a) har vi kun illustrert tre av sektorene, men det finnes tilsvarende effekter i samtlige sektorer. Det eksisterer et gjennomgående mønster om at endringen av styringsrenten ikke har særlig stor effekt på avkastningene.

Ved rentenedgang så kan vi se at i snitt over 27 rentenedsettelse, ved å justere for mars 2020 og det initiale *coronasjokket*, at avkastningene for sektorene er  $0,19\%$  den dagen renten settes ned. CAR er  $0,92\%$ .

Forsyning ( $0,42\%$ ), teknologi ( $0,34\%$ ), og forbruksvarer ( $0,29\%$ ) er sektorene som stiger mest dagen renten senkes, mens energi ( $-0,17\%$ ) og eiendom ( $-0,01\%$ ) faller i snitt.

En ting vi kan se over alle endringene i snitt er at den kumulerte avkastningen de påfølgende fem dagene etter renteendring er en del større ved rentenedsetting enn ved renteøkning. Se appendiks (Appendiks J, Event-studie). Dette er et interessant funn. GARCH-modellen er som tidligere nevnt symmetrisk, og tar ikke hensyn til negative verdier, mens her finner vi at rentenedsetting kan ha større effekt på avkastningene, enn renteøkning.

### 5.5.1 Høye og lave renteregimer

Vi har også sett på hvordan renteendring påvirker sektorindeksenes avkastning i event-studien ved å se på regimer ved høy og lav rente. Som tidligere i oppgaven spesifiserer vi regimer med høy rente da styringsrenta er på  $4\%$  eller høyere, og lave renter  $1\%$  eller lavere.

Det har vært tider med høye renter i omtrent  $22\%$  av tidsserien, mens rundt  $25\%$  av tidsserien har det vært lave renter.

Vi kan se at i snitt over sektorene så er avkastningen  $-0,52\%$  dagen renten økes i regimer med høye renter, og  $-0,39\%$  ved lave renter. Dagen renten settes ned er avkastningen i snitt over sektorene  $-0,21\%$  ved høye renter og  $-1,12\%$  ved lave renter. Det skiller seg fra situasjonen hvor vi så på hele tidsspekteret, da det er negativ avkastning i snitt over sektorene i alle tilfellene. Man ser her at som i TGARCH at volatiliteten er høyere i lavrenteregimer.

Vi kan se et mønster vi kunne forvente, med et negativt forhold mellom renten og bransjeavkastningene, som støtter opp under funnene fra OLS, GARCH og TGARCH. Vi ser også at effekten virker å være kortvarig, men det må bemerkes at svært få av resultatene i unormal avkastning ved tid  $t=0$  er signifikante. En av årsakene til at vi ikke finner signifikante effekter på renteendringer kan være at Norges Bank sine signaliseringer med bruk av rentebanen kan ha hatt påvirkning på investorers forventninger, og at renteendringer som er signalisert ikke oppfattes som sjokk.

## 6. Diskusjon

### 6.1 Hovedresultat

I vår analyse har vi benyttet fem ulike modeller til å drøfte problemstillingen. Vi dannet et grunnlag ved å benytte en standard OLS-modell for deretter å anvende GARCH og TGARCH som gjennom ulike tester viste seg å være bedre modeller til å modellere rentens påvirkning på industriene. Videre anvendte vi et event-studie som støttet opp under resultatene funnet i GARCH og TGARCH. Avslutningsvis implementerte vi en standard CAPM, til å definere risiko og volatilitet gjennom standardavvik og beta.

I analysen finner vi flere interessante resultat. Vi finner negativ korrelasjon mellom rente og sektoravkastning i alle industrier. I GARCH finner vi grunnlag for at industrier som materialer, energi, konsumvarer og helsetjenester responderer svakt på renteendringer. Blant de moderate finner vi finans, forsyninger, og forbruksvarer. For industriene med høy rentesensitivitet finner vi teknologi, telekommunikasjon og eiendom.

Det vi også kan se at volatiliteten påvirkes ulikt av renteendringene. Gjennom ARCH finner vi bevis for at volatiliteten i telekommunikasjon og eiendom påvirkes sterkest av rentesjokk i foregående periode. Et interessant funn er at samtlige sektorer bortsett fra de overnevnte, har rentesjokk liten betydning for volatiliteten i dag. I GARCH-effektene finner vi grunnlag for at volatiliteten i konsumvarer og nyttevarer vil ha lengre påvirkning av renteendringer.

På bakgrunn av resultatene er det mye som tyder på at eksterne faktorer har sterkere påvirkning enn renten alene. Dette kan vi se ved sammenligning av sektoravkastning og rentesensitiviteten

generert i GARCH-modellene. I tillegg er standardavvikene ved GARCH er noe høye ved enkelte sektorer. Påstanden kan støttes opp ved at også feilleddene er svært høye for samtlige sektorer i OLS-estimatene.

Sammenlignet med Jensen et al. (1997) og Ehrmann og Fratzscher (2004) videreutviklet vi studiene ved å betrakte rentenivåer. Til dette benyttet vi TGARCH, samt event-studie for å støtte påstanden om hvorvidt det er rentenivåene eller renteendringene som skaper volatiliteten. I høyrenteregimet finner vi grunnlag for at responsen på renteendringene er nok så like mellom industriene, men med noen avvik. Energisektoren responderer signifikant lavere på renteendringer i høyrenteregimet og mye tyder på at eksterne faktorer har sterkere påvirkning på industrien. Faktorer som valuta, utenlandske prissettere og energipriser ble trukket fram som noen av driverne til bevegelsene (NTE, 2022). I tillegg skiller industrien seg ut ved at resultatene for begge renteregimene ikke er signifikante. For de andre sektorene finner vi grunnlag for at endringene i avkastningen befinner seg i intervallet mellom -0,82%-poeng til -1,17%-poeng ved renteendringer fra 4% til 5%. Vi kan dermed påstå at det er mindre volatilitet i samtlige sektorer i høyrenteregimet enn lavrenteregimet. Rent intuitivt støtter dette opp under samfunnsøkonomisk teori som trekker i retning av at kostnader knyttet til konsum og investeringer er dyre ved høyere renter. Det skal legges til at flere av sektorene kjennetegnes ved høy belåning og gjennom dyrere kostnader vil dermed investeringer og produksjon avta.

I lavrenteregimet ser vi at det er større spredning i volatiliteten, i intervallet fra -2,34%-poeng til -5,75%-poeng. Sektorer som teknologi, telekommunikasjon, material og helsetjenester utpeker seg. Som argumentert i både GARCH og TGARCH kan bransjene oppfattes som kapitalintensive. I tillegg er godene som produseres i industriene drevet av etterspørsel fra konsumentene. Ved lave renter vil etterspørsel øke, da en større del av inntekten går til konsum. Volatiliteten i helsesektoren kan derimot oppfattes noe høy. Det er relativt å tenke at svingningene i industrien ville vært noe lavere i og med at etterspørselen etter slike varer vil være noe konstant for alle renteregimer. Deler av volatiliteten kan dermed ligge i selskapene og deres gjeldsgrad. I USA ble det argumentert for at sektoren er kapitalintensiv og at volatiliteten dermed vil være avhengig av rentenivå. (Schroeder, 2015) Videre kan vi trekke flere likhetstrekk mellom helsesektoren og konsumvarer. Også varene produsert i konsumvareindustrien er nødvendighetsgoder og vil dermed påvirkes lite av rentenivået. Dette reflekteres i analysen ved at differansen mellom volatiliteten i de to renteregimene er marginal.

Det kommer fram i analysen at volatiliteten i samtlige sektorer er høyere i lavrenteregimer enn høyrente.

Event-studiet styrker resultatene vi fant i både GARCH og TGARCH-modellen. I modellen finner vi tilsvarende mønster som støtter opp under påstanden om at ved renteøkning vil avkastningen falle litt, og ved reduksjon vil avkastningen øke marginalt. Uansett, viser event-studiet at dette er kortvarige effekter og disse trekker i retning av at samtlige indeksnivå faller tilbake til opprinnelig nivå etter renteendring. Studiet viser også at telekommunikasjon og helsetjenesten reagerer mest på renteøkning og at telekommunikasjon og forsyningssektoren reagerer sterkest på rentenedgang.

Sammenlignet med tidligere rammeverk, eksisterer det også her enkelte problemer. Fra resultatene ser vi at et fåtall av modellene for hvert enkelt renteskift er signifikante, selv om resultatene kan virke nokså intuitive. Som tidligere argumentert, trekker også dette i retning av at eksterne omstendigheter kontaminerer resultatene. Ved alle nivåer hvor renten har vært over 4% har det inntruffet sjokk, som har hatt sterk påvirkning på sektorene. Disse sjokkene er henholdsvis dot.com-krisen og finanskrisen. Samtlige rentemønstre som kommer fram i GARCH-spesifikasjonene gjenspeiles også i event-studiet.

I det siste rammeverket benytter vi en standard CAPM-modell. I modellen ønsker vi å få fram et enklere mål på risiko gitt ved standardavvik og beta. Selv om rammeverket ikke spesifikt tar hensyn til renten alene, kommer det fram flere interessante resultater. Blant sektorene med høyest standardavvik finner vi teknologi, telekommunikasjon, helse og material. Disse industriene er de samme som hadde høyest sensitivitet i lavrenteregimet. Blant industriene med noe lavere standardavvik finner vi finans, forbruksvarer, energi og forsyninger. Til slutt finner vi konsumvarer, industri og eiendom. Blant resultatene kan vi trekke flere likhetstrekk med GARCH-rammeverket. Formålet med CAPM er å sammenligne industriene ut ifra prestasjoner i det spesifiserte tidsintervallet, i tillegg til å se om det eksisterer likheter når vi utvider rammeverket til å omfatte flere variabler enn renten.

Basert på resultatene som kommer fram i modellene, er vi i stand til å besvare spørsmålet om hvorvidt det er renteendringene eller rentenivåene som skaper volatiliteten. Fra TGARCH-modellen ser vi en signifikant endring i volatiliteten ved lavrenteregimet. Sammenlignet med GARCH-modellen, kan vi tyde at svingningene er høyere i både høyrente -og lavrenteregimet,

og majoriteten av effektene er signifikante. Event-studiet styrker denne påstanden ved at effektene som rapporteres fem dager før og etter renteendringene ikke er stor nok til å påstå at det er renteendringene som skaper volatiliteten. Det skal bemerkes at flere av resultatene i event-studiet ikke er signifikante, selv om de er konsistente med våre forventninger. Vi kan dermed påstå at et lavt renteregime skaper mest volatilitet i samtlige sektorer, selv om renteeffekten er ulik i industriene. I tillegg argumenteres det for at et tiår med lave renter kan ha presset investeringer over i mer risikofylt aktiva. Argumentet styrker også påstanden om at volatiliteten er høyere ved lavere renter. I CAPM finner vi flere likhetstrekk mellom markedsbevegelsene og resultatene vi fikk når vi kun konsentrerte volatiliteten rundt renteeffektene, som ved GARCH og TGARCH.

## 6.2 Tidligere forskning

Vi kan dra flere likhetstrekk med resultatene vi fant i det norske markedet og det Ehrmann og Fratzscher (2004) fant ved S&P 500. Blant de minst sektorene som responderer minst på renteendringene i USA finner de forsyningsvarer, energi og konsumvarer. Ved Oslo Børs gir våre analyser grunnlag for at material, energi, konsumvarer og helsesektoren har tilsvarende respons. For industriene med moderat sensitivitet til renteendringer viser analyser fra USA at material, industri og den finansielle sektoren, hvor finans-, forsyning- og forbruksvaresektoren utpeker seg ved Oslo Børs. Avslutningsvis finner Ehrmann og Fratzscher (2004) grunnlag for at sektorer som teknologi, telekommunikasjon og konsumvarer responderer sterkt på renteendringer. Til sammenligning fant vi grunnlag for at teknologi, telekommunikasjon og eiendomssektoren hadde tilsvarende effekter i det norske markedet.

I litteraturgjennomgangen kom det frem flere interessante funn. Det virker å være konsensus om at renter har påvirkning på bransjeavkastninger. Men det er sprikende funn på hvilke sektorer som påvirkes i hvilken grad. Våre funn ved GARCH tyder på at teknologi, telekommunikasjon og eiendom er mest rentesensitive. Det er i tråd med funnene til Moya-Martínez et al. (2015), og Bartram (2002). Men våre resultater skiller seg også litt fra tidligere forskning. Materialer og industri finner vi lavt rentesensitive, mens Jareño et al. (2016) konstaterte at de var blant de mest rentesensitive.



## 6.3 Kritikk mot modellene

### 6.3.1 Antall selskap i indeksene

Ved sammenligning av industriene kan vi tolke at det er flere likheter, men at det også eksisterer avvik. Ut ifra vårt datasett er det spesielt én faktor som påvirker estimatene, da antall selskaper som inkluderes i indeksene varierer mellom industriene. Det eksisterer stor variasjon mellom industriene og dette har betydning for diversifiserings-effekten. I teknologiindeksen inkluderes 25 selskaper i motsetning til telekommunikasjons hvor kun 2 selskaper er inkludert. Slike effekter resulterer i skjevhet mellom industriene og kan derfor svekke troverdigheten til estimatene. For telekommunikasjonssektoren vil det dermed være mye mer risiko sammenlignet med teknologi, hvilket vil ha stor betydning for volatiliteten i tidsintervallet.

### 6.3.2 Utelatte variabler

Selv om vi i denne analysen kun er opptatt av renteeffekten eksisterer det flere resultater som trekker i retning av at andre faktorer har stor innvirkning på volatiliteten. Som vi argumenterte for tidligere i teksten kan renten oppfattes som et resultat av en håndfull makrovariabler som sysselsetting, produksjon, inflasjon, osv. Som samtlige modeller har vist er ikke renten alene nok til å forklare hele effekten på volatiliteten. Disse resultatene kommer fram i OLS, da samtlige feilledd, samt standardavvik i GARCH, er høye.

### 6.3.3 Tilgang

En viktig faktor for vekst i aksjemarkedet er antall deltakere. En kan hevde at det er store forskjeller på tilgangen til investorer i dag sammenlignet med forrige tiår. Teknologi kan ha vært en stor bidragsyter til den eksponentielle veksten ved at investeringsverktøy har blitt billigere og mer tilgjengelig. Ved starten av 2000-tallet var det mer omfattende å investere kapital i markedene. Slike transaksjoner gikk som regel gjennom en megler og var både kostbart og noe tidkrevende. Med dagens tilgang og teknologi har tilgangen til folk flest og kapital i omløp har økt drastisk over tidsperioden. I tillegg har det blitt mindre kostbart. Også sjokk i økonomien har bidratt til deltakelsen. Slike effekter kan vi eksempelvis se fra korona-pandemien (Hvide et al., 2021).

### 6.3.4 Gjeldssiden

I litteraturen til Ehrmann og Fratzscher (2004) hevdes det at gjeldsandelen til selskapene har betydning for volatiliteten. Videre finner de grunnlag for at kapitalintensive industrier påvirkes

sterkere av renteendringer. Som tidligere nevnt har vi ikke inkludert gjeld, da vi kun er opptatt av styringsrentens effekt på volatiliteten. Tilsvarende for studiene til Ehrmann og Fratzscher (2004), er det god grunn til å tro at tilsvarende effekter eksisterer i det norske markedet, og at gjeld har betydning for volatilitet i samtlige sektorer.

#### 6.3.5 Renteeffekten

Renten har kun hoppet med 1%-poeng ved tre tilfeller, henholdsvis 26.6.2003, 13.8.2003 og 17.12.2008. I analysen har vi konsekvent anvendt hopp i renten ved 1%-poeng av den grunn at det gir bedre oversikt. I praksis endrer Norges Bank vanligvis renten med 0,5%-poeng og 0,25%-poeng. Til å finne renteeffekten ved slike skift, kan en dele avkastningen på henholdsvis 2 og 4 og man vil da få de reelle endringene ved de nevnte skiftene.

## 7. Konklusjon

Vi har i denne oppgaven benyttet ulike rammeverk til å besvare problemstillingen om hvorvidt det eksisterer en sammenheng mellom styringsrente og bransjeavkastning i 11 ulike sektorer registrert ved Oslo Børs. I vår analyse peker modellene i retning av at det eksisterer sammenheng mellom samtlige industrier og styringsrenten, men med ulik sensitivitet. På et generelt grunnlag responderer sektorer som materialer, konsumvarer, energi og helsetjenester responderer svakt på renteendringene, og teknologi, telekommunikasjon og eiendom reagerer sterkere. Disse resultatene er tilnærmet like de Ehrmann og Fratzscher (2004) fant ved S&P 500. I høyrenteregimer ser vi at renteeffekten på volatiliteten avtar for alle industriene. Historisk sett reduseres investeringsappetitten til flere investorer når rentenivået øker. Sektorer som konsumvarer og forsyningsvarer viser seg her å være de mest volatile og forbruksvarer og helse tenderer til å være noe mer stabile i dette regimet. Det interessante er at industriene hvor etterspørselen etter varer vil være noenlunde lik under begge renteregimene, slår ut som de mest volatile ved høye renter. Det kan dermed hevdes at det eksisterer en sammenheng mellom etterspørsel etter goder, renter og volatilitet.

Siden 2010 har rentenivået i Norge vært lavt, og veksten i aksjemarkedet har vært tiltakende. I analysen finner vi grunnlag for at volatiliteten øker betraktelig ved et lavrenteregime. Blant de mest sensitive sektorene finner vi teknologi og helsetjenester, og i motsatt ende finner vi forsyninger og finans. I lavrenteregimet kan det konkluderes med at kapitalintensive sektorer

tenderer til å være mer volatile, sammenlignet med sektorer hvor etterspørselen fremstår som noe mer konstant. I høyrenteregimet er konsumvarer og teknologi de mest sensitive, og energi og material de minst sensitive. Et avvik fra forskningen til Ehrmann og Fratzscher (2004) er at finanssektoren framstår som noe mindre volatil i det norske markedet.

Vi innledet oppgaven med spørsmålet om hvorvidt det er renteendringene eller rentenivåene som skaper volatiliteten. Av resultatene peker samtlige modeller mot at det er lave rentenivå som gir mest effekt på bevegelsene i avkastningen. Om hvorvidt renteendringene i de to regimene har betydning, fremstår det som at effektene ved renteannonsering og de faktiske endringene spiller lite rolle for industriene. Ved samtlige endringer i rentenivået fant vi grunnlag for at effektene er relativt korte da avkastningen raskt stabiliserer seg tilbake til opprinnelig nivå.

Selv om modellene som anvendes framstår som robuste er det flere indikatorer som trekker i retning av at renten alene ikke kan forklare svingningene i avkastningen. Faktorer som sysselsetting, informasjon, klimapolitikk og gjeld er noen av mange faktorer som historisk har vist seg å ha påvirkning på volatilitet. Spesielt gjeldsandelen til selskapene har hatt stor innvirkning, da det flere ganger blir argumentert for at kapitalintensive sektorer er i høy grad påvirket av rentenivået. Et forslag til videre forskning vil være å se nærmere på selskapenes gjeldsandeler og dens påvirkning på rentesensitivitet.

## 8. Litteraturliste

- Armitage, S. (1995). Event Study Methods And Evidence on Their Performance. *Journal of Economic Surveys*, 9(1), 25-52. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.1995.tb00109.x>
- Bartram, S. (2002). The Interest Rate Exposure of Nonfinancial Corporations. *Review of Finance*, 6(1), 101-125. <https://doi.org/10.1023/A:1015024825914>
- Baykara, S. (2021). The impact of monetary policy decisions on stock prices: an event study. *PressAcademia Procedia* 13(2021(11)), 52-56. <https://doi.org/10.17261/Pressacademia.2021.1422>
- Benoit, D. (2021, 16.12.2021). How Banks Win When Interest Rates Rise. *Wall Street Journal*. [https://www.wsj.com/articles/how-banks-win-when-interest-rates-rise-11639650602?mod=article\\_inline](https://www.wsj.com/articles/how-banks-win-when-interest-rates-rise-11639650602?mod=article_inline)
- Bodie, Z., Kane, A. & Marcus, A. J. (2011). *Investments* (Eleventh edition. utg.).
- Breuer, W., Nguyen, L. D. & Steininger, B. I. (2019). Decomposing Industry Leverage in the US: The Real Estate Investment Trust (REIT) Debt Puzzle. *Capital Structure of Real Estate Investment Trusts: New Insights*, 21.
- Brooks, C. (2014). *Introductory econometrics for finance* (Third edition. utg.).
- Brooks, C. (2019). *Introductory econometrics for finance* (Fourth edition. utg.). <http://www.cambridge.org/brooks4e>
- Brubakk, L., Ellen, S. t., Robstad, Ø. & Xu, H. (2019). *The Macroeconomic Effects of Forward Communication* (20/2019). Norges Bank Research. [https://www.norges-bank.no/contentassets/2f21faed451f45b184faddeab5b2f206/wp\\_2019\\_20.pdf?v=11/06/2019114146&ft=.pdf](https://www.norges-bank.no/contentassets/2f21faed451f45b184faddeab5b2f206/wp_2019_20.pdf?v=11/06/2019114146&ft=.pdf)
- Bø, E. E. (2010). *Om rentens effekt på konsum og sparing* (Økonomiske analyser 2/2010). SSB. [https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/oa\\_201002/boe.pdf?fbclid=IwAR2T7q8teqbaNJvauG3dBO8UtsKCW\\_cKUDP8B-TWD9cKT9pQ\\_IWZF2IpahM](https://www.ssb.no/a/publikasjoner/pdf/oa_201002/boe.pdf?fbclid=IwAR2T7q8teqbaNJvauG3dBO8UtsKCW_cKUDP8B-TWD9cKT9pQ_IWZF2IpahM)
- Ehrmann, M. & Fratzscher, M. (2004). Taking Stock: Monetary Policy Transmission to Equity Markets. *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(4), 719-737. <http://www.jstor.org/stable/3839039>
- Elyasiani, E. & Mansur, I. (1998). Sensitivity of the Bank Stock Returns Distribution to Changes in the Level and Volatility of Interest Rate: A GARCH-M Model. *Journal of Banking & Finance*, 22, 535-563. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(98\)00003-X](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(98)00003-X)

- Euronext. (2019, 04.07.2019). *Euronext now owns 100% of Oslo Børs VPS' shares following completion of offer and compulsory acquisition [Pressemelding]* [https://www.euronext.com/sites/default/files/financial-event-doc/2019-07/20190704\\_ENX\\_OlsoCompletion.pdf](https://www.euronext.com/sites/default/files/financial-event-doc/2019-07/20190704_ENX_OlsoCompletion.pdf)
- Euronext. (2021, 30.09.2021). *OSLO Sectorial Indices descriptions*. Euronext. Hentet 14.februar fra <https://live.euronext.com/sites/default/files/documentation/index-factsheets/OSLO%20Sectorial%20Indices.pdf>
- Euronext. (2022). *Sectorial indices-Oslo*. Data er mottatt direkte fra Euronext
- Faff, R., Hodgson, A. & Kremmer, M. (2005). An Investigation of the Impact of Interest Rates and Interest Rate Volatility on Australian Financial Sector Stock Return Distribution. *Journal of Business Finance & Accounting*, 32, 1001-1031. <https://doi.org/10.2139/ssrn.499262>
- FTSE-Russel. (2017). *Industry Classification Benchmark: Structural enhancements to the industry categorization framework* (September 2017). FTSE Russel. [https://content.ftserussell.com/sites/default/files/research/industry\\_classification\\_benchmark-final.pdf](https://content.ftserussell.com/sites/default/files/research/industry_classification_benchmark-final.pdf)
- Gram, T. (u.å). Oslo Børs. [https://snl.no/Oslo\\_B%C3%B8rs](https://snl.no/Oslo_B%C3%B8rs)
- Hamburger, M. J. & Kochin, L. A. (1972). Money and Stock Prices: The Channels of Influences. *The Journal of Finance*, 27(2), 231-249. <https://doi.org/10.2307/2978472>
- Homa, K. E. & Jaffee, D. M. (1971). The Supply of Money and Common Stock Prices. *The Journal of Finance*, 26(5), 1045-1066. <https://doi.org/10.2307/2326082>
- Hvide, H. K., Meling, T. G., Mogstad, M. & Vestad, O. L. (2021). *Broadband internet and the stock market investments of individual investors* Discussion Papers no. 946). S. sentralbyrå. <https://www.ssb.no/en/forskning/discussion-papers/attachment/443605?ts=17719d7f780>
- Indeed. (2021). *What Is the Industrial Sector? Four Economic Categories and Primary Examples*. Hentet 02.04.2022 fra [https://www.indeed.com/career-advice/career-development/industrial-sectors?fbclid=IwAR10YuOP-A0aR\\_N7uZi7sQepDpZGos5-9XDL1Qlv2vgXjG\\_pjx0s7SHytGw](https://www.indeed.com/career-advice/career-development/industrial-sectors?fbclid=IwAR10YuOP-A0aR_N7uZi7sQepDpZGos5-9XDL1Qlv2vgXjG_pjx0s7SHytGw)
- Jareño, F., Ferrer, R. & Miroslavova, S. (2016). US stock market sensitivity to interest and inflation rates: a quantile regression approach. *Applied Economics*, 48(26), 2469-2481. <https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1122735>

- Jensen, G. R., Johnson, R. R. & Bauman, W. S. (1997). Federal Reserve Monetary Policy and Industry Stock Returns. *Journal of Business Finance & Accounting*, 24(5), 629-644. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/1468-5957.00125>
- Kasman, S., Vardar, G. & Tunç, G. (2011). The impact of interest rate and exchange rate volatility on banks' stock returns and volatility: Evidence from Turkey. *Economic Modelling*, 28(3), 1328-1334. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:eee:ecmode:v:28:y:2011:i:3:p:1328-1334>
- Keran, M. W. (1971). Expectations, money, and the stock market. *Review*, 53(Jan), 16-31. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:fip:fedlrv:y:1971:i:jan:p:16-31:n:v.53no.1>
- Lian, C., Ma, Y. & Wang, C. (2018). Low Interest Rates and Risk-Taking: Evidence from Individual Investment Decisions. *The Review of Financial Studies*, 32(6), 2107-2148. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhy111>
- MacKinlay, A. C. (1997). Event Studies in Economics and Finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13-39. <http://www.jstor.org/stable/2729691>
- McDonald, R. L. (2012). *Derivatives markets* (3rd. utg.). Pearson.
- Modigliani, F. (1972). Monetary Policy and Consumption: Linkages via Interest Rate and Wealth Effects in the FMP Model. *Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkages*.
- Morningstar. (2011). *Morningstar Global Equity Classification Structure* (26.04.2011). Morningstar. [https://asiaapi.morningstar.com/ods\\_images/Morningstar\\_Global\\_Equity\\_Classification\\_Structure\\_20110426.pdf](https://asiaapi.morningstar.com/ods_images/Morningstar_Global_Equity_Classification_Structure_20110426.pdf)
- Moya-Martínez, P., Ferrer-Lapeña, R. & Escribano-Sotos, F. (2015). Interest rate changes and stock returns in Spain: A wavelet analysis. *BRQ Business Research Quarterly*, 18(2), 95-110. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.brq.2014.07.004>
- NorgesBank. (u.å-a). *Styringsrente-daglig*. Norges Bank. Hentet 03.02.2022 fra <https://www.norges-bank.no/tema/Statistikk/Styringsrente-daglig/>
- NorgesBank. (u.å-b). *Styringsrenten*. Norges Bank. <https://www.norges-bank.no/tema/pengepolitikk/Styringsrenten>
- NTE. (2022). *Hva påvirker strømprisen?* Hentet 21.03.2022 fra <https://nte.no/blogg/hva-pavirker-stromprisen/?fbclid=IwAR2NAIxfTY3vI3VOhHkeJCLH66K44QjOAQZIXGCV5awKEFKx1byp1f7OkU>

- Olsen, Ø. (2014). *A decade of forward guidance in Norway*. Norges Bank. <https://www.norges-bank.no/en/news-events/news-publications/Speeches/2014/8-April-Oystein-Olsen-New-York/>
- Opland, H. (2017, 22.12.2017). Derfor er rentenivået viktig for prisingen av aksjer. *ODIN-bloggen*. [https://blogg.odinfond.no/renteniva-prisingen-av-aksjer?fbclid=IwAR0InEOYDhUtfK-AmNUq9X0Pku5AsJa\\_jLPo9WrutN9QAJV3394dnMrvAjU](https://blogg.odinfond.no/renteniva-prisingen-av-aksjer?fbclid=IwAR0InEOYDhUtfK-AmNUq9X0Pku5AsJa_jLPo9WrutN9QAJV3394dnMrvAjU)
- Palmer, M. (1970). Money Supply, Portfolio Adjustments and Stock Prices. *Financial Analysts Journal*, 26(4), 19-22. <http://www.jstor.org/stable/4470699>
- Posedel, P. (2005). Properties and estimation of GARCH(1,1) model. *Advances in Methodology and Statistics*, 2. <https://doi.org/10.51936/jjkd5433>
- Regjeringen. (2022). *Syv spørsmål og svar om strømprisen*. Hentet 22.03.2022 fra [https://www.regjeringen.no/no/tema/energi/stromnettet/syv-sporsmal-og-svar-om-stromprisen/id2873517/?fbclid=IwAR0vrAj42l\\_LINIk4uJYg-QJwFT9ya3Bkn752KiTHS37pZExnp5fzUBfRBc](https://www.regjeringen.no/no/tema/energi/stromnettet/syv-sporsmal-og-svar-om-stromprisen/id2873517/?fbclid=IwAR0vrAj42l_LINIk4uJYg-QJwFT9ya3Bkn752KiTHS37pZExnp5fzUBfRBc)
- Schroeder, K. (2015, 28.08.2015). Considerations for capital spending to maximize returns. *Healthcare Finance News*. <https://www.healthcarefinancenews.com/blog/considerations-capital-spending-maximize-returns?fbclid=IwAR2YORNHbalU4MyRzoyKsPdeXheww3pPwkT3uRkZiK1Cg1L-OCF-4tVvXAec>
- Sprinkel, B. W. (1964). *Money and stock prices*. <http://books.google.com/books?id=KoSxAAAAIAAJ>
- Sprinkel, B. W. (1971). *Money and Markets; a Monetarist View*. R. D. Irwin. <https://books.google.no/books?id=YsMSAQAAAMAAJ>
- Wooldridge, J. M. (2018). *Introductory Econometrics : A Modern Approach* (7th. utg.). Cengage.

## Appendiks

### Appendiks A: Deskriptiv Statistikk

#### Deskriptiv Statistikk

Variables	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	p1	p99	Skew.	Kurt.
Teknologi	267	.002	.095	-.477	.263	-.285	.249	-.794	5.957
Telekom	267	.005	.089	-.587	.257	-.215	.204	-2.124	16.967
Helsetjenester	267	.008	.085	-.263	.361	-.203	.335	.485	5.557
Forbruksvarer	267	.003	.086	-.389	.357	-.253	.179	-.515	5.916
Materialer	267	.006	.078	-.452	.208	-.227	.164	-1.117	7.831
Forsyning	267	.01	.076	-.396	.318	-.254	.204	-.725	8.065
Industri	267	.006	.068	-.407	.152	-.278	.119	-1.89	10.779
Finans	267	.01	.07	-.311	.273	-.28	.178	-1.156	7.808
Eiendom	267	.003	.028	-.266	.241	-.056	.091	-.486	50.991
Energi	267	.007	.067	-.242	.2	-.192	.16	-.322	3.833
Konsumvarer	267	.011	.075	-.413	.247	-.219	.23	-.779	7.609
OSEBX	267	.007	.061	-.319	.169	-.171	.138	-.952	6.064
Styringsrente	266	.025	.021	0	.07	0	.07	.985	2.647

### Appendiks B: OLS

techreturn	Coefficient	Std. err.	t	P>  t	[95% conf. interval]	
interest	-.9211469	.2685837	-3.43	0.001	-1.449986	-.3923081
_cons	.0253202	.0087989	2.88	0.004	.0079952	.0426452

telereturn	Coefficient	Std. err.	t	P>  t	[95% conf. interval]	
interest	-.8487852	.2493136	-3.40	0.001	-1.339681	-.3578892
_cons	.0261374	.0081676	3.20	0.002	.0100554	.0422194

healthreturn	Coefficient	Std. err.	t	P>  t	[95% conf. interval]	
interest	-.4736178	.2435679	-1.94	0.053	-.9532008	.0059651
_cons	.019658	.0079794	2.46	0.014	.0039466	.0353694

financereturn	Coefficient	Std. err.	t	P>  t	[95% conf. interval]	
interest	-.6428386	.1971824	-3.26	0.001	-1.031089	-.2545883
_cons	.0256878	.0064598	3.98	0.000	.0129686	.0384071



Industrialreturn	Coefficient	Std. err.	t	P>  t	[95% conf. interval]	
interest	-.5843438	.1915173	-3.05	0.003	-.9614396	-.207248
_cons	.0206413	.0062742	3.29	0.001	.0082875	.0329952

materialsreturn	Coefficient	Std. err.	t	P>  t	[95% conf. interval]	
interest	-.4755856	.2227601	-2.13	0.034	-.9141981	-.0369731
_cons	.017738	.0072977	2.43	0.016	.0033689	.0321072

energyreturn	Coefficient	Std. err.	t	P>  t	[95% conf. interval]	
interest	-.3955932	.1914739	-2.07	0.040	-.7726035	-.0185828
_cons	.0168045	.0062728	2.68	0.008	.0044534	.0291555

utireturn	Coefficient	Std. err.	t	P>  t	[95% conf. interval]	
interest	-.4650964	.2181956	-2.13	0.034	-.8947215	-.0354714
_cons	.02196	.0071482	3.07	0.002	.0078853	.0360347

bxreturn	Coefficient	Std. err.	t	P>  t	[95% conf. interval]	
interest	-.560675	.1709133	-3.28	0.001	-.8972016	-.2241484
_cons	.0208816	.0055992	3.73	0.000	.0098569	.0319064

consumerdrreturn	Coefficient	Std. err.	t	P>  t	[95% conf. interval]	
interest	-.5929043	.245909	-2.41	0.017	-1.077097	-.1087119
_cons	.0174841	.0080561	2.17	0.031	.0016217	.0333465

consumersreturn	Coefficient	Std. err.	t	P>  t	[95% conf. interval]	
interest	-.7544832	.2109178	-3.58	0.000	-1.169778	-.339188
_cons	.029629	.0069098	4.29	0.000	.0160238	.0432343

realestatereturn	Coef.	Std. Err.	t	P>  t	[95% Conf. Interval]	
interest	-1.268944	1.598494	-0.79	0.430	-4.462303	1.924414
_cons	.0168278	.0109442	1.54	0.129	-.0050358	.0386914

## Appendiks C: OLS med *clusters*

### Teknologi

#### Linear regression

	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
techreturn							
interest	-.921	.392	-2.35	.02	-1.693	-.149	**
Constant	.025	.008	3.25	.001	.01	.041	***
Mean dependent var		0.002	SD dependent var			0.096	
R-squared		0.043	Number of obs			266	
F-test		5.522	Prob > F			0.020	
Akaike crit. (AIC)		-502.650	Bayesian crit. (BIC)			-495.483	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Telekom

#### Linear regression

	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
telereturn							
interest	-.849	.357	-2.37	.018	-1.553	-.145	**
Constant	.026	.007	3.93	0	.013	.039	***
Mean dependent var		0.005	SD dependent var			0.089	
R-squared		0.042	Number of obs			266	
F-test		5.637	Prob > F			0.018	
Akaike crit. (AIC)		-542.259	Bayesian crit. (BIC)			-535.092	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Helsetjeneste

#### Linear regression

	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
healthreturn							
interest	-.474	.254	-1.87	.063	-.973	.026	*
Constant	.02	.008	2.36	.019	.003	.036	**
Mean dependent var		0.008	SD dependent var			0.085	
R-squared		0.014	Number of obs			266	
F-test		3.483	Prob > F			0.063	
Akaike crit. (AIC)		-554.662	Bayesian crit. (BIC)			-547.495	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Finans

#### Linear regression

	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
financereturn							
interest	-.643	.223	-2.88	.004	-1.082	-.204	***
Constant	.026	.006	4.59	0	.015	.037	***
Mean dependent var		0.010	SD dependent var			0.070	
R-squared		0.039	Number of obs			266	
F-test		8.304	Prob > F			0.004	
Akaike crit. (AIC)		-667.056	Bayesian crit. (BIC)			-659.889	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Eiendom

#### Linear regression

	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
realestate							
interest	-2138.135	839.544	-2.55	.013	-3814.82	-461.451	**
Constant	145.352	6.369	22.82	0	132.632	158.073	***
Mean dependent var		134.088	SD dependent var			32.273	
R-squared		0.085	Number of obs			66	
F-test		6.486	Prob > F			0.013	
Akaike crit. (AIC)		643.011	Bayesian crit. (BIC)			647.390	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Industri

#### Linear regression

	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Intervall]	Sig
industrialreturn							
interest	-.584	.228	-2.56	.011	-1.033	-.136	**
Constant	.021	.005	4.07	0	.011	.031	***
Mean dependent var		0.006	SD dependent var			0.068	
R-squared		0.034	Number of obs			266	
F-test		6.571	Prob > F			0.011	
Akaike crit. (AIC)		-682.565	Bayesian crit. (BIC)			-675.398	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Materialer

#### Linear regression

	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Intervall]	Sig
materialsreturn							
interest	-.476	.241	-1.97	.05	-.95	-.001	**
Constant	.018	.006	2.78	.006	.005	.03	***
Mean dependent var		0.006	SD dependent var			0.078	
R-squared		0.017	Number of obs			266	
F-test		3.890	Prob > F			0.050	
Akaike crit. (AIC)		-602.170	Bayesian crit. (BIC)			-595.003	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Energi

#### Linear regression

	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Intervall]	Sig
energyreturn							
interest	-.396	.208	-1.90	.059	-.806	.015	*
Constant	.017	.006	2.79	.006	.005	.029	***
Mean dependent var		0.007	SD dependent var			0.067	
R-squared		0.016	Number of obs			266	
F-test		3.605	Prob > F			0.059	
Akaike crit. (AIC)		-682.685	Bayesian crit. (BIC)			-675.518	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Forsyninger

#### Linear regression

	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Intervall]	Sig
utireturn							
interest	-.465	.253	-1.84	.067	-.963	.033	*
Constant	.022	.007	3.07	.002	.008	.036	***
Mean dependent var		0.010	SD dependent var			0.077	
R-squared		0.017	Number of obs			266	
F-test		3.385	Prob > F			0.067	
Akaike crit. (AIC)		-613.185	Bayesian crit. (BIC)			-606.018	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Forbruksvarer

#### Linear regression

	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Intervall]	Sig
consumerreturn							
interest	-.593	.283	-2.10	.037	-1.15	-.036	**
Constant	.017	.008	2.26	.025	.002	.033	**
Mean dependent var		0.003	SD dependent var			0.087	

R-squared	0.022	Number of obs	266
F-test	4.391	Prob > F	0.037
Akaike crit. (AIC)	-549.574	Bayesian crit. (BIC)	-542.407

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Konsumvarer

#### Linear regression

consumersreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
interest	-.754	.22	-3.43	.001	-1.188	-.321	***
Constant	.03	.006	5.09	0	.018	.041	***

Mean dependent var	0.011	SD dependent var	0.075
R-squared	0.046	Number of obs	266
F-test	11.755	Prob > F	0.001
Akaike crit. (AIC)	-631.232	Bayesian crit. (BIC)	-624.065

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

## Appendiks D: GARCH

### OSEBX

#### ARCH family regression

bxreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L2	-.416	.155	-2.69	.007	-.719	-.113	***
Constant	.016	.005	2.96	.003	.005	.027	***
L	.13	.042	3.07	.002	.047	.213	***
L	.828	.06	13.85	0	.711	.945	***
Constant	0	0	1.43	.152	0	0	

Mean dependent var	0.007	SD dependent var	0.061
Number of obs	264	Chi-square	7.221
Prob > chi2	0.007	Akaike crit. (AIC)	-768.281

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Forsyning

#### ARCH family regression

utireturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L2	-.62	.194	-3.20	.001	-1	-.241	***
Constant	.021	.006	3.72	0	.01	.032	***
L	.116	.026	4.43	0	.065	.168	***
L	.903	.018	51.20	0	.869	.938	***
Constant	0	0	0.67	.503	0	0	

Mean dependent var	0.011	SD dependent var	0.077
Number of obs	264	Chi-square	10.257
Prob > chi2	0.001	Akaike crit. (AIC)	-662.675

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

## Energi

### ARCH family regression

energyreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L2	-.413	.186	-2.22	.027	-.778	-.048	**
Constant	.019	.007	2.76	.006	.006	.032	***
L	.141	.07	2.03	.043	.005	.278	**
L	-.491	.288	-1.70	.088	-1.055	.074	*
Constant	.006	.001	4.45	0	.003	.009	***
Mean dependent var		0.007	SD dependent var			0.067	
Number of obs		264	Chi-square			4.910	
Prob > chi2		0.027	Akaike crit. (AIC)			-677.298	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

## Industri

### ARCH family regression

industrialreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L10	-.549	.189	-2.90	.004	-.919	-.178	***
Constant	.013	.006	2.28	.023	.002	.025	**
L	.127	.051	2.50	.012	.027	.226	**
L	.867	.045	19.13	0	.779	.956	***
Constant	0	0	1.96	.05	0	0	*
Mean dependent var		0.006	SD dependent var			0.069	
Number of obs		256	Chi-square			8.406	
Prob > chi2		0.004	Akaike crit. (AIC)			-683.658	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

## Finans

### ARCH family regression

financereturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L	-.594	.152	-3.91	0	-.892	-.296	***
Constant	.025	.007	3.71	0	.012	.038	***
L	.126	.051	2.47	.014	.026	.227	**
L	.771	.076	10.20	0	.623	.92	***
Constant	0	0	2.50	.013	0	.001	**
Mean dependent var		0.010	SD dependent var			0.070	
Number of obs		265	Chi-square			15.261	
Prob > chi2		0.000	Akaike crit. (AIC)			-685.989	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

## Telekom

### ARCH family regression

teletereturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L3	-.983	.19	-5.18	0	-1.355	-.611	***
Constant	.023	.007	3.48	.001	.01	.036	***
L2	.414	.08	5.18	0	.258	.571	***
L3	.503	.075	6.71	0	.356	.649	***
Constant	.001	0	3.15	.002	0	.002	***

Mean dependent var	0.005	SD dependent var	0.089
Number of obs	263	Chi-square	26.805
Prob > chi2	0.000	Akaike crit. (AIC)	-609.221

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

## Teknologi

### ARCH family regression

techreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L3	-.858	.212	-4.05	0	-1.273	-.442	***
Constant	.019	.008	2.45	.014	.004	.034	**
L	.166	.069	2.40	.016	.031	.302	**
L	.768	.102	7.55	0	.569	.967	***
Constant	.001	0	1.55	.122	0	.001	

Mean dependent var	0.002	SD dependent var	0.095
Number of obs	263	Chi-square	16.395
Prob > chi2	0.000	Akaike crit. (AIC)	-541.533

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

## Forbruksvarer

### ARCH family regression

consumerdreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L3	-.442	.223	-1.99	.047	-.878	-.006	**
Constant	.014	.008	1.68	.092	-.002	.031	*
L	.08	.033	2.38	.017	.014	.145	**
L	.842	.077	10.89	0	.69	.993	***
Constant	.001	0	1.48	.139	0	.001	

Mean dependent var	0.003	SD dependent var	0.087
Number of obs	263	Chi-square	3.946
Prob > chi2	0.047	Akaike crit. (AIC)	-552.686

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

## Helsetjenester

### ARCH family regression

healthreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L2	-.434	.237	-1.83	.067	-.898	.031	*
Constant	.017	.008	2.14	.033	.001	.033	**
L	.107	.063	1.70	.09	-.017	.23	*
L	.634	.243	2.61	.009	.157	1.111	***
Constant	.002	.001	1.35	.177	-.001	.005	

Mean dependent var	0.007	SD dependent var	0.084
Number of obs	264	Chi-square	3.351
Prob > chi2	0.067	Akaike crit. (AIC)	-556.567

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

## Konsumvarer

### ARCH family regression

consumersreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L	-.637	.224	-2.85	.004	-1.075	-.199	***
Constant	.026	.008	3.28	.001	.011	.042	***
L2	.044	.027	1.60	.111	-.01	.097	
L2	.882	.084	10.45	0	.716	1.047	***

Constant	0	0	1.14	.255	0	.001
Mean dependent var		0.011	SD dependent var			0.075
Number of obs		265	Chi-square			8.121
Prob > chi2		0.004	Akaike crit. (AIC)			-627.832

\*\*\* $p < .01$ , \*\* $p < .05$ , \* $p < .1$

## Materialer

### ARCH family regression

materialsreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L	-.481	.209	-2.30	.021	-.89	-.072	**
Constant	.016	.008	2.09	.037	.001	.031	**
L4	.176	.065	2.70	.007	.048	.303	***
L4	.638	.101	6.30	0	.44	.837	***
Constant	.001	.001	2.04	.042	0	.002	**
Mean dependent var		0.006	SD dependent var			0.078	
Number of obs		265	Chi-square			5.306	
Prob > chi2		0.021	Akaike crit. (AIC)			-603.313	

\*\*\* $p < .01$ , \*\* $p < .05$ , \* $p < .1$

## Eiendom

### ARCH family regression

realestatereturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L2	-3.174	1.265	-2.51	.012	-5.653	-.695	**
Constant	.021	.012	1.82	.069	-.002	.044	*
L2	.486	.326	1.49	.136	-.154	1.126	
L2	.588	.152	3.87	0	.29	.885	***
Constant	0	0	0.66	.512	0	.001	
Mean dependent var		0.011	SD dependent var			0.057	
Number of obs		64	Chi-square			6.296	
Prob > chi2		0.012	Akaike crit. (AIC)			-186.935	

\*\*\* $p < .01$ , \*\* $p < .05$ , \* $p < .1$

## Appendiks E: TGARCH

### Helsetjenester – lave renter

#### ARCH family regression

healthreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
interest	-.62	.217	-2.86	.004	-1.045	-.195	***
lowint	-5.22	2.315	-2.25	.024	-9.758	-.681	**
Constant	.029	.009	3.38	.001	.012	.046	***
L2	.287	.11	2.60	.009	.071	.503	***
L2	.168	.165	1.01	.311	-.157	.492	
L	-.085	.041	-2.07	.039	-.165	-.004	**

Constant	.005	.001	8.06	0	.004	.007	***
Mean dependent var		0.008	SD dependent var			0.085	
Number of obs		266	Chi-square			9.545	
Prob > chi2		0.008	Akaike crit. (AIC)			-570.000	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Helsetjenester – høye renter

#### ARCH family regression

healthreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
interest	.496	.725	0.68	.493	-.924	1.917	
highint	-.823	.585	-1.41	.159	-1.97	.323	
Constant	.009	.011	0.79	.428	-.013	.032	
L2	.338	.077	4.36	0	.186	.49	***
L	.074	.107	0.69	.492	-.136	.284	
L	-.152	.057	-2.68	.007	-.264	-.041	***
Constant	.006	.001	7.08	0	.004	.008	***
Mean dependent var		0.008	SD dependent var			0.085	
Number of obs		266	Chi-square			8.025	
Prob > chi2		0.018	Akaike crit. (AIC)			-567.089	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Forbruksvarer – lave renter

#### ARCH family regression

consumerdreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
interest	-.3	.236	-1.27	.204	-.762	.162	
lowint	-4.839	1.92	-2.52	.012	-8.602	-1.076	**
Constant	.017	.009	1.92	.055	0	.035	*
L	.164	.065	2.53	.012	.037	.291	**
L	-.203	.075	-2.72	.006	-.35	-.057	***
L2	.814	.083	9.80	0	.651	.976	***
Constant	.001	0	1.93	.054	0	.002	*
Mean dependent var		0.003	SD dependent var			0.087	
Number of obs		266	Chi-square			6.616	
Prob > chi2		0.037	Akaike crit. (AIC)			-570.219	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Forbruksvarer – høye renter

#### ARCH family regression

consumerdreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
interest	.433	.83	0.52	.602	-1.194	2.06	
highint	-.738	.664	-1.11	.266	-2.039	.563	
Constant	.002	.014	0.14	.887	-.025	.029	
L	.172	.092	1.88	.06	-.007	.352	*
L	-.177	.1	-1.76	.078	-.374	.02	*



L3	.718	.178	4.02	0	.368	1.067	***
Constant	.001	.001	1.38	.168	-.001	.003	
Mean dependent var		0.003	SD dependent var			0.087	
Number of obs		266	Chi-square			5.429	
Prob > chi2		0.066	Akaike crit. (AIC)			-559.952	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Konsumvarer – lave renter

#### ARCH family regression

consumersreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Intervall]	Sig
interest	-.598	.233	-2.57	.01	-1.054	-.142	**
lowint	-2.391	2.016	-1.19	.236	-6.342	1.56	
Constant	.026	.008	3.19	.001	.01	.042	***
L2	.06	.027	2.21	.027	.007	.114	**
L	-.075	.032	-2.36	.019	-.137	-.013	**
L	.913	.049	18.56	0	.817	1.01	***
Constant	0	0	1.53	.126	0	.001	

Mean dependent var		0.011	SD dependent var			0.075	
Number of obs		266	Chi-square			6.606	
Prob > chi2		0.037	Akaike crit. (AIC)			-643.733	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Konsumvarer – høye renter

#### ARCH family regression

consumersreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Intervall]	Sig
interest	.869	.576	1.51	.131	-.26	1.997	
highint	-1.175	.448	-2.62	.009	-2.053	-.296	***
Constant	.005	.011	0.45	.651	-.016	.026	
L2	.053	.023	2.28	.023	.007	.099	**
L	-.078	.03	-2.61	.009	-.136	-.019	***
L	.923	.043	21.53	0	.839	1.007	***
Constant	0	0	1.63	.103	0	.001	

Mean dependent var		0.011	SD dependent var			0.075	
Number of obs		266	Chi-square			14.665	
Prob > chi2		0.001	Akaike crit. (AIC)			-646.764	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Forsyning – lave renter

#### ARCH family regression

utireturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Intervall]	Sig
interest	-.659	.107	-6.13	0	-.87	-.449	***
lowint	-2.342	1.171	-2.00	.046	-4.638	-.046	**
Constant	.025	.005	4.95	0	.015	.035	***
L	-.011	.026	-0.42	.675	-.062	.04	
L	.251	.056	4.46	0	.141	.361	***
L2	.905	.021	42.94	0	.864	.947	***
Constant	0	0	0.26	.792	0	0	

Mean dependent var		0.010	SD dependent var			0.077	
Number of obs		266	Chi-square			38.436	
Prob > chi2		0.000	Akaike crit. (AIC)			-652.753	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Forsyninger – høye renter

**ARCH family regression**

utireturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
interest	.675	.462	1.46	.144	-.23	1.581	
highint	-1.058	.411	-2.57	.01	-1.864	-.253	**
Constant	.003	.007	0.52	.602	-.009	.016	
L	-.028	.023	-1.21	.227	-.074	.018	
L	.24	.048	5.00	0	.146	.334	***
L2	.92	.021	44.87	0	.88	.96	***
Constant	0	0	0.15	.883	0	0	
Mean dependent var		0.010	SD dependent var			0.077	
Number of obs		266	Chi-square			30.920	
Prob > chi2		0.000	Akaike crit. (AIC)			-657.380	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

**Energi – lave renter****ARCH family regression**

energyreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
interest	-.42	.191	-2.20	.028	-.794	-.046	**
lowint	-2.146	2.195	-0.98	.328	-6.449	2.156	
Constant	.021	.007	2.82	.005	.006	.036	***
L	.259	.167	1.55	.12	-.068	.587	
L	-.318	.171	-1.86	.064	-.654	.018	*
L	.187	.289	0.65	.518	-.379	.753	
Constant	.003	.001	2.39	.017	.001	.006	**
Mean dependent var		0.007	SD dependent var			0.067	
Number of obs		266	Chi-square			4.874	
Prob > chi2		0.087	Akaike crit. (AIC)			-689.664	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

**Energi – høye renter****ARCH family regression**

energyreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
interest	-.005	.6	-0.01	.993	-1.181	1.171	
highint	-.372	.478	-0.78	.437	-1.308	.565	
Constant	.013	.01	1.35	.178	-.006	.032	
L	.281	.155	1.81	.07	-.023	.585	*
L	-.318	.165	-1.93	.054	-.641	.005	*
L	-.175	.272	-0.64	.52	-.707	.357	
Constant	.005	.001	3.51	0	.002	.007	***
Mean dependent var		0.007	SD dependent var			0.067	
Number of obs		266	Chi-square			6.825	
Prob > chi2		0.033	Akaike crit. (AIC)			-689.216	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

**Materialer – lave renter****ARCH family regression**

materialsreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
interest	-.369	.186	-1.98	.048	-.734	-.004	**

lowint	-4.254	1.932	-2.20	.028	-8.042	-.467	**
Constant	.021	.007	3.13	.002	.008	.035	***
L	.376	.098	3.84	0	.184	.568	***
L	-.25	.127	-1.97	.049	-.498	-.001	**
L	.546	.135	4.05	0	.281	.81	***
Constant	.001	.001	2.32	.02	0	.002	**
Mean dependent var		0.006	SD dependent var			0.078	
Number of obs		266	Chi-square			6.360	
Prob > chi2		0.042	Akaike crit. (AIC)			-639.411	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Materialer – Høye Renter ARCH family regression

materialsreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
interest	-.344	.561	-0.61	.54	-1.444	.757	
highint	.08	.471	0.17	.866	-.844	1.003	
Constant	.016	.008	1.98	.047	0	.032	**
L	.251	.095	2.65	.008	.065	.437	***
L2	-.079	.067	-1.18	.238	-.21	.052	
L2	.681	.147	4.64	0	.393	.968	***
Constant	.001	0	1.31	.191	0	.002	
Mean dependent var		0.006	SD dependent var			0.078	
Number of obs		266	Chi-square			2.155	
Prob > chi2		0.340	Akaike crit. (AIC)			-633.358	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

### Industri – lave renter

#### ARCH family regression

industrialreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
interest	-1.066	.165	-6.47	0	-1.389	-.743	***
lowint	-3.934	.985	-3.99	0	-5.864	-2.003	***
Constant	.033	.005	6.10	0	.022	.043	***
L	.065	.031	2.13	.033	.005	.125	**
L	.156	.07	2.22	.026	.018	.294	**
L	.854	.041	20.83	0	.774	.935	***
Constant	0	0	1.57	.116	0	0	
Mean dependent var		0.006	SD dependent var			0.068	

Number of obs	266	Chi-square	44.909
Prob > chi2	0.000	Akaike crit. (AIC)	-738.700

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

## Industri – høye renter

### ARCH family regression

industrialreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
interest	.106	.449	0.24	.813	-.774	.987	
highint	-.821	.379	-2.17	.03	-1.565	-.078	**
Constant	.011	.006	1.71	.087	-.002	.024	*
L	.054	.028	1.96	.05	0	.109	*
L	.169	.077	2.18	.029	.017	.32	**
L	.852	.045	19.14	0	.765	.94	***
Constant	0	0	2.30	.022	0	0	**

Mean dependent var	0.006	SD dependent var	0.068
Number of obs	266	Chi-square	31.449
Prob > chi2	0.000	Akaike crit. (AIC)	-730.866

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

## Finans – lave renter

### ARCH family regression

financereturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
interest	-.106	.139	-0.76	.445	-.379	.166	
lowint	-3.641	.872	-4.17	0	-5.351	-1.931	***
Constant	.019	.005	4.01	0	.01	.029	***
L	.223	.06	3.70	0	.105	.341	***
L	-.429	.068	-6.28	0	-.563	-.295	***
L	.839	.038	22.01	0	.764	.914	***
Constant	0	0	5.97	0	0	.001	***

Mean dependent var	0.010	SD dependent var	0.070
--------------------	-------	------------------	-------

Number of obs	266	Chi-square	18.842
Prob > chi2	0.000	Akaike crit. (AIC)	-727.978

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

## Finans – høye renter

### ARCH family regression

financereturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Intervall]	Sig
interest	1.027	.24	4.28	0	.557	1.497	***
highint	-.936	.229	-4.08	0	-1.386	-.487	***
Constant	.001	.005	0.14	.889	-.009	.01	
L2	.161	.053	3.05	.002	.058	.265	***
L2	-.37	.069	-5.36	0	-.506	-.235	***
L	.899	.038	23.42	0	.824	.974	***
Constant	0	0	4.31	0	0	.001	***
Mean dependent var		0.010	SD dependent var			0.070	
Number of obs		266	Chi-square			18.442	
Prob > chi2		0.000	Akaike crit. (AIC)			-709.045	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

## Telekom – lave renter

### ARCH family regression

telereturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Intervall]	Sig
interest	-1.077	.206	-5.22	0	-1.481	-.673	***
lowint	-4.268	2.091	-2.04	.041	-8.367	-.169	**
Constant	.037	.008	4.78	0	.022	.052	***
L2	.156	.064	2.44	.015	.031	.28	**
L2	.503	.16	3.14	.002	.189	.817	***
L3	.47	.086	5.49	0	.302	.638	***
Constant	.001	0	3.29	.001	0	.002	***
Mean dependent var		0.005	SD dependent var			0.089	
Number of obs		266	Chi-square			27.337	
Prob > chi2		0.000	Akaike crit. (AIC)			-631.570	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

## Telekom – høye renter

**ARCH family regression**

telereturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
interest	.673	.539	1.25	.212	-.383	1.728	
highint	-.934	.452	-2.07	.039	-1.82	-.049	**
Constant	.006	.008	0.78	.438	-.01	.022	
L	.253	.047	5.34	0	.16	.346	***
L2	.153	.072	2.12	.034	.011	.294	**
L2	.652	.072	9.10	0	.512	.793	***
Constant	0	0	2.07	.038	0	.001	**
Mean dependent var		0.005	SD dependent var			0.089	
Number of obs		266	Chi-square			7.228	
Prob > chi2		0.027	Akaike crit. (AIC)			-629.620	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

**Teknologi – lave renter****ARCH family regression**

techreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
interest	-1.466	.232	-6.33	0	-1.919	-1.012	***
lowint	-5.754	1.881	-3.06	.002	-9.442	-2.067	***
Constant	.041	.008	4.87	0	.024	.057	***
L	.142	.066	2.15	.032	.013	.271	**
L	.066	.084	0.79	.432	-.099	.23	
L	.771	.096	8.00	0	.582	.96	***
Constant	0	0	1.53	.126	0	.001	
Mean dependent var		0.002	SD dependent var			0.096	
Number of obs		266	Chi-square			40.250	
Prob > chi2		0.000	Akaike crit. (AIC)			-553.434	

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

**Teknologi – Høye Renter****ARCH family regression**

techreturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
interest	.217	.693	0.31	.754	-1.14	1.575	
highint	-1.174	.549	-2.14	.033	-2.251	-.098	**
Constant	.009	.011	0.82	.415	-.013	.032	
L	.188	.082	2.30	.022	.028	.349	**
L	.146	.115	1.27	.204	-.079	.37	
L2	.6	.127	4.71	0	.35	.849	***
Constant	.001	.001	2.20	.027	0	.002	**

Mean dependent var	0.002	SD dependent var	0.096
Number of obs	266	Chi-square	31.152
Prob > chi2	0.000	Akaike crit. (AIC)	-542.346

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

**Eiendom – Lave renter  
ARCH family regression**

realestatereturn	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Intervall]	Sig
interest	1.015	.625	1.62	.104	-.21	2.24	
lowint	-3.233	1.046	-3.09	.002	-5.284	-1.182	***
Constant	.01	.006	1.86	.062	-.001	.021	*
L	3.789	1.509	2.51	.012	.832	6.747	**
L	-3.714	1.523	-2.44	.015	-6.7	-.728	**
L2	-.003	.048	-0.06	.956	-.097	.092	
Constant	.001	0	2.56	.011	0	.002	**

Mean dependent var	0.010	SD dependent var	0.057
Number of obs	66	Chi-square	9.845
Prob > chi2	0.007	Akaike crit. (AIC)	-215.687

\*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .1$

## Appendiks F: Dickey Fuller-test

### Styringsrenta

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs = 265

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-1.093	-3.459	
	-2.879	-2.570	

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.7178

### OSEBX

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs = 265

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
------	-------------	-------------	--------------

	Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-14.643	-3.459		
	-2.879	-2.570		

---

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

### Forsyninger

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs = 265

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-14.478	-3.459	
	-2.879	-2.570	

---

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

### Energi

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs = 265

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-14.510	-3.459	
	-2.879	-2.570	

---

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

### Materialer

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs = 265

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
------	-------------	-------------	--------------



	Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-14.237	-3.459		
	-2.879	-2.570		

---

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

### Industri

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs = 265

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-14.107	-3.459	
	-2.879	-2.570	

---

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

### Konsumvarer

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs = 265

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-12.836	-3.459	
	-2.879	-2.570	

---

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

### Real Estate

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs = 265

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

	Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
	Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-16.954	-3.459		
	-2.879	-2.570		

---

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

### Forbruksvarer

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs = 265

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

	Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
	Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-14.392	-3.459		
	-2.879	-2.570		

---

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

### Helsetjenester

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs = 265

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

	Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
	Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-15.893	-3.459		
	-2.879	-2.570		

---

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

### Finans

Dickey-Fuller test for unit root                      Number of obs = 265

----- Interpolated Dickey-Fuller -----

	Test	1% Critical	5% Critical	10% Critical
	Statistic	Value	Value	Value
Z(t)	-13.625	-3.459		
	-2.879	-2.570		

---















## Appendiks I: Breusch-Pagan-test

### Teknologi

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: res1

chi2(1) = 9.94

Prob > chi2 = 0.0016

### Telekom

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: res2

chi2(1) = 356.70

Prob > chi2 = 0.0000

### Helsetjenester

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: res3

chi2(1) = 30.89

Prob > chi2 = 0.0000

### Finans

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: res4

chi2(1) = 124.44

Prob > chi2 = 0.0000

### Eiendom

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: res5

chi2(1) = 74.12

Prob > chi2 = 0.0000

### Industri

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance  
Variables: res6  
chi2(1) = 359.06  
Prob > chi2 = 0.0000

### **Materialer**

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance  
Variables: res7  
chi2(1) = 135.78  
Prob > chi2 = 0.0000

### **Energi**

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance  
Variables: res8  
chi2(1) = 8.65  
Prob > chi2 = 0.0033

### **Forsyning**

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance  
Variables: res9  
chi2(1) = 58.09  
Prob > chi2 = 0.0000

### **Forbruksvarer**

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance  
Variables: res10  
chi2(1) = 22.01  
Prob > chi2 = 0.0000

### **Konsumvarer**

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance  
Variables: res11  
chi2(1) = 45.47  
Prob > chi2 = 0.0000

## Appendiks J: Event-studie

Tabell som viser kumulert gjennomsnittlig unormal avkastning over 58 renteendringer fra 2000 til februar 2022 ved både renteøkning og rentenedsettelse. Rentenedgang er justert for mars 2020 da dette sjokket skapte for stor skjevhet i analysen.

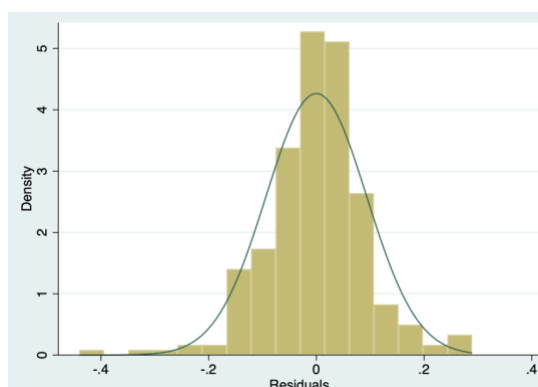
Event-studie 2000-2022	Tech	Telecom	Health Care	Financials	Real Estate	Consumer Discretic	Industrial	Basic Materi	Energy	Utilities	Consumer Staples	Snitt
<b>Renteøkning</b>												
Avg. CAR t-5, t-1	0,02 %	1,12 %	-0,22 %	0,35 %	0,01 %	-0,28 %	-0,14 %	0,07 %	-0,22 %	-0,68 %	0,26 %	<b>0,02 %</b>
Avg. AR T	-0,14 %	-0,30 %	-0,25 %	-0,11 %	-0,02 %	-0,03 %	-0,04 %	-0,52 %	-0,03 %	0,11 %	-0,21 %	<b>-0,15 %</b>
Avg. Car t+1, t+5	0,78 %	0,09 %	0,10 %	0,22 %	-0,14 %	-0,40 %	0,29 %	0,19 %	0,87 %	0,58 %	-0,14 %	<b>0,25 %</b>
<b>Rentenedgang</b>												
Avg. CAR t-5, t-1	-2,04 %	-3,17 %	-1,37 %	-1,86 %	-0,96 %	-1,49 %	-1,22 %	-1,04 %	-1,42 %	-2,18 %	-0,67 %	<b>-1,68 %</b>
Avg. AR T (justert for coronapandemi)	0,34 %	0,15 %	0,19 %	0,18 %	-0,01 %	0,29 %	0,18 %	0,18 %	-0,17 %	0,42 %	0,05 %	<b>0,19 %</b>
Avg. Car t+1, t+5	0,16 %	1,99 %	1,59 %	1,43 %	-0,14 %	0,13 %	0,30 %	0,14 %	1,53 %	1,58 %	0,85 %	<b>0,92 %</b>

Under viser en tabell der vi har tatt hensyn til regimer med høye og lave renter.

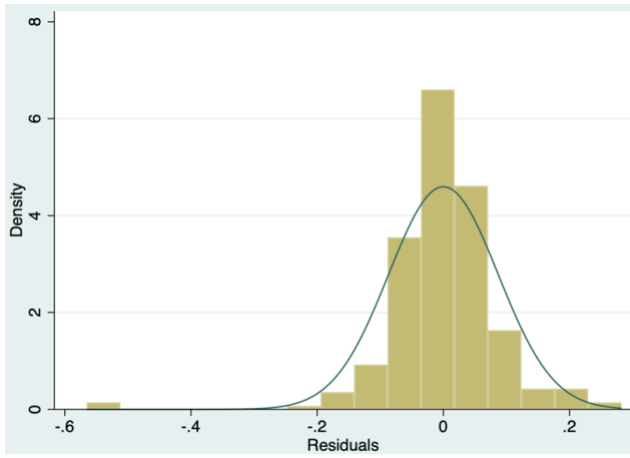
		Tech	Telecom	Health Care	Financials	Real Estate	Consumer Discretionary	Industrial	Basic Materials	Energy	Utilities	Consumer Staples	Snitt
Høye Renter	<b>Økning</b>												
	Avg. AR T	-0,44 %	-1,17 %	-0,18 %	-0,43 %	0,00 %	-0,53 %	-0,31 %	-0,78 %	-0,48 %	-0,36 %	-0,50 %	<b>-0,52 %</b>
	Avg. Car t+1, t+5	1,09 %	0,37 %	1,07 %	0,38 %	0,00 %	-0,42 %	0,21 %	-1,07 %	0,83 %	1,18 %	0,30 %	0,39 %
	<b>Nedgang</b>												
	Avg. AR T	-0,17 %	-0,06 %	0,14 %	0,47 %	0,00 %	-0,11 %	-1,01 %	-0,65 %	-0,77 %	-0,05 %	0,12 %	<b>-0,21 %</b>
Lave Renter	Avg. Car t+1, t+5	-1,23 %	1,19 %	-0,57 %	0,71 %	0,00 %	-0,68 %	-0,09 %	-0,68 %	2,98 %	1,32 %	-1,47 %	0,15 %
	<b>Økning</b>												
	Avg. AR T	-0,91 %	0,34 %	-0,90 %	-0,53 %	-0,07 %	-0,16 %	-0,49 %	-0,61 %	-0,37 %	0,18 %	-0,74 %	<b>-0,39 %</b>
	Avg. Car t+1, t+5	0,12 %	-1,58 %	0,30 %	0,70 %	-0,48 %	-1,60 %	0,60 %	0,99 %	3,34 %	1,52 %	-1,07 %	0,26 %
	<b>Nedgang</b>												
Avg. AR T	-0,77 %	-1,83 %	-2,28 %	-1,82 %	-1,96 %	-0,57 %	-1,19 %	-0,53 %	-0,49 %	-1,64 %	0,31 %	<b>-1,12 %</b>	
Avg. Car t+1, t+5	2,09 %	1,82 %	4,11 %	1,69 %	-0,73 %	-0,38 %	1,41 %	1,64 %	3,25 %	3,42 %	0,29 %	1,71 %	

## Appendiks K: Histogram

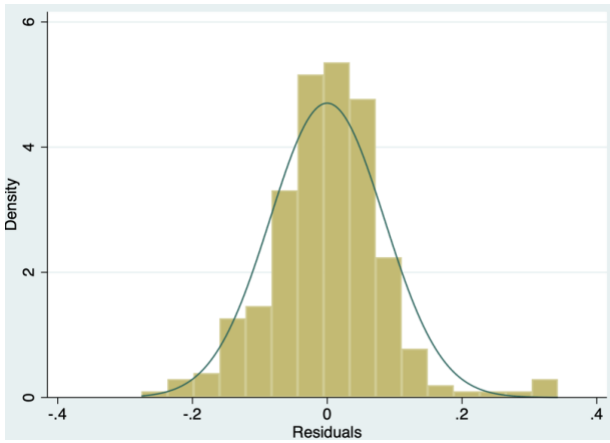
Tech



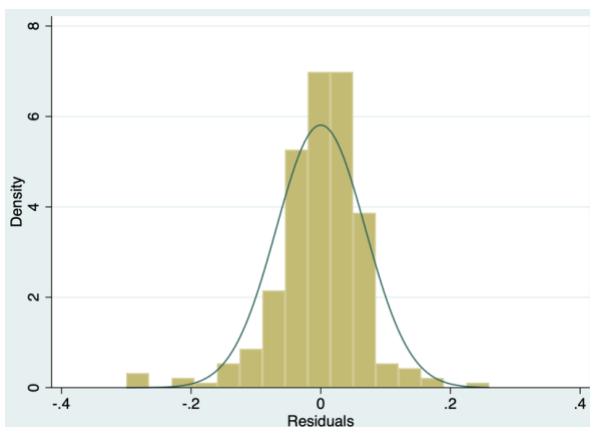
## Tele



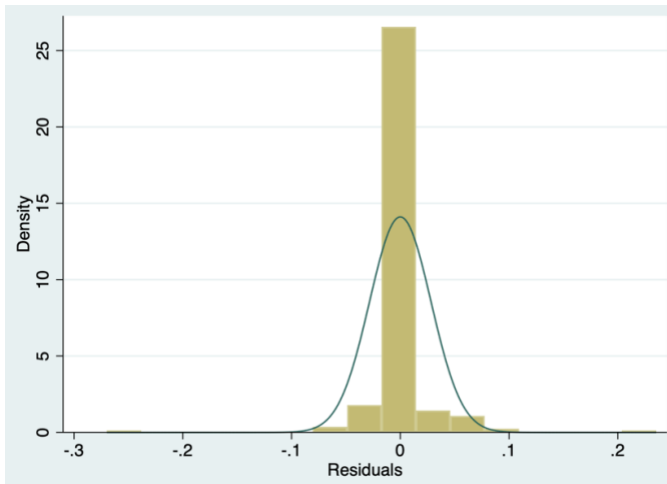
## Helse



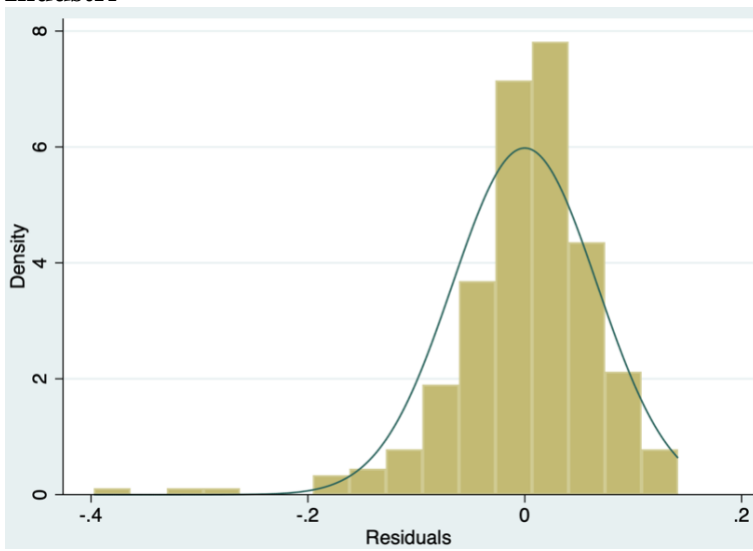
## Finans



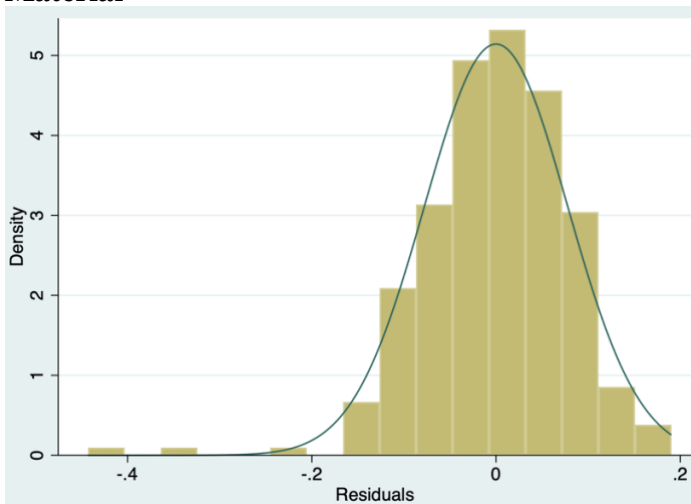
## Eiendom



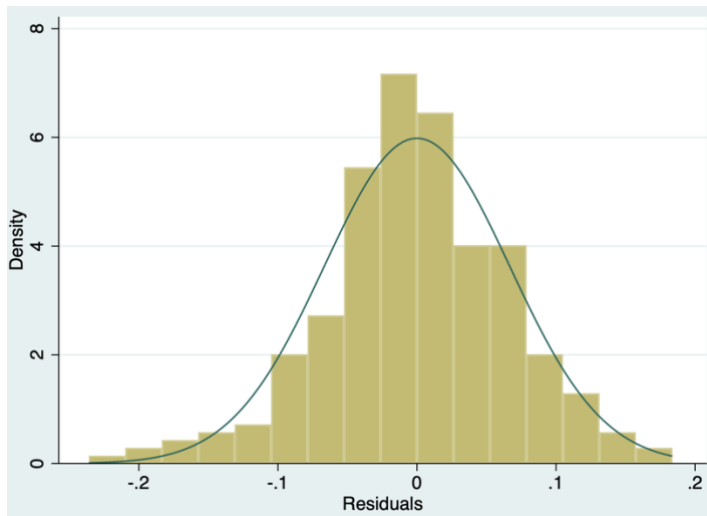
### Industri



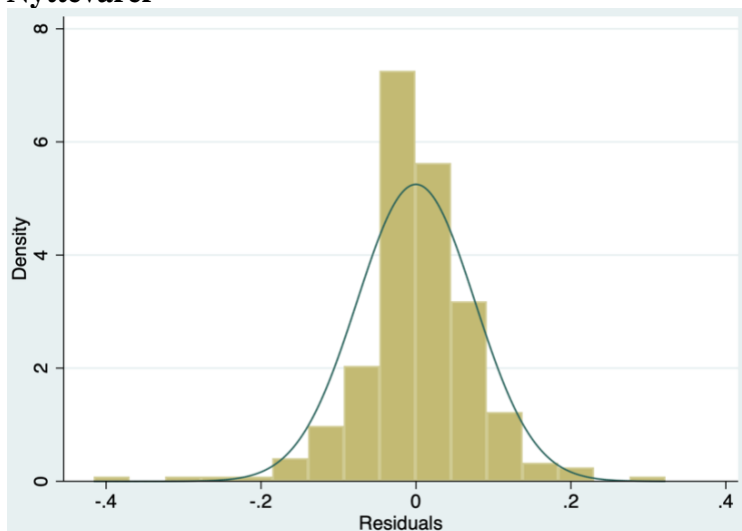
### Material



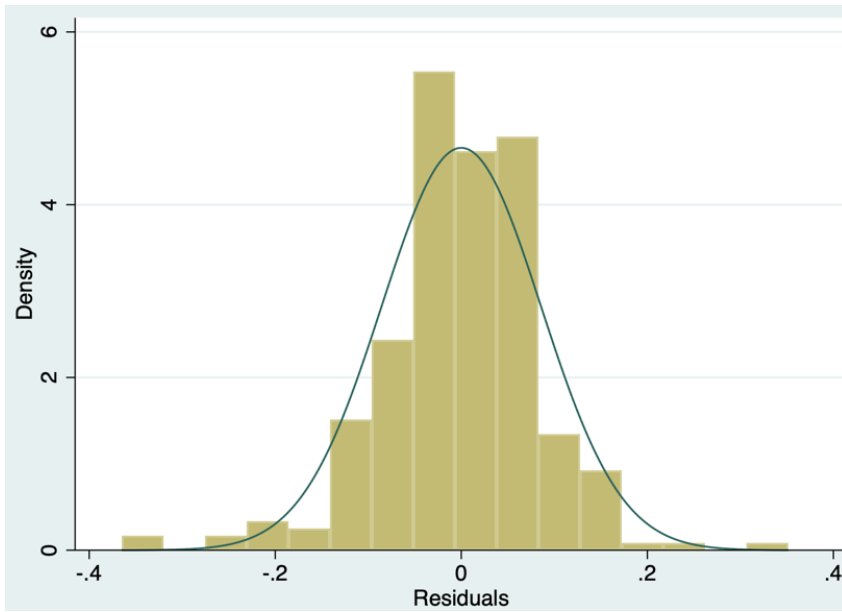
## Energi



## Nyttevarer



## Forbruksvarer



### Nyttevarer

