



Makroøkonomisk vekst i slutten av året som indikator for fremtidig aksjeavkastning

En empirisk studie av fjerde kvartals makroøkonomiske vekst som indikator for påfølgende års meravkastning i det norske aksjemarkedet

Av

Øystein Aarstad og Martin Aunmo

Veileder: Tore Leite

Masteroppgave: Finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Sammendrag

Vi undersøker om realveksten i fjerde kvartal i en rekke klassiske konjunkturindikatorer har predikerende kraft på meravkastningen i OSEAX-indeksen det påfølgende året.

Basert på Møller & Rangvid (2015) er hypotesen at vi skal finne et inverst forhold mellom makroøkonomisk fjerdekvaritals-vekst og ett års fremtidig meravkastning i norske aksjer. Dette finner vi delvis støtte for. Fjerdekvaritals-veksten i fastlands-BNP, industriproduksjonen og SSBs konjunkturbarometer viser denne sammenhengen. Størrelsene totalt BNP og privat konsum av ikke-varige goder og tjenester viser derimot ingen prediksjonskraft. Den oljerelaterte delen av BNP viser heller ingen predikerende egenskaper. Dette er overraskende i en økonomi hvor oljevirkksomheten utgjør omtrent 17% av totalt BNP.

Vi presenterer to forklaringer på hvorfor makroøkonomisk vekst kan bidra negativt til fremtidig aksjeavkastning. Begge forklaringene tar utgangspunkt i at investorer konsentrerer sine porteføljusteringer til gitte tidspunkter i året, gjerne ved årsslutt. Den første forklaringen bygger på at porteføljusteringene i fjerde kvartal medfører økt oppmerksomhet rundt den økonomiske veksten på dette tidspunktet. Veksttallet har derfor sterk påvirkning på optimismen i markedet. Vi anser investor-sentiment som et mål på risikoaversjon. I et risk-reward-rammeverk vil makroøkonomisk vekst føre til at investorer blir mindre risikoavers og aksepterer en lavere fremtidig avkastning. Denne forklaringen støttes av at vi finner en sterk samvariasjon mellom makroøkonomisk vekst og investor-sentiment i slutten av året.

Den andre forklaringen baserer seg på at investorer handler irrasjonelt. Sterk økonomisk vekst i fjerde kvartal kan føre til at investorene blir overoptimistiske når de gjør porteføljusteringer. Dette kan medføre at markedsprisene bys opp over sin fundamentalverdi. Ettersom prisene på sikt vil reversere observerer vi fallende avkastning i den kommende perioden. Denne forklaringen støttes også av den klare linken mellom økonomisk vekst og optimisme i fjerde kvartal. Samtidig ser vi at økonomisk vekst gir utslag i stigende aksjekurser innenfor samme periode.

Resultatene viser systematiske sammenhenger mellom makroøkonomisk vekst, økonomisk optimisme og meravkastning i fjerde kvartal for de siste tretti årene. Det gir likevel grunn til å tvile på hypotesen når oljedelen av BNP og privat konsum ikke viser noen sammenheng.

Forord

Denne oppgaven er skrevet som det avsluttende, selvstendige arbeidet i masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole. Vi har begge finansiell økonomi som hovedprofil, og emne for oppgaven faller under denne spesialiseringen.

Utredningens formål er å undersøke om makroøkonomisk vekst i slutten av året kan forklare fremtidig meravkastning i aksjemarkedet. Det er naturlig å anta en positiv samvariasjon mellom økonomisk vekst og aksjeavkastning, men empiri har vist tvetydige resultater. Vi mener at dette er en viktig og spennende sammenheng å undersøke, fordi det kan gi et nyttig bidrag for å forstå hvordan realøkonomien påvirker finansmarkedene.

Arbeidet har gitt oss stor innsikt i fagområdet makro-finans. Vi har fått anvendt kunnskap vi har tilegnet oss gjennom hele studiet, samt lært mye nytt ved å benytte den på denne problemstillingen.

Vi vil rette en stor takk til alle som har bidratt til oppgaven vår med faglige innspill og motiverende ord gjennom semesteret. Spesielt ønsker vi å takke vår veileder Tore Leite for solid veiledning og konstruktive tilbakemeldinger.

Bergen, Juni 2017

Øystein Aarstad

Martin Aunmo

Innholdsfortegnelse

SAMMENDRAG	II
FORORD.....	III
INNHALDSFORTEGNELSE	IV
OVERSIKT OVER FIGURER OG TABELLER	VI
1. INNLEDNING	1
1.1 MOTIVASJON.....	1
1.2 PROBLEMSTILLING.....	2
1.3 OPPBYGGING AV OPPGAVEN.....	3
2. TIDLIGERE FORSKNING	4
2.1 SAMMENHENG MELLOM MAKROØKONOMISKE INDIKATORER OG AKSJEPRISER.....	4
2.2 MAKROØKONOMISK VEKST I SLUTTEN AV ÅRET OG FREMTIDIG AKSJEAVKASTNING.....	8
2.3 INVESTORS HANDLINGSMØNSTER I SLUTTEN AV ÅRET	9
3. TEORI	13
3.1 KONJUNKTURTEORI	13
3.2 MAKROØKONOMISKE INDIKATORER	14
3.2.1 BRUTTONASJONALPRODUKT.....	15
3.2.2 ANDRE MAKROØKONOMISKE INDIKATORER.....	15
3.2.3 SENTIMENTINDIKATORER	16
3.3 AKSJETEORI	18
3.3.1 HYPOTHESEN OM EFFISIENTE MARKEDER.....	18
3.3.2 RISIKOAVERSJON OG FORVENTET NYTTE	19
3.3.3 SAMMENHENG MELLOM FORVENTET AVKASTNING OG RISIKO.....	20
3.3.4 MODELLER FOR AKSJEPRISING	23
4. METODE.....	25
4.1 LINEÆR REGRESJON	25
4.1.1 FORUTSETNINGER FOR OLS.....	26
4.2 HYPOTHESETESTING	28
4.3 MODELLENS FORKLARINGSKRAFT	29
4.4 TIDSSERIEDATA-ANALYSE	30
4.5 KORRELASJONSANALYSE	31
5. DATA	32
5.1 MERAVKASTNING NORSKE AKSJER.....	32
5.2 BRUTTONASJONALPRODUKT	34
5.3 ANDRE MAKROØKONOMISKE VARIABLER	35

5.4	SENTIMENTINDIKATORER	36
6.	ANALYSE	38
6.1	TESTER FOR STATISTISKE FEILKILDER	38
6.1.1	NORMALITET	38
6.1.2	AUTOKORRELASJON	39
6.1.3	HOMOSKEDASTISITET	40
6.1.4	AR(1)-STASJONÆRITET	40
6.2	RESULTATER	41
6.2.1	ETT ÅRS ØKONOMISK VEKST OG AKSJEAVKASTNING KOMMENDE ÅR	41
6.2.2	KVARTALSVIS ØKONOMISK VEKST OG FREMTIDIG MERAVKASTNING	43
6.2.3	KVARTALSVIS ØKONOMISK VEKST OG MERAVKASTNING – FORSKJELLER MELLOM OSEAX OG OSEBX	55
6.2.4	SAMMENHENGEN MELLOM ØKONOMISK VEKST OG OPTIMISME	58
6.2.5	INVESTERINGSSTRATEGIER	64
7.	KONKLUSJON.....	66
	LITTERATURLISTE.....	68
8.	APPENDIKS.....	71
8.1	INVESTERINGSSTRATEGIER.....	71
8.2	TESTER FOR STATISTISKE FEILKILDER	71
8.2.1	NORMALITET	72
8.2.2	AUTOKORRELASJON	75
8.2.3	HOMOSKEDASTISITET	79
8.2.4	AR(1)-STASJONÆRITET	83

Oversikt over figurer og tabeller

FIGUR 1: SAMMENHENG MELLOM AKSJEAVKASTNING OG REELL BNP-VEKST PER CAPITA	5
FIGUR 2: SPREDNINGSPLOT: BNP FASTLAND OG BNP TOTAL MOT OLJERELATERT VIRKSOMHET	48
FIGUR 3: DURBIN-WATSON-TABELL	78
TABELL 1: OVERSIKT OVER MAKROØKONOMISKE VARIABLER	32
TABELL 2: OVERSIKT OVER AKSJEINDEKSER	34
TABELL 3: MAKROØKONOMISKE INDIKATORER SOM FORKLARING PÅ ETT ÅRS MERAVKASTNING	42
TABELL 4: KVARTALSVIS BNP-VEKST (FASTLAND) SOM FORKLARING PÅ ETT ÅRS MERAVKASTNING	44
TABELL 5: BNP-VEKST I FASTLANDS-NORGE MOT MERAVKASTNING INNEVÆRENDE KVARTAL.....	46
TABELL 6: KVARTALSVIS BNP-VEKST (TOTAL) SOM FORKLARING PÅ ETT ÅRS MERAVKASTNING.....	47
TABELL 7: KVARTALSVIS PRODUKSJONS-VEKST SOM FORKLARING PÅ ETT ÅRS MERAVKASTNING.....	50
TABELL 8: MÅNEDLIG PRODUKSJONS-VEKST SOM FORKLARING PÅ ETT ÅRS MERAVKASTNING	51
TABELL 9: KVARTALSVIS KONSUM-VEKST SOM FORKLARING PÅ ETT ÅRS MERAVKASTNING	52
TABELL 10: KVARTALSVIS VEKST I TOTALT PRIVAT KONSUM PÅ ETT ÅRS MERAVKASTNING.....	53
TABELL 11: KVARTALSVIS KONJUNKTURBAROMETER-VEKST PÅ ETT ÅRS MERAVKASTNING	54
TABELL 12: MAKRO-VARIABLERS FJERDEKVARTALS-VEKST MOT ETT ÅRS MERAVKASTNING, OSEBX.....	56
TABELL 13: KORRELASJON MELLOM MAKROØKONOMISKE INDIKATORER OG PMI	59
TABELL 14: KORRELASJON MELLOM MAKROØKONOMISKE INDIKATORER OG FB.....	60
TABELL 15: KVARTALSVIS KORRELASJON MELLOM MAKROØKONOMISKE INDIKATORER OG PMI	62
TABELL 16: KVARTALSVIS KORRELASJON MELLOM MAKROØKONOMISKE INDIKATORER OG FB.....	63
TABELL 17: INVESTERINGSSTRATEGIER.....	71
TABELL 18: DURBIN-WATSON-VERDIER.....	78
TABELL 19: DURBIN-WATSON: KRITISKE VERDIER, D_U	79
TABELL 20: DURBIN-WATSON: KRITISKE VERDIER, $4-D_U$	79
TABELL 21: KJI-KVADRATVERDIER FRA WHITE-TEST.....	80
TABELL 22: AR(1)-KOEFFISIENTER MERAVKASTNING.....	83

1. Innledning

Formålet med utredningen er å undersøke sammenhengen mellom makroøkonomisk vekst i slutten av året og påfølgende års meravkastning på Oslo Børs. Mer spesifikt undersøker vi om realveksten i fjerde kvartal i størrelser som bruttonasjonalprodukt (BNP), industriproduksjon, privat konsum og SSBs konjunkturbarometer har predikerende kraft for avkastningen utover risikofri rente i OSEAX-indeksen det påfølgende året. Oppgaven er inspirert av Møller & Rangvids (2015) studie av makroøkonomisk vekst i slutten av året som indikator for meravkastning i aktivamarkedet i USA. De fant et inverst forhold. Vi ønsker å undersøke om denne sammenhengen også finnes i det norske markedet. Videre vil vi drøfte mulige forklaringer på denne inverse sammenhengen, med fokus på investor-sentiment.

Vi har ikke som formål å bygge en modell som forklarer avkastningen på Oslo Børs, men søker å avdekke om det er en systematisk sammenheng mellom kvartalsvis makroøkonomisk vekst og ett års fremtidig meravkastning i norske aksjer.

1.1 Motivasjon

Motivasjonen for denne oppgaven kommer fra en stor interesse for makroøkonomiske sammenhenger og skjæringspunktet mellom makroøkonomi og finansmarkeder. Det har i litteraturen vært et splittet syn på hvorvidt klassiske konjunkturindikatorer har noen predikerende kraft på aktiva-avkastning. Møller & Rangvids (2015) funn om at fjerdekvartalsveksten i en rekke makroøkonomiske størrelser inneholder mye informasjon om fremtidig avkastning er derfor spesielt interessant. Dette har motivert oss til å undersøke om sammenhengen også er tilstede i det norske markedet.

Vi mener at dette er en viktig sammenheng å utforske, fordi det kan være med på å øke forståelsen om hvordan realøkonomien påvirker det norske finansmarkedet. Funnene gir også nyttig innsikt i virkningen av investorers sentiment, og hvordan økonomisk vekst og markedsaktørenes optimisme er mer sammenfallende mot slutten av året.

1.2 Problemstilling

I oppgaven vil vi undersøke sammenhengen mellom makroøkonomisk vekst i slutten av året og påfølgende års meravkastning på Oslo Børs, med data fra de siste tretti årene. Vi belyser følgende problemstilling:

Kan veksten i fjerde kvartal i klassiske konjunkturindikatorer predikere meravkastningen på Oslo Børs det påfølgende året, og kan eventuelle sammenhenger forklares av en sterk samvariasjon mellom makroøkonomisk vekst og investor-sentiment på slutten av året?

Vår hypotese er at det er en invers sammenheng mellom utviklingen i de makroøkonomiske indikatorene i fjerde kvartal og fremtidig meravkastning. Hypotesen bygger på en forventning om at makroøkonomien påvirker markedssaktørenes sentiment, og dermed deres risikoaversjon og handlingsmønster.

Vi vil utforske to mulige forklaringer på den eventuelle sammenhengen. Den første tar utgangspunkt i at investor-sentiment opptrer som et mål for risikoaversjon. Markedsaktørene endrer sine risikopreferanser i lys av den makroøkonomiske utviklingen. Dette forventer vi at skal forplante seg i endrede risikopremier. Høy økonomisk vekst tilsier høy optimisme, hvilket kan føre til at investorene krever lavere fremtidig avkastning på sine investeringer. Vi forventer derfor å finne en invers sammenheng.

Den andre forklaringen er at perioder med økonomisk vekst kan gjøre investorene overoptimistiske. Dette kan føre til at de handler irrasjonelt og byr aktivaprisene opp over sin fundamentalverdi. Denne overprisingen kan ikke vedvare i et effisient marked. På sikt er det derfor å forvente at prisene vil reversere mot sin fundamentalverdi. Korreksjonen vil påvirke avkastningen i negativ forstand.

Disse tolkningene bygger ikke på noen økonomisk modell, men en overraskende empirisk sammenheng vist av Møller & Rangvid (2012, 2015). Formålet med problemstillingen er ikke å modellere aksjeavkastningen. Hensikten er å undersøke om de makroøkonomiske variablene historisk har kunnet forklare noe av variasjonen i meravkastningen på Oslo Børs det påfølgende året.

1.3 Oppbygging av oppgaven

Utredningen begynner med denne innledende delen, hvor vår motivasjon og problemstilling for oppgaven presenteres. I del 2 introduserer vi tidligere forskning relatert til problemstillingen vår. Del 3 er dedikert til å forklare det bakenforliggende teoretiske rammeverket som er nødvendig for å forstå variablene og relasjonene vi undersøker i analysen. Her presenteres teori om makroøkonomiske konjunkturer, trender og indikatorer, samt grunnleggende teori om aksjemarkedet.

Deretter presenterer vi i del 4 metoden som er brukt i analysen, med fokus på fremgangsmåte og formell, statistisk metode. I del 5 presenteres all data vi har benyttet. Her gir vi alle nødvendige opplysninger for å kunne replikere analysen. Vi forklarer hvor dataene er hentet, hvordan dataseriene er utarbeidet og hvilke tilpasninger vi har gjort.

Vår hovedanalyse legges frem i del 6. Først presenterer vi testene som skal sikre utredningens statistiske validitet. Videre legger vi frem våre resultater med tilhørende analyse og tolkninger. Vi vil også vise noen enkle investeringsstrategier.

Avslutningsvis oppsummerer vi og konkluderer i del 7. Helt til sist presenteres vår litteraturliste og et appendiks som understøtter analysen.

2. Tidligere forskning

I empirien har det vært gjort mange forsøk på å kartlegge tradisjonelle makroøkonomiske indikatorers predikerende kraft på fremtidig aktiva-avkastning. Resultatene har vært tvetydige, og det har vist seg krevende å finne robuste indikasjoner på hvorvidt det er en systematisk sammenheng. Forholdet mellom utviklingen i makroøkonomiske størrelser og forventet meravkastning i aksjemarkedet er en viktig byggekloss i mange økonomiske modeller. Det er derfor overraskende at det ikke finnes flere robuste slutninger om relasjonen. For eksempel har Lettau & Ludvigson (2010, s. 625, egen oversettelse) hevdet at:

Hvis sykliske variasjoner i markedets risikopremie er et faktum, vil vi forvente å finne bevis for disse ved å utføre predikerende regresjoner av meravkastning mot makroøkonomiske variabler over konjunktursykluser. Likevel er det ikke makroøkonomiske variabler som er blitt forsket mest på, men i stedet finansielle indikatorer som aksjeverdsettelse-ratioer som har en prediksjonskraft som strekker seg lengre enn en typisk konjunktursyklus.

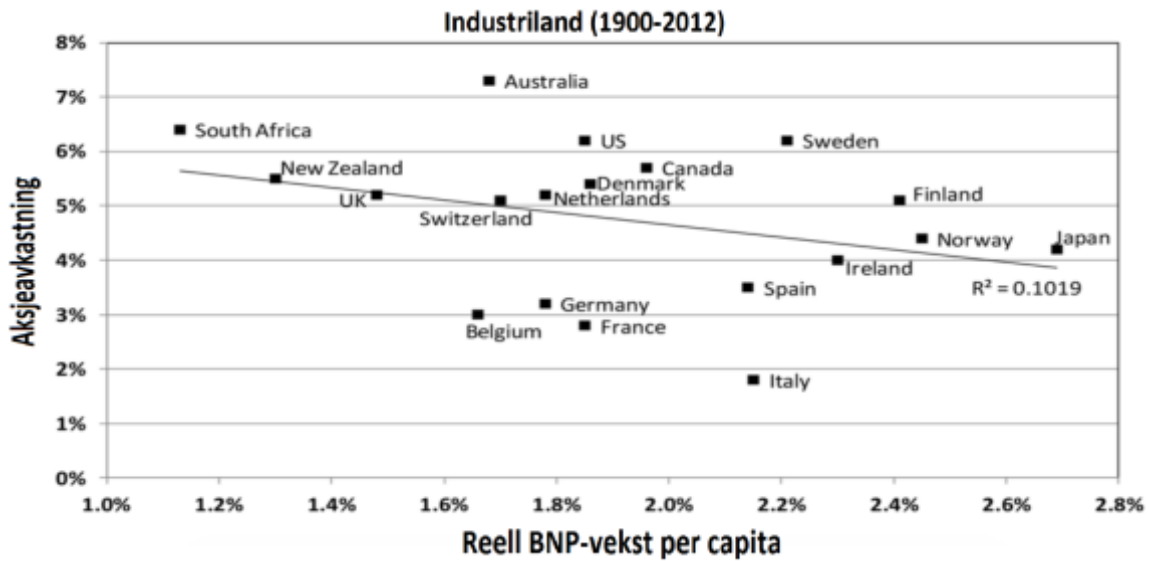
De har altså påpekt at finansielle multipler ikke fanger opp sykliske variasjoner, som for eksempel slutten-av-året-effekter, og at det er overraskende at makroøkonomisk utvikling ikke er tillagt større vekt i forklaringen av aksjeutviklingen.

Empirien er splittet i synet på om det er noen sammenheng mellom økonomisk vekst og aksjeavkastning. Dette kan tenkes å være årsaken til at makroøkonomiske indikatorer har blitt viet lite fokus, slik Lettau & Ludvigson (2010) har hevdet. Vi vil i dette kapittelet gi en oversikt over eksisterende empiri relatert til makroøkonomiske variabler som indikator på fremtidig aksjeavkastning, både gjennom året og med fokus på siste kvartal.

2.1 Sammenhengen mellom makroøkonomiske indikatorer og aksjepriser

Det er naturlig å tenke at det er en positiv sammenheng mellom økonomisk vekst og aksjepriser. Det vil si at aksjeprisene øker i perioder med økonomisk vekst. Derimot er det empirisk vist tilfeller hvor denne sammenhengen er invers. Blant annet viste Siegel (2014) til en negativ korrelasjon mellom aksje-avkastningen og reell BNP-vekst per capita, et resultat han fant for både industriland og utviklingsland. Figur 1 viser den grafiske fremstillingen for industrilandene mellom 1900 og 2012, hvor den negative korrelasjonen er tydelig ved den fallende trukne linjen.

Figur 1: Sammenheng mellom aksjeavkastning og reell BNP-vekst per capita



Kilde: Siegel, J. J. (2014, s. 197, egen oversettelse). *Stocks for the long run: the definitive guide to financial market returns and long-term investment strategies* (5th ed. utg.). New York: McGraw-Hill.

Aksjepriser vil reagere på nyheter om økonomiske data. Nyheter kan defineres som forskjellen mellom forventet verdi og faktisk, realisert verdi (Siegel, 2014). Om aksjeprisene skal endre seg må nyhetene avvike fra forventningsverdien. Nyhetseffekten er i tråd med hypotesen om effisiente markeder, hvor markedsprisene inneholder all tilgjengelig informasjon, noe som også inkluderer markedets forventninger.

Siegel (2014) har definert to hovedkanaler for hvordan makroøkonomien påvirker aksjekursene. Den mest åpenbare effekten kommer av at selskapene vil oppnå høyere fremtidig inntjening med et oppsving i økonomien som helhet. I verdsettelse er inntjening som regel den mest sentrale faktoren, og med høyere inntjening vil aksjeprisene øke – altså en positiv sammenheng. Den andre effekten kommer gjennom renten. En økonomi på høygir vil på sikt kreve renteøkning for å unngå inflasjonspress, noe som medfører at også neddiskonteringsrenten brukt i verdsettelse øker. Følgelig blir nåverdien i for eksempel dividendemodellen lavere, og aksjeprisen faller – altså en negativ sammenheng. Tilsvarende vil negative nyheter ha motsatt effekt. Hvorvidt det er endringen i inntjeningen eller i renten som påvirker aksjeprisen i størst grad vil i følge Siegel (2014) variere fra situasjon til situasjon. Det vil blant annet være sensitivt til hvor man befinner seg i konjunktursyklusen. Siegels (2014) noe overraskende resultat om at positive nyheter kan føre til fallende aksjepriser indikerer at rente-effekten har dominert.

De ulike faktorene presentert av Siegel (2014) er mulige årsaker til at man ikke har observert en positiv sammenheng mellom økonomisk vekst og aksjeavkastning. MSCI Barra (2010) har støttet opp om disse funnene. De har pekt på at forutsetningene som tas av tradisjonelle tilbudsside-modeller som prøver å forklare aksjeavkastning basert på makroøkonomiske forhold sjeldent holder i praksis. Teorien er at aksjeavkastningen speiler produktiviteten i realøkonomien, og at den langsiktige avkastningen i aksjemarkedet ikke overstiger eller faller under vekstraten i økonomien. BNP-veksten i økonomien tilfaller aksjonærene gjennom tre prosesser; økonomisk vekst gir resultatvekst hos bedriftene, som igjen fører til vekst i inntjening per aksje (EPS), som til slutt vil føre til økte aksjepriser. Om følgende forutsetninger holder vil man forvente å se en reell prisøkning identisk med reell BNP-vekst; børsen inneholder kun innenlandske selskaper, økonomien er lukket, ulike verdsettelses-ratioer er konstante, selskapenes profittandel i økonomien er konstant, samt at investorene har krav på en konstant andel av den samme profitten.

Den første prosessen hvor økonomisk vekst påvirker aggregert inntjening hos bedriftene har i følge MSCI Barra (2010) vist seg å være gjeldende for amerikanske selskaper. Dette betyr at de aggregerte inntektene har hatt en tendens til å vokse jevnt med BNP-veksten. Bernstein & Arnott (2003) har på en annen side vist at prosessen hvor vekst i aggregert inntjening leder til vekst i inntjening per aksje sjelden har vært synlig i dataene. Denne slutningen kommer av noe de har kalt for en "fortynningseffekt". Forklaringen er at mye av BNP-veksten oppstår på bakgrunn av "entrepreneurial capitalism", definert som nyetableringer og kapitalforhøyelser i eksisterende bedrifter. Bernstein & Arnott (2003) har videre poengtert at BNP-veksten som skyldes nevnte fortynning ikke gir noen direkte effekt for eksisterende aksjonærer. Det medfører at EPS vokser markant lavere enn økonomien som helhet. De har også hevdet at over halvparten av aggregert økonomisk vekst kommer av nyetableringer, og ikke fra vekst i eksisterende bedrifter. Det kan være en av årsakene til at BNP-vekst og vekst i aksjeavkastning viser en negativ sammenheng i enkelte studier.

Den siste prosessen hvor EPS-vekst forplanter seg i stigende aksjekurser vil i følge MSCI Barra (2010) bare materialisere seg om relative verdsettelsesratioer, som for eksempel P/E-ratioen, holdes konstant. De har påpekt at tidligere forskning har hevdet at det ikke er noen grunn til at disse verdsettelses-ratioene skal skifte over tid, i tråd med tilbudsside-modellene presentert ovenfor. Samtidig har de vist at verdsettelsesrater har steget de siste 40 årene. Dette kan komme av flere årsaker, deriblant sterkere markedseffisiens og bedre "corporate

governance”. De empiriske testene gir derfor ikke støtte til modellene som sier at BNP-veksten strømmer til aksjonærene gjennom EPS-vekst.

MSCI Barra (2010) har vist til mulige forklaringer på sine påstander om at aksjeavkastningen ikke speiler veksttakten i økonomien. Et av forslagene deres var at det finnes en ”decoupling effect”. Store deler av inntjeningen til de børslistede selskapene opptjenes i utlandet. Følgelig kan det oppstå avvik mellom bedriftens resultater, som gir grunnlag for aksjeprisen, og den økonomiske veksten i landet hvor bedriften er listet. De har videre påpekt at denne effekten har en tendens til å forsterkes av at børsenes største selskaper gjerne også er de mest multinasjonale. Det kan derfor tenkes at selskapene som bidrar mest til børsutviklingen i realiteten bidrar mindre til et lands BNP-vekst enn det størrelsen skulle tilsi.

Rodríguez, Restoy & Peña (2002) har stilt spørsmål om BNP kan predikere volatiliteten i aksjeavkastningen. Undersøkelsen gjennomført på åtte OECD-land ga generelt ikke-signifikante resultater. Noen økonomier, deriblant Italia, Frankrike og Spania, viser en svak systematisk sammenheng. Studiet ga tvetydige resultater i forsøket på å forklare hvorfor noen økonomier antyder en sammenheng, mens andre ikke gjør det. De fant ingen robuste bevis for at aksjeavkastning på generell basis kan predikeres av forrige års eller forrige kvartals vekst i BNP.

Cooper & Priestleys (2009) resultater har vist at den enkle makroøkonomiske variabelen produksjonsgap, definert som differansen mellom faktisk og potensiell produksjon i økonomien, kan predikere fremtidig aksjeavkastning. Deres funn er interessant, ettersom andre makroøkonomiske konjunkturindikatorer har gitt svært tvetydige resultater som indikatorer for avkastning de siste tre tiårene. De trodde ikke at produksjonsgapets prediksjonskraft stammer fra feilprising i aksjemarkedet, ettersom variabelen ikke inneholder nivået for aksjepriser. De har derimot støttet hypotesen om at aksjeavkastning er en rasjonell respons på endringer i konjunktursituasjonen, representert ved produksjonsgapet. Dette er konsistent med at forventet avkastning følger tidsvarierende risikoaversjon, altså at investorer endrer sitt avkastningskrav etter opplevd risiko. Vivian & Wohar (2013) har funnet samme sammenheng, og utvidet i tillegg funnet ved å undersøke aksjeporteføljer med forskjellige finansielle karakteristikk i det amerikanske markedet. De kom frem til at produksjonsgapet er en indikator for fremtidig avkastning i SMB-porteføljer, men sammenhengen er ikke tilstede for HML-porteføljer. Produksjonsgapet kan dermed predikere størrelses-effekter, men ikke verdi-effekter.

På bakgrunn av tidligere forskning kan vi oppsummere med at det har vært funnet resultater som peker på sammenhenger i begge retninger. Siegel (2014) har vist det overraskende resultatet at det er negativ sammenheng mellom BNP-vekst og aksjeavkastning. Annen forskning har på den andre siden ikke klart å påvise noen klar sammenheng mellom variablene. Til slutt så vi at Cooper & Priestley (2009) har funnet en sammenheng mellom produksjonsgapet og aksjeavkastning. Det kan tyde på at det finnes systematiske relasjoner mellom makroøkonomiske størrelser og fremtidig aktiva-avkastning, men at det gjenstår å finne en robust sammenheng.

2.2 Makroøkonomisk vekst i slutten av året og fremtidig aksjeavkastning

Møller & Rangvid (2015) viste at makroøkonomisk vekst i slutten av året har ledende egenskaper for forventet avkastning på risikable finansielle aktiva det påfølgende året. De har hevdet at økonomisk vekst i resten av året ikke har noen signifikant prediksjonskraft, og at tidligere forskning som har inkludert alle kvartalene i sine testrelasjoner har hatt problemer med å avdekke noen systematisk sammenheng. Dette bekreftes av deres funn gjort på det amerikanske aksjemarkedet for de siste 60 årene.

Resultatene viste sterkt signifikante sammenhenger når de isolerte den økonomiske veksten i fjerde kvartal og testet denne mot avkastningen de påfølgende fire kvartalene. Deres resultater var robuste og ble funnet igjen for flere forskjellige aktivaklasser og tidsperioder, både for amerikanske og globale data. Sammenhengen holdt også for veksten i flere makroøkonomiske størrelser, som BNP, privat konsum og industriproduksjon. Modellene deres har gitt svært signifikante koeffisienter og hatt en forklaringskraft på 15,4-18%, noe som er meget høyt med kun én forklaringsvariabel i hver modell. For industriproduksjon, som publiseres månedlig, har de også funnet at desember er den klart mest signifikante måneden innenfor fjerde kvartal.

Møller & Rangvid (2015) foretok også en korrelasjonsanalyse mellom variabler for økonomisk vekst og indikatorer på sentiment i markedet. Analysen viste at variablene samvarierer kraftig i siste kvartal. Dermed antyder en lav økonomisk vekst i siste kvartal at den økonomiske optimismen hos investorer er lav. Det fører i følge deres hypotese til at investorene krever høyere fremtidig avkastning for å være villig til å investere. Ved høy vekst observeres motsatt effekt, hvor en investor tar til takke med en lav avkastning.

Studiet presenterte en tolkning av resultatene som baserer seg på investorenes handlingsmønster. De har argumentert for at det er forventet at markedsaktørenes porteføljusteringer er konsentrert mot slutten av året. Dette fører til at økonomisk vekst tillegges større viktighet i denne perioden. Dermed vil periodens økonomiske utvikling påvirke investorenes optimisme, som de tolker som et mål på risikoaversjon. Risikoaversjonen forplanter seg videre i forventinger om fremtidig avkastning.

Møller & Rangvid (2012) har vist til en alternativ tolkning hvor økt optimisme fører til irrasjonelle investorer. Dette kan medføre at prisene blir presset over sin fundamentalverdi. Når prisene reverserer i påfølgende periode leder dette til fallende avkastning.

Konklusjonen til Møller & Rangvid (2015) var at den økonomiske veksten i slutten av året spiller en spesielt viktig rolle for anslag på forventet aktiva-avkastning og investorers handlingsmønster. Med kjennskap til annen empiri på området skiller studiet deres seg ut ved at de har fått svært signifikante og robuste resultater.

Funnene har vært til stor inspirasjon for vår oppgave. Vi har replikert deres analyse på det amerikanske markedet med samme datasett. Det ga svært like resultater, med kun små avvik forårsaket av bruk av robuste standardavvik i deres studie. Replikeringen har gitt oss en pekepinn på fremgangsmåten og metoden i vår egen analyse, samt hva slags resultater vi forventer å finne i en studie av det norske markedet.

2.3 Investors handlingsmønster i slutten av året

Møller & Rangvid (2015) har vist at økonomisk vekst og selskapers og privatpersoners optimisme samvarierer kraftig mot slutten av året. At dette skjer simultant har blitt hevdet å være en mulig årsak til at de har funnet en sammenheng mellom fjerdekvartals-veksten i makrovariabler og fremtidig aksjeavkastning. Dette bygger på den spesielle sammenhengen om at utviklingen i makroøkonomien vil påvirke investorenes handlingsmønster og sentiment. Denne sammenhengen er forventet å være sterkere i årets siste kvartal, som videre vil påvirke den fremtidige avkastningen. Hvorvidt aktørene handler rasjonelt eller ikke er et omstridt tema, og ifølge Baker & Wurgler (2006) har sentimentet blant investorer blitt totalt neglisjert innenfor klassisk finanst teori. Med utbredelsen av adferdsøkonomi har derimot markedssentimentets påvirkning på aksjepriser fått større oppmerksomhet. Vi vil i det

følgende presentere et lite utvalg av tidligere forskning om markedsaktørenes handlingsmønster, med særlig fokus på slutten av året.

I følge Jagannathan & Wang (2007) er beslutninger om konsum og investeringer forbundet med signifikante kostnader i form av ofret fritid. Dermed vil investorene bli "late" og kun foreta slike beslutninger periodisk. Beslutninger gjøres gjerne i henhold til kulturelle forhold og institusjonelle trekk ved økonomien. For eksempel kan dette være årlige hendelser som julefeiring, bonuser ved årsslutt eller skattemessige hensyn som må være gjort før det nye året. Abel, Eberly & Panageas (2013) har støttet opp om dette. De har vist at transaksjons- og informasjonsinnhentingskostnader forbundet med porteføljusteringer fører til at investorer har en høy terskel for å gjøre endringer i sine porteføljer. Dermed holder de ikke øye med aksjemarkedet for gitte tidsintervaller. Abel, et al. (2013) har noe overraskende funnet at hvis disse kostnadene inneholder en fast komponent som er liten nok, vil investorer tilpasse sine justeringer slik at intervallet mellom beslutningstidspunktene blir konstante. På beslutningstidspunktene vil de gjøre tilstrekkelige endringer for å kunne la porteføljen stå urørt til neste justeringstidspunkt. I følge Møller & Rangvid (2015) tilsier dette argumentet at relasjonen mellom økonomisk vekst og forventet avkastning burde være sterkere på slike beslutningstidspunkter. De har argumentert for at slutten av året er en god kandidat til et slikt tidspunkt.

Haugen & Lakonishok (1988) har vist at det de kaller "window dressing" kan forklare januar-effekten i aksjemarkedet. Januar-effekten er en anomali hvor små aksjer gir høy avkastning i første del av januar. De har definert "window dressing" som at fondsforvaltere rydder i porteføljen ved å selge og kjøpe henholdsvis taper- og vinner-aksjer. Hensikten er å pynte på porteføljen før årets resultater skal presenteres til klienter og aksjonærer. Denne ekstra aktiviteten i aksjemarkedet og fokuset som gis stillstandsbildet i økonomien ved årsslutt kan være en av grunnene til en eventuell sammenheng mellom økonomisk vekst i siste kvartal og fremtidig ett års meravkastning.

Barsky & Miron (1989) har undersøkt makroøkonomiske fluktuasjoner ved bruk av data som ikke er sesongjustert. Deres to viktigste funn var at sesongmessige svingninger er en dominant kilde til kortvarige variasjoner i økonomisk aktivitet og at sesongmessige fluktuasjoner viser mange av de samme karakteristikkene som konjunktursvingninger. De undersøkte sesongmessige sykler i økonomisk aktivitet gjennom året. Her fant de en ekspansjon i produksjon i fjerde kvartal, uten nevneverdige endringer i arbeidstimer, priser eller renter. De

antok at dette var drevet av etterspørsel, spesielt i forbindelse med julen. Dette definerte de som et "Christmas demand shock". Wen (2002) har vist at økonomier med store sesongmessige makroøkonomiske svingninger, som gjerne oppstår rundt jul, opplever sterke fremtidige svingninger i konjunkturutviklingen. Møller & Rangvid (2015) formodet at dette leder investorer til å vie spesiell oppmerksomhet til makroøkonomiske variabler mot slutten av året, og at de tar den økonomiske tilstanden på dette tidspunktet i betraktning når de former sine forventninger om fremtidig avkastning.

Basert på den fremlagte forskningen er det grunn til å forvente at investorer konsentrerer sine porteføljusteringer mot slutten av året, hvilket kan være årsaken til at fjerde kvartal inneholder mer informasjon om fremtidig avkastning enn de øvrige kvartalene.

Campbell & Cochrane (1999) har presentert en konsum-basert modell for å forklare aktivaprisering og investorers adferd i markedet. De modellerte sammenhengen ved å legge det de kaller en "slow-moving habit" eller "time-varying subsistence level"-komponent til en nyttefunksjon. For å implementere dette elementet benyttet de en konsumoverskudds-rate, hvilket er definert som differansen mellom konsumnivået og et "vane-nivå", delt på konsumnivået. Om konsumoverskudds-raten er null representerer dette en tilstand hvor konsummuligheten er lik individets vane-nivå. Raten går mot én når konsumet stiger relativt til vane-nivået. Ved et fall i konsumoverskudds-raten i en resesjon vil risikoaversjonen bli høyere. Komponenten vil så føre til at nyttefunksjonens kurve blir brattere. Dette medfører fallende priser på risikable aktiva og høyere forventet avkastning. En høy konsumoverskudds-rate i perioder med økonomisk ekspansjon leder til omvendt reaksjon, og dermed lavere forventet avkastning. Denne sammenhengen gir en forklaring av det inverse forholdet mellom økonomisk vekst og forventet meravkastning. Møller & Rangvid (2015) har vist at korrelasjonen mellom konsumoverskudds-raten og forventet avkastning er betydelig sterkere i fjerde kvartal enn resten av året.

Påvirkningen til investor-sentiment på aksjeavkastning har som sagt vært et mye oversett og senere omstridt tema innenfor litteraturen. Med utbredelsen av adferdsøkonomi har dette derimot fått større oppmerksomhet. Blant annet har Brown & Cliff (2005) hevdet at overoptimisme kan drive markedsprisene over sin fundamentalverdi. Dermed skal perioder med høyt sentiment bli etterfulgt av perioder med lav avkastning, ettersom prisene reverserer til fundamentalverdien. Deres resultater for det amerikanske markedet har påvist en negativ sammenheng mellom investor-sentiment og avkastning i påfølgende periode. Schmeling

(2009) har sett på den samme sammenhengen på internasjonale data, både aggregert og individuelt. Resultatene for de individuelle landene varierer noe, men det aller mest interessante for vår problemstilling er at investor-sentimentet i Norge viser til en signifikant forklaringskraft på fremtidig avkastning. Resultatene fra Brown & Cliff (2005) og Schmeling (2009) bryter med hypotesen om markedseffisiens, ettersom en av forutsetningene for hypotesen er at markedsaktørene er rasjonelle.

Den fremlagte empirien legger grunnlaget for følgende sammenheng; Wen (2002) har vist at økonomiske svingninger på slutten av året gir et større utslag i den fremtidige konjunkturutviklingen. Når investorer tar den økonomiske tilstanden på dette tidspunktet i betraktning ved utforming av sine forventninger om fremtidig avkastning (Campbell & Cochrane, 1999), hvilket de synes å gjøre i stor grad i slutten av året på grunn av kostnadene forbundet med porteføljusteringer (Abel, et al., 2013), så vil forventet avkastning være mer påvirket av den økonomiske utviklingen i slutten av året enn resten av året (Møller & Rangvid, 2015). En alternativ tolkning er at markedsaktørene ikke er rasjonelle og at de presser aktivaprisene over eller under sin fundamentalverdi, med den følgen at prisene reverserer i påfølgende periode.

3. Teori

I denne delen vil vi introdusere det bakenforliggende teoretiske rammeverket som er nødvendig for å tolke variablene og sammenhengene vi undersøker i analysen. Her presenteres teori om makroøkonomiske konjunkturer, trender og indikatorer, samt grunnleggende teori om aksjemarkedet, modeller for avkastning og risiko, og prising av aksjer.

3.1 Konjunkturteori

En konjunktursykel betegner fluktuasjoner i forhold til trendutviklingen i aktivitetsnivået i en økonomi, primært målt ved BNP i realtermer. Vanligvis opplever vi at reelt BNP vokser fra et år til det neste, men vekstraten er ikke konstant. Perioder med høy økonomisk vekst er etterfulgt av perioder med lav, eller til og med negativ vekst. Periodene har også varierende varighet. Grunnet blant annet befolkningsvekst og fremskritt i teknologi og produktivitet vil BNP normalt stige på lang sikt, og gode perioder vil vare lengre enn dårlige. Vi definerer perioder med positiv økonomisk vekst som ekspansjoner. Perioder med negativ økonomisk vekst defineres som resesjoner, ofte beskrevet av to etterfølgende kvartaler med negativ vekst i reelt BNP.

Over tid observerer vi at flere makroøkonomiske variabler har høy samvariasjon med BNP. Dette gjelder på tvers av økonomier, men med en varierende grad av synkronisering. Denne samvariasjonen i slike økonomiske størrelser er det vi referer til når vi snakker om konjunktursykler (Gottfries, 2013).

Økonomer deler ofte reelt BNP inn i to komponenter; en trendkomponent, τ_t , og en sykelkomponent, c_t . Endringen i trendkomponenten er permanente endringer i BNP, mens sykelen representerer midlertidige avvik fra trenden. Med utgangspunkt i en observert dataserie, y_t , kan vi vise følgende sammenheng som i Balke (1991):

$$y_t = \tau_t + c_t \quad [1]$$

Det er vanlig å definere konjunktursituasjonen ut ifra hvor sterk BNP-veksten er i forhold til trendveksten. Denne avstanden defineres som produksjonsgapet.

De to vanligste tilnærmingene til konjunktursykler er den tradisjonelle og den moderne tilnærmingen. Disse skiller seg i synet på om trenden er deterministisk eller stokastisk. Den

tradisjonelle tilnærmingen bygger på at trenden er deterministisk og bestemt av den langvarige strukturelle vekstraten i økonomien. Sykelen er stokastisk og beveger seg rundt trenden. Den moderne tilnærmingen tillater en mindre klar distinksjon, hvor selve trenden kan være stokastisk. Ved en stokastisk trend kan det være svært krevende å dekomponere trend- og sykelkomponenten. Om trenden er helt eller delvis stokastisk blir det krevende å anslå størrelsen på produksjonsgapet. Dette vanskeliggjør rentesettingen og stabiliseringspolitikken i en økonomi.

3.2 Makroøkonomiske indikatorer

Makroøkonomiske indikatorer inneholder informasjon om økonomiens tilstand og kan brukes til å forutsi økonomiske trender. Indikatorene kan peke på hvor vi befinner oss i konjunktursyklusen, og brukes ofte i fundamentalanalyser for aktiva-prising og investeringsstrategier.

Når vi senere skal benytte flere makroøkonomiske serier i vår regresjons- og korrelasjonsanalyse er det nyttig å se på hvordan disse seriene beveger seg i forhold til hverandre. Makroøkonomiske indikatorer som er positivt korrelert med BNP defineres til å være prosykliske. Tilsvarende vil variablene med negativ korrelasjon defineres til å være motsykliske. En indikator kan også være ikke-syklisk, og har da ingen samvariasjon med BNP (Sørensen & Whitta-Jacobsen, 2010, s. 368-374).

Vi definerer også makroøkonomiske variabler som ledende, sammenfallende eller etterslepende. Dette bestemmes av hvilken tidsforskyvning av variabelen som er sterkest korrelert med BNP. En ledende indikator beveger seg i forkant av utviklingen i BNP, og kan inneholde informasjon om økonomiens fremtidige utvikling. Indikatorer som har høyest korrelasjon med BNP uten tidsforskyvning defineres som sammenfallende. Serier som korrelerer sterkest med verdier av BNP som er forskjøvet bakover i tid kalles etterslepende indikatorer (Sørensen & Whitta-Jacobsen, 2010, s. 368-374).

Det er viktig å merke seg at indikatorene kan være misvisende i perioder, og en ledende indikator kan ha varierende prediksjonskraft over tid. Det er også store forskjeller i volatiliteten i indikatorene. Dette måles ved standardavvik, der en høy verdi tilsier store svingninger i serien.

3.2.1 Bruttonasjonalprodukt

Bruttonasjonalprodukt (BNP) er den aggregerte bruttostørrelsen av alt som produseres av varer og tjenester i en økonomi. BNP brukes i utstrakt grad som et mål på aktiviteten i en økonomi. Davidsen (2012, s. 53-59) har påpekt at nettonasjonalproduktet taler for å være det mest korrekte målet når man skal betegne verdiskapningen i en økonomi. Om vi ønsker å benytte en nettostørrelse må vi trekke fra kapitalslitet som har gått med på å produsere varene og tjenestene. Som han videre har påpekt er det likevel bruttostørrelsen av nasjonalproduktet som i størst grad benyttes.

BNP som mål på den totale aktiviteten har enkelte svakheter det er viktig å merke seg når man arbeider med tidsserien. Davidsen (2012, s. 53-59) har blant annet vist til forskjellen i verdivurderingen mellom offentlig og privat sektor. Varer produsert i offentlig sektor vurderes til selvkost, mens varer fra privat sektor vurderes til markedsprisen i BNP. Man kan stille spørsmål om dette er den riktige beregningen. Andre mulige feilkilder er svart økonomi og selvforsyning. I land hvor disse delene utgjør en stor andel av økonomien kan BNP være kraftig undervurdert og misvisende for den faktiske verdiskapningen.

Som nevnt vil BNP bare inkludere den aggregerte bruttostørrelsen av alle varer og tjenester produsert i en økonomi. Dette vil ikke inkludere norske bedrifters verdiskapning i utlandet. Som vi så på i kapittelet om tidligere forskning kan dette skape en ”decoupling-effect”, ved at bedriftene som bidrar mest til verdiskapningen på Oslo Børs bidrar mindre til utviklingen i realøkonomien enn det man skulle anta ut fra deres relative størrelse.

Davidsen (2012, s. 53-59) har hevdet at BNP er et mål på den delen av økonomien som omsettes på markeder eller organiseres og tilbys av offentlig sektor, og ikke et mål på den totale aktiviteten i økonomien. Han har likevel tatt nasjonalregnskapet og BNP i forsvar ved at det faktisk måler det det er tiltenkt å måle. BNP regnes derfor som en naturlig hovedindikator på økonomiens tilstand, og vi regner variabelen som den viktigste forklaringsvariabelen i vår analyse.

3.2.2 Andre makroøkonomiske indikatorer

Industriproduksjon

Industriproduksjon er en hyppig brukt indikator for produksjonsaktiviteten i økonomien, og gir et inntrykk av tilstanden i økonomien og konjunkturutviklingen. Størrelsen gir en

indikasjon på effektiviteten og utnyttelsen av ressurser i landets industri. Produksjon beveger seg gjerne sammen med aksjemarkedet, som kommer av at en positiv utvikling i produksjonen og verdiskapningen fører til positive resultater for tegnede selskaper.

Konsum

For konsum er det vanlig å skille mellom konsum av varige, halv-varige og ikke-varige konsumgoder. Varige og halv-varige konsumgoder er goder som er ment å ha en levetid på over ett år og brukes flere ganger, som for eksempel biler og båter. Ikke-varige konsumgoder har kort levetid og konsumeres kun én gang. Eksempelvis er mat, drikke og drivstoff slike goder. Videre er det vanlig å skille mellom privat og offentlig konsum. Konsum hos privatpersoner eller i husholdninger er definert som privat konsum, mens konsum i stats- og kommuneforvaltningen defineres som offentlig konsum.

Konsum av varige forbruksvarer regnes vanligvis som en ledende indikator, mens konsum av ikke-varige forbruksvarer ofte er sammenfallende med den økonomiske utviklingen. Konsum av varige konsumgoder er mer volatilt enn ikke-varige goder og tjenester. Forbruket av ikke-varige goder tilpasses mindre i gode og dårlige tider, enn for eksempel kjøp av ny bil. Konsum kan blant annet påvirke aksjemarkedet gjennom endinger i etterspørselen etter varer og tjenester levert av børsnoterte selskaper.

3.2.3 Sentimentindikatorer

Sentimentindikatorer fungerer som termometer i økonomien. De utarbeides ofte ved bruk av spørreundersøkelser rettet mot forskjellige deler av økonomien. Et bredt utvalg forbrukere eller bedrifter blir spurt om deres oppfatning av dagens økonomiske situasjon og hva de tror om fremtiden. Sentimentvariabler er ofte meget volatile da de er sensitive overfor hendelser som endrer vår sinnstilstand og optimisme, selv om de ikke nødvendigvis påvirker fundamentale drivere for økonomien. Sentimentindikatorer inneholder mye informasjon og er nyttige når vi senere skal undersøke sammenhengen mellom økonomisk vekst og optimisme i husholdninger og bedrifter.

Konjunkturbarometeret

Konjunkturbarometeret måler bedriftslederes oppfatning av konjunktursituasjonen, samt deres forventninger til kommende kvartal. Per definisjon er konjunkturbarometeret en sentimentindikator og måler mye av det samme som innkjøpssjefsindeksen. Barometeret er

likevel også blitt mye brukt som en makroøkonomisk indikator, og vi velger derfor å inkludere variabelen som en indikator på økonomisk vekst i vår analyse.

Konjunkturbarmeteret fremkommer ved bruk av et spørreskjema relatert til blant annet produksjon, kapasitetsutnyttning, sysselsetting, ordretilgang og priser. Barometeret er utarbeidet av SSB, og gir nyttig informasjon om norske bedriftslederes oppfatning av landets økonomiske tilstand og deres forventninger til fremtidig utvikling.

Innkjøpssjefsindeksen

Innkjøpssjefsindeksen, også kalt Purchasing Management Index (PMI), er en ledende indikator som måler aktiviteten på produksjonssiden av økonomien. Indikatoren gir en indikasjon på optimismen i produksjonen i Norge, og inneholder mye av den samme informasjonen som Konjunkturbarmeteret. I Norge utarbeides PMI-indeksen som et samarbeid mellom NIMA (Norsk Forbund for Innkjøp og Logistikk) og Danske Bank, og har vært publisert siden 2004.

Hver måned gir 300 innkjøpssjefer tilbakemelding om forhold som ordreinnngang, produksjon, sysselsetting, leverandørers leveringstid og lager av innkjøpte varer. Her oppgir de et av alternativene 'økt', 'uendret' eller 'redusert'. PMI utarbeides som en diffusjonsindeks, som vil si at man adderer prosentandelen som svarer 'økt' med prosentandelen som svarer 'uendret'. Dette tallet deles så på to. Verdier over 50 tilsier at produksjonstakten har tiltatt. Følgelig vil en verdi under 50 bety produksjonsfall. Gjennomsnittet på PMI-indeksen fra 2004 til 2016 er på 52,76, noe som er naturlig ettersom en økonomi på lang sikt vil ha lengre oppgangstider enn nedgangstider.

Forventningsbarometeret

Forventningsbarometeret fremkommer av en landsrepresentativ spørreundersøkelse av rundt 1000 forbrukere hvert kvartal, utført på vegne av Finans Norge. Undersøkelsen tar for seg spørsmål angående personlig økonomi og framtidsutsikter til norsk økonomi som helhet.

Indikatoren fremkommer ved at differansen mellom de optimistiske og pessimistiske svarene på fem spørsmål adderes, før summen deles på fem. Indikatoren er derfor ikke like lettfattelig som diffusjonsindeksen PMI. Forventningsbarometeret regnes som en indikator på privat konsum, og gir dermed en god indikasjon på konsumentenes optimisme.

3.3 Aksjeteori

Aksjemarkedet er en svært viktig del av økonomien i et frimarked, ettersom det gir selskapene muligheten til å hente frisk kapital. På samme tid gir det institusjonelle- og retail-investorer muligheten til å investere ikke-konsumert inntekt med forventning om fremtidig avkastning. Aksjemarkedet er komplekst, og det finnes utallige teorier og modeller for hvordan markedet som helhet og individuelle aksjer prises. Mens noen sverger til tekniske analyser velger andre å stole på fundamentalanalyser. Flere, eksempelvis Fama (1965), viser i empiriske studier at aksjeprisene følger en 'random walk', hvilket innebærer at aksjeprisene ikke kan predikeres. Denne teorien er i tråd med hypotesen om at markeder er effisient.

Vi vil i de følgende delkapitlene presentere et utvalg teorier rundt aksjemarkedet. Dette inkluderer generelle trekk ved markedet, modeller for aksjeprising og avkastning, samt hvordan aktørene tenker og hvorfor de tar de valgene de gjør. Først vil vi definere hypotesen om effisiente markeder. Denne grunn teorien innenfor finans er svært relevant for vår problemstilling, da det er viktig å forstå mekanismene som driver markedet i perioder hvor vi observerer økonomisk vekst eller tilbakegang. Mye empiri har i etterkant av publiseringen forkastet hypotesen og hevdet at markedsaktørene i praksis ikke er rasjonelle. Likevel blir teorien fremdeles forelest og sett på som ideal i et velfungerende marked.

3.3.1 Hypotesen om effisiente markeder

Teorien om effisiente markeder går i korte trekk ut på at prisene i et kapitalmarked til enhver tid reflekterer all tilgjengelig informasjon. Det innebærer at prisene er «korrekt» satt i henhold til informasjonsgrunnlaget (Fama, 1991).

Markedseffisiens graderes tradisjonelt sett i tre ulike styrker, definert ut fra hvor stort informasjonsgrunnlag som er lagt til grunn for markedets aksjepriser. Et marked som er effisient på svak form vil kun inneholde informasjon om historiske handelsdata. Om markedet er effisient på halv-sterk form vil prisene også reflektere all offentlig tilgjengelig informasjon. På sterk form vil aksjeprisene reflektere all informasjon, også innsideinformasjon. Jensen (1978) har hevdet at inkluderingen av sterk form ikke er noe annet enn en logisk fullføring av hypotesen.

En av de viktigste forutsetningene for hypotesen er at markedsaktørene er rasjonelle. Dette har gitt opphav til mye kritikk. Blant annet har adferdsøkonomer hevdet at markedsaktørene

foretar irrasjonelle beslutninger, noe som impliserer at markedet ikke kan være effisient (Brown & Cliff, 2005). Dette forklares gjerne på bakgrunn av markedsaktørenes psykologiske trekk. Selv om litteraturen ikke blir samstemte i om markedet er effisient eller ikke, er det likevel en svært viktig teori og modell som står som mål på et perfekt marked.

3.3.2 Risikoaversjon og forventet nytte

Historiske avkastningstall og empiriske studier viser at risikable aktiva leverer høyere avkastning enn risikofrie aktiva. I følge Bodie, Kane & Marcus (2014) impliserer dette at investorer flest er risikoavers. En risikoavers person stilt ovenfor to investeringsmuligheter som gir lik forventet avkastning vil alltid velge den investeringen med lavest risiko. Investeringer med ulik forventet avkastning kan rangeres ved at man justerer den forventede avkastningen med hensyn til risiko (Bodie, et al., 2014). Når risikopremiene øker progressivt i forhold til risikoen ved investeringene er det derimot ikke like enkelt å rangere alternativene. For å kunne rangere ulike investeringer kan man ta i bruk et rammeverk for forventet nytte. Hvert investeringsobjekt gis en nytteverdi, U , gitt ved:

$$U = E(r) - \frac{1}{2}A\sigma^2 \quad [2]$$

Nytteverdien framkommer som forventet avkastning justert for et risikofradrag bestående av en risikoaversjonskoeffisient, A , varians, σ^2 , og en skalering på $\frac{1}{2}$. Investorer vil rangere identiske investeringsmuligheter ulikt på bakgrunn av deres risikoaversjonskoeffisient. Jo mer risikoavers, desto høyere forventet avkastning vil investoren kreve for å investere i et risikabelt prosjekt. Dette får han gjennom høyere risikopremie.

Nyttefunksjonen gitt i ligning 2 tar utgangspunkt i nytten man får fra et investeringsobjekt. Som nevnt i del 2.3 har Campbell & Cochrane (1999) definert en nyttefunksjon for konsum. Dette gjorde de ved å utvide nyttefunksjonen til å inkludere en "slow-moving habit" eller "time-varying subsistence level"-komponent. Modellen deres viser at forventet avkastning øker i perioder hvor konsummuligheten faller.

Innsikten om at investorer flest er risikoaverse og at konsum med tilhørende nytteverdier kan forklare forventet avkastning er svært relevant for vår problemstilling. En viktig tolkning av sammenhenger mellom økonomisk vekst og aksjeavkastning bygger på nettopp investorens opplevde risiko, og dermed krav til avkastning. Hvordan risikoeksponeringen prises og henger sammen med forventet avkastning er tema for neste delkapittel.

3.3.3 Sammenhengen mellom forventet avkastning og risiko

I litteraturen finnes det mange teorier som forklarer sammenhengen mellom forventet avkastning og risiko. Modigliani & Pogue (1974) hevdet at nøkkelspørsmålene innenfor finansielle beslutningsmodeller er hvordan man skal måle risiko og relatere et gitt risikonivå til påkrevd avkastning. Damodaran (2016) har påpekt at dette fortsatt er aktuelt. Vi vil i dette kapitlet se på ulike teorier for hvordan forventet avkastning henger sammen med risiko.

Kapitalverdimodellen

Kapitalverdimodellen (CAPM) er en av de mest kjente modellene for å forklare sammenhengen mellom risikable aktivas forventede avkastning og risikograd. Denne delen baserer seg på Bodie, et al. (2014).

CAPM bygger på moderne porteføljeteori hvor investorene setter sammen en effisient front. Denne består av ulike sammensetninger av alle aktiva som maksimerer forventet avkastning gitt et visst risikonivå. Videre fastsetter man en effisient risikabel portefølje i punktet hvor kapitalallokeringslinjen (CAL) tangerer den effisiente fronten. CAL er ulike kombinasjoner mellom risikofritt alternativ og den risikable porteføljen. Hvordan investorene plasserer seg på CAL vil avhenge av deres risikoaversjon, jf. forrige delkapittel.

Modellen forutsetter at investorene deler et felles univers av risikable aktiva og inndata, noe som fører til at investorene komponerer en identisk effisient front. Med en universell risikofri rente vil alle investorene ha en CAL som tangerer samme effisiente front. Siden markedsporteføljen er den aggregerte sammensetningen av alle risikable porteføljer, vil markedsporteføljen være den verdi-vektede porteføljen som holdes av alle investorene. Det betyr at CAL er lik kapitalmarkedslinjen.

CAPM forklarer $E[R_i]$, den forventede avkastningen til aktiva i :

$$E[R_i] = rf + \beta_i(E[R_m] - rf) \quad [3]$$

Her er rf = risikofri rente, β_i = en ratio som angir aktiva i sin varians i forhold til markedet som helhet, definert som systematisk risiko, og R_m = markedsporteføljens avkastning. $E[R_m] - rf$ er da et mål på den forventede risikopremien ved å investere i markedsporteføljen. Sammenhengen viser hvordan den forventede avkastningen varierer med beta-verdien til et risikabelt aktivum. Ettersom sammenhengen holder for individuelle aktiva

vil den også gjelde for sammensetninger av disse, definert som markedsporteføljen. Beta-verdien til markedet er et veid snitt av beta-verdien til alle aktivaene som inngår i markedet. Det følger av definisjonen på beta at markedets beta er lik 1. Markedet vil da fungere som en benchmark, hvor aksjer med beta-verdier over og under 1 er henholdsvis aggressive og defensive.

En viktig forutsetning i CAPM er at investorene holder vel-diversifiserte porteføljer. Det betyr at investorene kun får betalt for eksponering mot systemrisiko. Eksponering mot bedriftsspesifikk risiko gir ikke avkastning ettersom denne er diversifisert bort. Systematisk risiko kan eksempelvis være forhold i makroøkonomien som påvirker alle aksjer, hvor den individuelle betaverdien avgjør graden av eksponering.

Vår problemstilling er å undersøke om fjerdekvartals-veksten i makroøkonomiske indikatorer kan predikere meravkastningen på Oslo Børs det kommende året. Markedsporteføljen i CAPM-universet utgjør sammensetningen av alle individuelle aksjer. Denne modellen kan derfor fungere som en forenklet teori for å forklare hvordan Oslo Børs utvikler seg i henhold til eksponeringen mot systemrisiko. Den systematiske risikoen vil i stor grad påvirkes av makrobildet. Dette gjør CAPM-modellen relevant i en studie av sammenhengen mellom makrovariabler og forventet meravkastning, slik problemstillingen har til hensikt å gjøre.

Som vi kan se av ligning 3 vil den forventede avkastningen til et aktivum også inkludere den risikofrie renten. En helt risikofri rente har ikke noe teoretisk fundament, ettersom ingen rente vil være helt risikofri. Det er heller ingen rente som er definert som ”den risikofrie renten”. Mange renter vil likevel ligge veldig nærme og fungere som en referanse for en tilnærmet risikofri rente, eksempelvis renten man får på et statlig rentepapir. Hvilken rente som legges til grunn i hvert enkelt tilfelle er subjektivt og må begrunnes deretter.

CAPM er svært utbredt, noe som nok kan tilegnes modellens lettfattelighet. Fama & French (2004) har regnet modellen som en ”tour de force” innenfor sitt felt. Modellen er likevel svært forenklet og bygger på en rekke ikke-realistiske forutsetninger. Det kan være en av hovedgrunnene til at modellen stort sett feiler i empiriske tester. I ettertid er det utviklet en rekke alternative modeller som prøver å forklare forventet avkastning bedre. En av disse er den konsumbaserte kapitalverdimodellen, CCAPM. Denne modellen gir en mer virkelighetsnær kobling mellom konsumentene og aksjemarkedet, og kan følgelig være en god teori for å forklare sammenhengen vår problemstilling prøver å avdekke.

Den konsumbaserte kapitalverdimodellen

Den konsumbaserte kapitalverdimodellen (CCAPM) innlemmer CAPM med investors ønske om å sikre fremtidig konsum. Modellen går bort i fra CAPM sin en-periode-forutsetning, og ser i stedet på en investors livsløps-konsum. I denne modellen er investorene nødt til å allokere sin formue mellom konsum i dag og i framtiden. Målet er å optimalisere forholdet slik at nytten av å konsumere en krone i dag er lik nytten av å konsumere en krone i framtiden (Bodie, et al., 2014).

CCAPM bygger på flere av de samme forutsetningene som CAPM, men benytter en konsum-etterlignende portefølje i stedet for markedsporteføljen. I stedet for å prise risikoeksponeringen mot systemfaktorer, priser CCAPM samvariasjonen mellom avkastning og konsum-vekst. Aktiva med avkastning som samvarierer mye med konsum-veksten gir høy risikopremie fordi nytten av økt inntekt i dårlige tider er større enn tilsvarende i gode tider. Om det er høy samvariasjon mellom avkastningen i et risikabelt aktivum og konsumveksten vil man forvente lavere inntekt i den dårlige perioden. Dette vil man kreve høyere risikopremie for (Bodie, et al., 2014).

I empiriske tester har det vist seg at CCAPM forklarer realiserte avkastninger bedre enn CAPM (Bodie, et al., 2014). Dette kan komme av sammenhengen mellom konsum og forventet avkastning. Campbell & Cochrane (1999) har vist likelydende sammenhenger mellom konsum og forventet avkastning i modellen vi har gjennomgått tidligere. Ettersom forventet avkastning viser seg å samvarierte med konsum og nytteverdier, kan CCAPM være svært relevant for å forstå sammenhengen mellom makroøkonomisk vekst og aksjeavkastning.

Fama-French' tre-faktor-modell

Som vi så på i kapitlene om CAPM og CCAPM er det ulike måter å prise risiko, men begge modellene har til felles at de kun benytter én risikofaktor. Det har i litteraturen vært utarbeidet flere alternative risk-reward-modeller som priser risiko på bakgrunn av flere risikofaktorer, deriblant Fama-French' tre-faktor-modell. Modellen bruker proxyer for risikofaktorer. Det betyr at det ikke er faktoren i seg selv som bidrar til risikoeksponeringen, men at det er karakteristikker ved disse som kan peke på bakenforliggende fundamentalforhold som driver risikoeksponeringen. Faktorene som har vist seg å forklare sammenhengen mellom risiko og forventet avkastning er SMB (liten minus stor markeds kapitalisering), HML (høy minus lav bok-til-markedsverdi) og en markedsfaktor som priser systematisk risiko. Forklaringen bak SMB er at små bedrifter er mer usikre og bør gi større risikopremie. Faktoren HML baserer

seg på at selskaper med høy bok-til-marked-ratio er mer utsatt for finansiell ustabilitet. Dette bør gi større risikopremie.

Vivian & Wohar (2013) har undersøkt om makroøkonomisk vekst kan forklare avkastningen til amerikanske aksjeporteføljer som sorteres etter ulike Fama-French-karakteristikker. De har hevdet at produksjonsgapet kan fungere som indikator for fremtidig avkastning i SMB-porteføljer. Dette resultatet kan tyde på at ulike segmenter i aksjemarkedet forklares av forskjellige makroøkonomiske størrelser.

3.3.4 Modeller for aksjeprising

Risk-reward-modellene som vi har gjennomgått gir en forklaring på sammenhengen mellom risiko og forventet avkastning, men sier ikke hvordan aksjer prises. Vår oppgave søker å undersøke sammenhengen mellom makroøkonomisk vekst og avkastning i aksjemarkedet. Et kjent utgangspunkt er at makrobildet påvirker selskapers inntjening. Tradisjonelt sett har inntjeningen vært utgangspunktet i verdsettelsesmodeller. Det er derfor naturlig å gi en kort gjennomgang av dividendemodellen. Ligningene er gjengitt fra Bodie, et al. (2014).

På aller enkleste form tar vi utgangspunkt i en ettårshorisont. Modellen sier da at modellprisen til en aksje i periode 0, V_0 , er lik den neddiskonterte verdien av dividenden, D_1 , og salgsprisen, P_1 , i periode 1:

$$V_0 = \frac{P_1 + D_1}{1 + k} \quad [4]$$

Videre antar vi at modellprisen er lik den ”riktige” prisen, altså den prisen vi ser i markedet. Da blir $V_0 = P_0$. Ettersom dividendeutbetalingene er usikre kontantstrømmer som vil tilfalle aksjeeieren i fremtiden kan man ikke diskontere med en risikofri rente. I stedet må man bruke et risikojustert avkastningskrav, k , som gjerne er gitt ved CAPM. Ved utvidelse til en fler-periodemodell hvor dagens pris er lik summen av alle fremtidige dividendeutbetalinger, blir relasjonen som følger:

$$P_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{D_t}{(1 + k)^t} \quad [5]$$

I denne modellen er det to faktorer som kan bidra til å forklare sammenhengen mellom makroøkonomisk vekst og avkastning. Den ene faktoren er at positiv utvikling i økonomien

kan øke investorenes forventning til fremtidige dividendeutbetalinger. Dette tilsier høyere aksjekurs. Den andre faktoren er at stigende økonomisk vekst kan føre til at investorene setter et lavere avkastningskrav, hvilket i følge modellen også bør bidra til en høyere kurs.

Vår forventning er at positiv økonomisk vekst i fjerde kvartal predikerer en lavere avkastning målt ved kursutvikling og dividendeutbetaling det påfølgende året. Det må derfor være andre faktorer enn makroøkonomisk vekst som påvirker dividendeutbetalinger og avkastningskravet for at denne modellen skal være konsistent med vår hypotese.

Gordons vekstmodell

Gordons vekstmodell er en forenklet og mye brukt variant av dividendemodellen. Modellen tar en forutsetning om at utbetalingene vokser med en konstant vekstrate, g . Prisen i periode 0 er da gitt ved Gordons formel, for alle $k > g$:

$$P_0 = \frac{D_1}{k - g} \quad [6]$$

Gordons vekstmodell fungerer godt teoretisk, men er forenklet og bygger på forutsetninger som ikke holder særlig godt empirisk. Dette gjelder spesielt antakelsen om evigvarende vekst. Det er også verdt å merke seg at denne modellen ikke tar hensyn til tidsvarierende avkastningskrav. Den vil derfor få problemer med å forklare tidsvarierende risikopremier, hvilket er en forutsetning for vår analyse. Ser man bort fra noen av disse manglene gir modellen god og lettfattelig innsikt i hvordan en aksje faktisk prises.

4. Metode

I denne oppgaven undersøker vi relasjonen mellom makroøkonomisk vekst i slutten av året og fremtidig aksjeavkastning. Relasjonen vi er spesielt interessert i er kvartalsvis makroøkonomisk vekst som indikator for den aggregerte meravkastningen de fire kommende kvartalene på Oslo Børs. For å utrede denne sammenhengen og isolere de kvartalsvise effektene har vi konstruert egne variabler for hvert kvartal som beskriver veksten i den makroøkonomiske størrelsen fra slutten av forrige kvartal til slutten av gjeldende kvartal. Disse kan eksempelvis defineres som M^1 , M^2 , M^3 og M^4 , hvor M^4 er endringen i makrovariabelen fra slutten av tredje kvartal til slutten av fjerde kvartal. Denne tester vi så mot meravkastning over det påfølgende året. M^1 er den makroøkonomiske veksten fra slutten av fjerde kvartal foregående år til slutten av første kvartal inneværende år. Denne tester vi mot meravkastningen i de fire kvartalene fra begynnelsen av det andre kvartalet til slutten av det første kvartalet neste år. Tankegangen er tilsvarende for M^2 og M^3 .

For å avdekke om det er en systematisk sammenheng mellom ett års fremtidig meravkastning i norske aksjer og kvartalsvis makroøkonomisk vekst vil vi benytte lineær regresjon, med én modell for hvert kvartal. Vi benytter den statistiske programvaren Stata for å utføre analysene.

4.1 Lineær regresjon

For å avdekke samvariasjon mellom to variabler er det vanlig å benytte lineær regresjonsanalyse. Metoden muliggjør formell statistisk testing av om samvariasjonen mellom variablene er tilfeldig eller ikke. Delkapittelet er basert på Wooldridge (2014).

Vi har benyttet minste kvadraters metode (OLS), som er den vanligste formen for lineær regresjonsanalyse. Metoden baserer seg på å minimere avstanden mellom et sett med observasjoner og en estimert linje gjennom disse punktene. Dette gjør det mulig å formulere forholdet mellom to variabler. Vi kan fremstille testrelasjonen som estimerer en avhengig variabel, Y , med variasjonen i en uavhengig variabel, X , som følger:

$$\hat{Y}_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X_i \quad [7]$$

Variablene med ”hatter” over er estimerte verdier. Differansen mellom Y s reelle verdi og den estimerte verdien i funksjonen over beskrives ved feilledet for observasjonene. Feilledet

representerer alt av variasjonen i Y som ikke kan forklares av den forklarende variabelen. Det estimerte feilleddet, $\hat{\varepsilon}_i$, kan fremstilles som følger:

$$\hat{\varepsilon}_i = Y_i - \hat{Y}_i \quad [8]$$

I testrelasjonen med de to variablene blir det estimerte feilleddet uttrykt slik:

$$\hat{\varepsilon}_i = \hat{Y}_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}\hat{X}_i \quad [9]$$

OLS-metoden finner de verdiene for α og β som gir den minste summen av de kvadrerte feilleddene. Vi leser α som verdien Y tar dersom X er lik null. β er stigningstallet som forteller hvor mye Y endres med dersom X endres med én enhet.

I vår modell er meravkastningen i OSEAX den avhengige variabelen og kvartalsvis endring i den makroøkonomiske størrelsen, M^i , for eksempel reell BNP-vekst, den uavhengige variabelen. Dette gir oss følgende testrelasjon:

$$R_{t+1}^e = \alpha + \beta M_t^i + \varepsilon_{t+1} \quad [10]$$

Her er R_{t+1}^e ett års fremtidig meravkastning i aksjer, M_t^i er kvartal i -vekstrate i en makroøkonomisk forklaringsvariabel, og ε_{t+1} representerer variasjonen som ikke kan forklares av den uavhengige variabelen.

4.1.1 Forutsetninger for OLS

Ved bruk av minste kvadraters metode (OLS) finnes det en rekke forutsetninger for feilleddet, ε_i , som skal være tilfredsstilt for å få estimerer som er det beste lineære objektive estimatet (BLUE) av koeffisientene. Et estimat som er BLUE gir minste mulige varians.

De viktigste forutsetningene er:

1. Normalfordelte feilledd med forventet verdi lik null og varians lik σ^2 :

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad [11]$$

Manglende normalitet kan skape usikkerhet rundt signifikansen til koeffisienten, β , men fører ikke til skjevhet i regresjonsestimatene. Det kan også medføre at OLS ikke er den mest effektive regresjonsmetoden. Forutsetningen om normalfordelte feilledd er ofte ikke

tilfredsstilt om man ikke har et veldig stort antall observasjoner. Normalitet kan undersøkes grafisk ved et normalscore-plott. Om plottet med modellens residualer danner en tilnærmet rett linje indikerer dette at vi har normalitet. Vi kan også teste for normalitet formelt ved bruk av en skjevhet-kurtose-test.

2. Feilleddene skal være uavhengige av hverandre og ha en kovarians lik 0:

$$\text{Cov}(\epsilon_i, \epsilon_{i-1}) = 0 \quad [12]$$

Brudd på denne forutsetningen betyr at feilleddene er autokorrelerte, hvilket gir ugyldige estimater for standardfeilene. Konsekvensen av dette er at ordinær hypotesetesting blir ugyldig, men OLS-estimatene kan fortsatt være korrekte. Autokorrelerte feilledd oppstår ofte ved utelatelse av den laggede verdien til den avhengige variabelen, Y_t , eller ved at andre viktige forklaringsvariabler er utelatt. I praksis kan vi ofte bøte på problemet ved å inkludere flere høyresidevariabler eller transformere serien til endringsform. Under spesielle forhold kan også autokorrelasjonsrobuste standardfeil brukes, men denne metoden er ikke anbefalt da den forutsetter at feilleddet hverken korrelerer eller autokorrelerer med noen av høyresidevariablene. Vi kan teste formelt for autokorrelasjon ved bruk av Durbin-Watson-testen. DW-verdien er gitt ved følgende testuttrykk:

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{\epsilon}_t - \hat{\epsilon}_{t-2})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{\epsilon}_t^2} \quad [13]$$

Nullhypotesen om ingen autokorrelasjon kan ikke forkastes hvis verdien til testuttrykket er nær 2. Durbin-Watson-testen har imidlertid begrensninger ettersom den antar at det ikke er laggede Y -verdier inkludert som forklarende variabler. Den krever i tillegg spesialtabeller for å finne kritiske verdier.

3. Homoskedastisitet, hvilket betyr at feilleddet skal være uavhengig av den forklarende variabelen X og ha en kovarians lik 0:

$$\text{Cov}(\epsilon_i, x_i) = 0 \quad [14]$$

Dette innebærer at feilleddene og X ikke skal være korrelerte og at størrelsen på feilleddene skal være uavhengige av størrelsen på X . Er ikke dette tilfredsstilt har vi heteroskedastisitet, noe som kan føre til underestimering av variansen til koeffisientene. Dette kan lede til statistisk feil av type I, hvilket betyr at vi feilaktig forkaster nullhypotesen. Heteroskedastisitet vil

likevel ikke påvirke validiteten til koeffisientenes estimer. Vi kan undersøke heteroskedastisitet grafisk ved å studere et plott av feilleddene mot størrelsen på den uavhengige variabelen X . Om feilleddene er tilnærmet konstante indikerer dette at vi har lav eller ingen heteroskedastisitet. Hvis dette er tilfelle, og vi observerer en T -verdi godt over forkastningsområdet, er det lite sannsynlig at en eventuelt underestimert varians vil føre til feil testkonklusjon. Vi kan også formelt teste for heteroskedastisitet ved bruk av en White-test. Denne testen består i å undersøke om forklaringsvariablene har en signifikant innvirkning på feilleddet. Testen utfører en regresjon på formen vist under:

$$\epsilon_i^2 = \beta_1 \hat{Y}_i + \beta_2 \hat{Y}_i^2 \quad [15]$$

Nullhypotesen om homoskedastisitet er korrekt om de uavhengige variablene i testrelasjonen ikke er signifikante. Det betyr at de ikke kan forklare variasjonen i de kvadrerte residualene, ϵ_i^2 . Kji-kvadrat-verdien forteller oss om forklaringsvariablene kan forklare variasjonen i ϵ_i^2 ved hjelp av modellens forklaringskraft, R^2 . Når nullhypotesen er sann vil sample-størrelsen multiplisert med forklaringskraften ha en kji-kvadratfordeling med antall frihetsgrader lik antall variabler minus én. Ettersom en høy R^2 -verdi gir bevis mot nullhypotesen, vil vi forkaste nullhypotesen om kji-kvadrat-verdien er større eller lik sample-størrelsen multiplisert med R^2 (Hill, 2012, s. 303-306). Testen kan enkelt utføres i en statistisk programvare.

4.2 Hypotesetesting

For å utrede sammenhengen mellom makroøkonomisk vekst og aksjeavkastning behøver vi en formell hypotesetest. Vi ønsker å teste om en tilsynelatende kausal sammenheng mellom to variabler, beskrevet ved β , er reell eller kun skyldes tilfeldigheter. Dette kan avklares med enkel hypotesetesting i form av en t -test hvor T er testobservator, og utledes som følger:

$$T = \frac{\hat{\beta} - \beta^*}{SE(\hat{\beta})} \quad [16]$$

Her betegner $\hat{\beta}$ den estimerte koeffisienten for regresjonslinjen, nullhypotesenes β -verdi betegnes av β^* og $SE(\hat{\beta})$ er β s observerte standardavvik. Hvis kravet om normalfordelt feilledd er oppfylt er testen t -fordelt med $n - k - 1$ frihetsgrader. Frihetsgradene sier hvor mange frie variabler eller parametere vi har i modellen, og det er én t -test for hver av disse. Testobservatoren forteller hvor mange standardavvik differanse det er mellom den optimale

β -verdien fra modellen og nullhypotesen. En høy T-verdi betyr at det er et høyt antall standardavvik mellom $\hat{\beta}$ og nullhypotesen, noe som indikerer at vi kan forkaste nullhypotesen. Det vanligste signifikansnivået å vurdere er 5%, og ved et tilstrekkelig antall observasjoner indikerer en absolutt T-verdi større enn 1,96 at vi kan forkaste nullhypotesen som sier at β^* er den sanne verdien til β . Kravet til T-verdien for forkastning øker med lavere signifikansnivå og et mindre antall observasjoner.

Et annet nyttig mål å undersøke ved hypotesetesting er p-verdien. Denne verdien forteller oss ikke bare om vi kan forkaste nullhypotesen eller ikke, men også hvor mye støtte vi har for alternativhypotesen. Mer spesifikt er p-verdien til en test definert som sannsynligheten for å observere en teststatistikk som er minst like stor som den vi har kalkulert, gitt at nullhypotesen er sann. En p-verdi som er lavere enn det valgte signifikansnivået tilsier at vi kan forkaste nullhypotesen (Keller, 2012, s. 362-365).

4.3 Modellens forklaringskraft

Ved vurdering av en regresjonsmodell kan det være nyttig å se på modellens forklaringskraft, betegnet ved R^2 . Forklaringskraften forteller hvor mye av den totale variasjonen i testvariabelen, Y , som er forklart av variasjonen i den uavhengige variabelen, X , og formuleres slik:

$$R^2 = \frac{\text{Forklart variasjon}}{\text{Total variasjon}} = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y})^2 - \sum_{i=1}^n \epsilon_i^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y})^2} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n \epsilon_i^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y})^2} \quad [17]$$

Ofte benyttes en justert utgave av R^2 , hvor det tas høyde for antall uavhengige variabler i modellen. Den justerte R^2 er gitt ved:

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n \epsilon_i^2 / (n - k - 1)}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y})^2 / (n - 1)} \quad [18]$$

Her er antall observasjoner betegnet ved n og antall uavhengige variabler ved k . I testrelasjonen som benyttes i vår analyse inkluderes kun én uavhengig variabel. Justeringen gir dermed ikke veldig stort utslag, men justert R^2 gir likevel det mest korrekte bildet. Vi vil derfor benytte dette som et mål på modellenes forklaringskraft i vår analyse.

4.4 Tidsseriedata-analyse

Tidsseriedata består av en rekke observasjoner gjort over tid. Hvis vi for eksempel observerer kursen til hovedindeksen på Oslo Børs hver måned i et kalenderår, utgjør disse tolv observasjonene en tidsserie.

Vår analyse bygger på å teste to tidsserier mot hverandre med et tidsforskjøvet forhold. Vi bruker en regresjonsmodell som betrakter effekten av den uavhengige variabelen, X , på den avhengige variabelen, Y , over tid. Dette gjøres fordi vi ønsker å teste ett kvartals vekst i makroøkonomiske variabler på det kommende årets aksjeavkastning. En gitt verdi i en slik tidsserie avhenger ofte av verdien i den foregående perioden, og endringer i serien kan gi utslag som vedvarer i flere perioder. Dette innebærer at serien autokorrelerer. Autokorrelasjon bryter med den klassiske OLS-forutsetningen om at utvalget skal være tilfeldig. Det skaper problemer for hypotesetesting og tolkning av estimatene.

Den autoregressive modellen av orden 1: AR(1)-modellen

En autoregressiv modell kan fortelle oss om en verdi av en variabel, Y_t , avhenger av én eller flere av sine foregående verdier. Orden 1 indikerer at vi undersøker sammenhengen med den foregående perioden, Y_{t-1} .

AR(1)-modellen er godt egnet om vi ønsker å undersøke om modellen er stasjonær eller ikke. Dette kan bidra til å avdekke eventuell autokorrelasjon. En AR(1)-modell kan formuleres slik:

$$Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \epsilon_t \quad [19]$$

Hvis stigningstallet, β , ved estimering av en slik modell ligger mellom -1 og 1 definerer vi Y_t som AR(1)-stasjonær. Dersom β tar en verdi utenfor dette intervallet er Y_t ikke AR(1)-stasjonær. Dette vil medføre ukorrekte standardfeil og at ordinær hypotesetesting er ugyldig, men OLS estimatene kan fortsatt være korrekte. Ikke-stasjonærhet kan også føre til eksplosive anslag, hvilket innebærer at estimatene til modellen går mot uendelig når vi forsøker å gjøre anslag lenger frem i tid. En siste konsekvens er at tolkningen av koeffisientene blir lite intuitiv, fordi de ikke lenger kan leses som en beregning av samvariasjonen mellom Y_t og Y_{t-1} .

De negative konsekvensene av at en variabel ikke er AR(1)-stasjonær kan ofte unngås ved å transformere eller omgjøre variabelen slik at den blir det. Dette er vanlig å oppnå ved å ta variabelen på endringsform i stedet for nivåverdier (Sucarrat, 2015, s. 114-117).

4.5 Korrelasjonsanalyse

En korrelasjonsanalyse kan benyttes for å belyse vår antakelse om at økonomisk vekst og økonomisk optimisme er svært sammenfallende i slutten av året. Vi definerer korrelasjon som et mål på samvariasjon mellom to variabler, for eksempel hvordan to tidsserier beveger seg i forhold til hverandre. Korrelasjonen er beskrevet av en koeffisient som tar en verdi i intervallet fra -1, definert som perfekt negativ korrelasjon, til 1, definert som perfekt positiv korrelasjon. Ved en korrelasjonskoeffisient lik 0 finnes det ingen samvariasjon i seriene (Keller, 2012, s. 128-129).

Ved å se på korrelasjonen mellom indikatorene for økonomisk vekst og investor-sentiment gjennom året kan vi belyse om det er en sterkere relasjon i fjerde kvartal.

5. Data

I dette kapittelet introduseres all data benyttet i vår analyse. Vi vil forklare hvor dataene er hentet fra, hvordan de er utarbeidet og hvilke tilpasninger som er gjort for analyse. Vi søker å oppgi alle opplysninger nødvendig for å kunne replikere analysen med riktig data.

Tabell 1 viser en oppsummering av egenskapene til de uavhengige variablene vi benytter. Merk at alle seriene er oppgitt kvartalsvis, og at de fire første variablene er veksttall.

Tabell 1: Oversikt over makroøkonomiske variabler

	Gjennomsnitt	Standardavvik	Antall observasjoner
BNP fastland	0.61	1.07	155
BNP total	0.64	1.33	155
Industriell produksjon	0.21	2.05	108
Privat konsum	0.58	0.97	155
Konjunkturbarometer	52.81	5.32	108
Purchasing Management Index	52.52	5.64	53
Forventningsbarometeret	17.40	13.55	99

5.1 Meravkastning norske aksjer

Den viktigste variabelen vi bruker i analysen er historiske tall for avkastningen på Oslo Børs utover en tilnærmet risikofri rente. Dette representerer meravkastningen i det norske aksjemarkedet. Variabelen inngår som avhengig variabel i alle testrelasjonene i analysen.

For å få kvartalsvise meravkastningstall har vi akkumulert de daglige avkastningstallene i aksjemarkedet fratrasket den risikofrie renten for hver dag i hvert kvartal. Dette gjøres ved å summere logaritmen til de daglige observasjonene i kvartalet, for så å ta eksponenten av denne summen. Resultatet blir oppnådd meravkastning for hvert kvartal i hele perioden.

Relasjonen vi ønsker å teste er ett kvartals makroøkonomisk vekst mot kommende fire kvartalers meravkastning i aksjemarkedet. Vi har derfor konstruert fire variabler som representerer meravkastning over ett år, som vi definerer R^1 , R^2 , R^3 og R^4 .

Dette er gjort som følger:

$$R_{t+1}^e = (1 + R_{t \rightarrow t+1Q}^e)(1 + R_{t+1Q \rightarrow t+2Q}^e)(1 + R_{t+2Q \rightarrow t+3Q}^e)(1 + R_{t+3Q \rightarrow t+4Q}^e) \quad [20]$$

Aksjeavkastningen og den risikofrie renten som brukes til å komponere meravkastningen er utarbeidet som forklart under.

Historisk avkastning på Oslo Børs

Vi har brukt en serie med historiske avkastningstall fra fjerde kvartal i 1986 til fjerde kvartal i 2016, som publiseres av Oslo Børs. Dataserien er en linket serie hvor tallene fra årene før 1995 kommer fra en indeks bestående av alle aksjer på Oslo Børs (TOTX), som ble avsluttet i det året, mens tallene etter 1995 kommer fra Oslo Børs' All-Share indeks (OSEAX) som også inneholder alle aksjene på børsen. Serien er indekstert til verdi 100 ved linking i 1995 og dividendejustert for å reflektere reell avkastning. Observasjonene er daglige sluttnoteringer, som vi videre har regnet veksten mellom som følger:

$$Vekst_{OSE} = (OSE_t - OSE_{t-1})/OSE_{t-1}. \quad [21]$$

Dermed har vi tall på daglig avkastning i det norske aksjemarkedet, som vi videre har bearbeidet som forklart over.

Valg av aksjeindeks

Vi har valgt å benytte Oslo Børs' All-Share Index (OSEAX) fordi denne indeksen inkluderer alle aksjene som har vært tegnet på Oslo Børs i analyseperioden. Indeksen gir derfor et komplett inntrykk av den totale avkastningen i det norske aksjemarkedet. Med bakgrunn i at vi tester meravkastningen mot makroøkonomiske størrelser er det fordelaktig å få med så mange selskaper som mulig, ettersom disse har bidratt til den makroøkonomiske utviklingen. Et ankepunkt ved valget av denne indeksen er at den i motsetning til Oslo Børs' referanseindeks (OSEBX) ikke er friflytjustert, hvilket betyr at den inneholder noen få aksjer som i praksis ikke lar seg handle. Det er også verdt å merke seg at OSEAX inneholder flere små og mellomstore selskaper, hvilket kan ha gitt en likviditetspremie. Vi ser at den gjennomsnittlige årlige meravkastningen i OSEAX er 2,19% høyere enn OSEBX i perioden 1983 til 2016. Det er derfor interessant at standardavviket til OSEAX er noe lavere enn for OSEBX. For å undersøke om disse forskjellene gir utslag i estimatene våre har vi presentert flere av analysene med både meravkastningen i OSEAX og i OSEBX som venstresidevariabel. Tabell 2 viser summeringsstatistikk for begge indeksene.

Tabell 2: Oversikt over aksjeindekser

	Årlig gjennomsnitt	Årlig standardavvik	Antall observasjoner
OSEAX	11.31	23.00	122
OSEBX	9.12	28.19	122

Risikofri rente

Vi ønsker å finne historisk meravkastning i det norske aksjemarkedet. Dette tallet finner vi ved å trekke avkastningen en investor kunne oppnådd ved en tilnærmet risikofri investering fra avkastningen på aksjer i samme periode. En teoretisk forklaring av risikofri rente gis i del 3 av oppgaven.

Vi har valgt å bruke 3-måneders Nibor-rente. Likevel viser tester utført med 3-måneders statskasseveksel og 10-års statsobligasjoner at resultatene varierer minimalt med valg av risikofri rente. Analysen viser seg derfor å være robust for valg av risikofri rente.

Dataserien vi bruker for Nibor er oppgitt som annualisert rente med daglige noteringer og er hentet hos Norges Bank. Serien dekker perioden fra siste kvartal 1986 til siste kvartal 2016. Vi ønsker å bruke faktisk oppnådde daglige renter, og har derfor omgjort de annualiserte rentene til faktisk oppnådd rente per dag ved bruk av følgende formel:

$$i_{Daglig} = (1 + i_{\text{Årlig}})^{\frac{1}{365}} - 1 \quad [22]$$

Til sist har vi trukket de daglige rentene fra de daglige avkastningstallene på Oslo Børs. Det gir daglig meravkastning i aksjemarkedet. Tallet har deretter blitt omgjort til kvartalsvis meravkastning som forklart over.

5.2 Bruttonasjonalprodukt

Bruttonasjonalprodukt (BNP) er i mange sammenhenger brukt som hovedindikator for den makroøkonomiske tilstanden i økonomien. Det er naturlig å benytte både total- og fastlandsstørrelsen i vår analyse. Kvartalsvise veksttall i BNP inngår derfor som høyresidevariabel i vår mest sentrale testrelasjon. En teoretisk utredning av indikatoren finnes i del 3 av oppgaven.

BNP for Fastlands-Norge

Vi har hentet dataserien for BNP for Fastlands-Norge fra Statistisk Sentralbyrås (SSB) statistikkbank. Serien oppgis i markedsverdi i faste priser for å reflektere realutviklingen i BNP. Tallet publiseres kvartalsvis, og det er gjennomført justering for sesongeffekter.

I vår analyse er vi interessert i å undersøke sammenhengen mellom kvartalsvis vekst i denne variabelen og fremtidig aksjeavkastning. Vi har derfor transformert serien til vekstform ved bruk av følgende formel:

$$Vekst_{BNP} = (BNP_t - BNP_{t-1})/BNP_{t-1} \quad [23]$$

Deretter har vi konstruert egne variabler for hvert enkelt kvartal som beskriver veksten i BNP fra slutten av forrige kvartal til slutten av gjeldende kvartal. Disse kaller vi B^1 , B^2 , B^3 og B^4 , hvor B^1 er BNP-veksten fra slutten av fjerde kvartal foregående år til slutten av første kvartal inneværende år. B^2 er veksten fra slutten av første kvartal til slutten av andre kvartal. Tilsvarende tankegang for B^3 og B^4 . Dette er gjort for å kunne utlede kvartalsvise sammenhenger. I vår analyse bruker vi historiske tall fra 1986 til 2016.

Totalt BNP for Norge

For BNP total har vi hentet tilsvarende serie som for BNP Fastlands-Norge fra SSB, med samme egenskaper og justeringer. Forskjellen er at denne serien inkluderer verdiene for hele den norske økonomien. Serien er tilpasset for vår analyse på samme måte som fastlands-BNP, og vi har utarbeidet variabler for veksten i hvert kvartal på tilsvarende måte. I en videre analyse av totalt BNP har vi isolert den oljerelaterte delen for å se om utviklingen i denne størrelsen har prediksjonskraft for Oslo Børs, som i stor grad er påvirket av energisektoren.

5.3 Andre makroøkonomiske variabler

For å få en bedre innsikt i sammenhengen mellom makroøkonomisk vekst og aksjeavkastning har vi benyttet flere makroøkonomiske variabler enn BNP i vår analyse. Dette viser om funnene våre er robuste for valg av makroøkonomisk indikator, og om det er forskjeller i prediksjonskraften til de ulike variablene. En teoretisk forklaring av de makroøkonomiske indikatorene gis i del 3 av oppgaven. For å kunne undersøke forskjeller mellom kvartalene har vi konstruert én variabel for hvert kvartal, på samme måte som for BNP.

Industriproduksjon

Som mål for industriproduksjonen har vi brukt SSBs produksjonsindeks for industri. I motsetning til de fleste makroøkonomiske størrelser som publiseres kvartalsvis, presenteres dette tallet månedlig. Vi har derfor hatt muligheten til å gjøre analyser på sammenhengen mellom makroøkonomisk vekst og fremtidig meravkastning i aksjemarkedet helt ned på månedsnivå. Dette tillater oss å studere individuelle måneder innenfor fjerde kvartal.

Serien er sesongjustert for å kompensere for sesongmessige variasjoner og er indeksert til 100 i 2005. Vi har tall fra januar 1990 til desember 2016. For å kunne analysere kvartalsvise effekter har vi regnet tremånedersvekst i indeksen, hvilket gjøres ved å summere verdiendringen mellom tre og tre måneder.

Konsum

Vi har brukt SSBs tall for konsum i husholdninger, og lagt sammen seriene for konsum av ikke-varige goder og tjenester. Tallene er oppgitt i faste priser for å reflektere realutviklingen i privat konsum. Serien er sesongjustert og publiseres kvartalsvis. Dataene dekker perioden fra første kvartal 1978 til siste kvartal 2016. Vi har i en dypere analyse av konsum som indikator også testet variabelens prediksjonskraft med en aggregert konsum-variabel. Denne består av ikke-varige, halv-varige og varige konsumgoder, samt tjenester.

5.4 Sentimentindikatorer

De følgende variablene gir en indikasjon på bedrifiers og privatpersoners oppfatning av den økonomiske situasjonen, noe som gjør de til gode mål på investor-sentiment. Disse indikatorene benyttes for å tolke sammenhengen mellom siste kvartals makroøkonomiske vekst og fremtidig meravkastning i aksjemarkedet. Vi har også for disse indikatorene konstruert kvartals-variabler for å kunne analysere hvert enkelt kvartal. Igjen refererer vi til kapittel 3 for en teoretisk forklaring av indikatorene.

Konjunkturbarometeret

Konjunkturbarometeret måler bedriftslederes oppfatning av konjunktursituasjonen, samt deres forventninger til kommende kvartal ved bruk av et spørreskjema. Vi benytter SSBs konjunkturbarometer for tendenser i totalt produksjonsvolum i industri og bergverksdrift. Tallene viser faktisk utvikling fra foregående kvartal i en diffusjonsindeks. Diffusjonsindeksen viser andelen som har svart positivt pluss halvparten av de som svarer

uendret på spørsmålene. En indeksverdi på 50 indikerer at like mange respondenter venter vekst som tilbakefall i økonomien. Dataene er sesongjusterte og dekker perioden fra første kvartal 1990 til siste kvartal 2016. Vi har regnet kvartalsvis vekst ved å ta differansen mellom indeksverdien i hvert kvartal. Indikatoren brukes ofte som et mål på makroøkonomisk utvikling. Derfor har vi undersøkt dens prediksjonskraft for aksjemarkedet, og heller brukt PMI som indikator på optimisme på tilbudssiden av økonomien, da den måler mye av det samme.

Innkjøpssjefsindeksen

Innkjøpssjefsindeksen, eller Purchasing Management Index (PMI), gir informasjon om aktiviteten på produksjonssiden av økonomien gjennom en spørreundersøkelse rettet mot 300 innkjøpssjefer i norske selskaper. Som vi forklarer i del 3 er også denne variabelen konstruert som en diffusjonsindeks. Tallet publiseres kvartalsvis av NIMA, og vi har tilgjengelig tall fra første kvartal 2004 til siste kvartal 2016. Vi benytter variabelen i en korrelasjonsanalyse for å se hvordan den samvarierer med den makroøkonomiske utviklingen gjennom året.

Forventingsbarometeret

Forventningsbarometeret gir en indikasjon på konsumentenes optimisme. Barometeret fremkommer av en spørreundersøkelse rettet mot et representativt utvalg konsumenter hvert kvartal. Dataene publiseres hvert kvartal av Finans Norge, og vi har tall fra tredje kvartal 1992 til fjerde kvartal 2016. Tallet inneholder informasjon om det økonomiske sentimentet blant konsumentene, som er en viktig aktør i aksjemarkedet. Det er derfor interessant å se på hvordan den beveger seg i forhold til utviklingen i den overordnede økonomien gjennom året.

6. Analyse

I dette kapittelet vil vi presentere og analysere resultatene fra de empiriske testene. Som en innledende del av analysen vil vi undersøke om datasettet oppfyller forutsetningene for å bruke minste kvadraters metode (OLS).

I del 6.2 av analysen legger vi frem resultatene og tolkningene som dreier seg om vår problemstilling. Den utreder sammenhengen mellom den kvartalsvise veksten i klassiske konjunkturindikatorer og påfølgende ett års meravkastning på Oslo Børs. Hypotesen er at det er et inverst forhold mellom disse. Vi vil også undersøke sammenhengen mellom investor-sentiment og makroøkonomisk vekst.

6.1 Tester for statistiske feilkilder

Tester for statistiske feilkilder gjøres for å sikre at den statistiske analysen er robust og at slutningene vi trekker fra testene er gyldige. Testene vi vil gjennomgå tar for seg normalitet, autokorrelasjon, homoskedastisitet og stasjonærhet, som alle er beskrevet i detalj i metodekapittelet. Vi vil gjennomgå både grafiske- og formelle statistiske tester. De grafiske testene presenteres i oppgavens appendiks.

6.1.1 Normalitet

En forutsetning for bruk av OLS er at feilleddene er normalfordelte og har en forventet verdi lik null. For å undersøke om forutsetningen holder for vårt datasett har vi studert normalscoreplott, hvor vi undersøker om testrelasjonenes residualer ligger langs en tilnærmet rett linje. Det vil i så fall indikere normalitet.

En mulig feilkilde for vårt datasett er at vi har relativt få observasjoner for hvert kvartal. Enkeltpunkter kan derfor få stor betydning, og det kan være vanskelig å kategorisk avgjøre om vi har normalitet basert på grafiske tester. Vi benytter en formell skjevhet-kurtose-test for å undersøke om datasettet oppfyller denne forutsetningen. De grafiske plottene er vedlagt i appendikset.

De grafiske plottene til BNP fastland og BNP total tyder på at feilleddene er normalfordelt, men at det kan være noen problemer i halene. De fete halene kan indikere at residualene har

ekstremverdier i begge ender som ikke sammenfaller med normalfordelingen. De formelle testene viser likevel at alle kvartaler er normalfordelte.

Plottene for industriell produksjon indikerer at serien har fete haler. Det kan derfor være vanskelig å avgjøre om serien er normalfordelt ved grafisk testing. De formelle testene indikerer normalitet i årets tre første kvartaler, mens fjerde kvartal ikke er normalfordelt. Et problem med den korte dataserien til industriell produksjon er at den er svært sensitiv for ekstremverdier. Forutsetningen om normalitet feiler fordi én av observasjonene skiller seg kraftig fra resten. Denne observasjonen er fra finanskrisen i 2007. Når vi korregerer for denne viser de formelle testene at dataserien er normalfordelt. Dette illustrerer hvor sensitiv serien er for avvikende enkeltobservasjoner.

De grafiske plottene for konsum, både i serien med kun ikke-varige goder og tjenester og i serien hvor alt konsum er aggregert, gir veldig like resultater med variablene nevnt over. Plottene antyder fete haler, men formelle tester viser normalitet for begge seriene. Testene for konjunkturbarometeret gir likelydende resultater.

Kort oppsummert ser det ikke ut til at datasettet vårt har problemer med manglende normalitet. Testene for industriell produksjon påviser ikke-normalitet i fjerde kvartal, men vi påpeker at dette kommer som en konsekvens av den avvikende observasjon fra finanskrisen. Konsekvensen er at vi bør være varsomme i tolkningen av koeffisienten til industriell produksjon i fjerde kvartal. Likevel, koeffisienten er fortsatt signifikant når vi korregerer for ekstremverdien. Det kan tyde på at estimatene i del 6.2.2 er gyldige.

6.1.2 Autokorrelasjon

En annen viktig forutsetning for OLS er at feilleddene ikke autokorrelerer. Autokorrelerte feilledd betyr at feilleddene til testrelasjonen samvarierer, hvilket er en vanlig feilkilde ved analyse av tidsseriedata.

I grafiske tester har vi plottet modellenes residualer på den laggede verdien av seg selv. Disse er vedlagt i appendikset. Den grafiske analysen viser at residualene til makrovariablene i alle kvartaler ser ut til å være uavhengige av hverandre. Vi kan derfor ikke påvise noen autokorrelasjon. Selv om vårt datasett strekker seg omtrent 30 år tilbake har vi kun én observasjon per år i de ulike kvartals-variablene. Det kan være krevende å legge merke til et

eventuelt mønster i en serie med så få observasjoner. For å være sikre på at vi ikke feiltolker de grafiske testene vil vi gjennomføre en Durbin-Watson-test.

En tommelfingerregel er at Durbin-Watson-verdier i nærheten av 2 indikerer fravær av autokorrelasjon. DW-verdien tolkes i sammenheng med kritiske verdier, som avhenger av antall observasjoner og forklarende variabler. De kritiske verdiene og våre modellens DW-verdier er vedlagt i del 8.2.2 i appendikset. Disse verdiene indikerer at vi ikke har problemer med autokorrelerte residualer for noen av modellene i analysen.

6.1.3 Homoskedastisitet

Den siste forutsetningen for bruk av OLS vi har testet er homoskedastisitet. Det innebærer å teste om feilleddene er uavhengige av verdien til den forklarende variabelen og har en kovarians lik 0. Vi har benyttet både grafiske plott og formelle tester.

Figurene vedlagt i appendikset viser scatterplottet mellom residualene til de avhengige variablene, ϵ_i , og de predikerte verdiene av den avhengige variabelen, $\hat{Y}_i$. Ved homoskedastisitet skal residualene ikke variere med ulike verdier av den forklarende variabelen, x_i . Ut i fra de grafiske plottene i appendiks er det vanskelig å påpeke heteroskedastisitet. En mulig feilkilde i tolkningen av disse figurene er at våre modeller har relativt få observasjoner. Det kan derfor være vanskelig å skulle påvise heteroskedastisitet ved bruk av en grafisk test. For å unngå feilaktig forkasting av nullhypotesen basert på plottene har vi også utført en White-test.

Outputen med kji-kvadrat-verdier og tilhørende p-verdi fra testen er gjengitt i tabell 21 i appendikset. Høye kji-kvadrat-verdier og tilhørende lav p-verdi indikerer heteroskedastisitet i første kvartal for alle makrovariabler, bortsett fra konjunkturbarometeret. Resultatene viser ingen tegn til heteroskedastisitet i de tre resterende kvartalene, og vi kan være trygge på estimatene på standardfeilene er gyldige. Slutningene vi tar i analysene vil derfor være riktige.

6.1.4 AR(1)-stasjonærhet

Her vil vi teste om våre avhengige variabler er stasjonære. Stasjonærhet betyr at de ulike seriene med kvartalsvis meravkastning avhenger av tidligere verdier av seg selv. I en regresjon hvor vi tester variabelen på en tidligere verdi av seg selv vil en beta-verdi mellom -1 og 1 indikere stasjonærhet.

Som vi viser til i metodekapittelet vil man kunne fjerne flere av problemene knyttet til ikke-stasjonære variabler ved å transformere de til endringsform. Alle våre variabler er på endringsform, og vi vil derfor ikke forvente å ha disse problemene. AR(1)-koeffisientene vedlagt i tabell 22 i appendikset bekrefter at dette ikke er et problem.

6.2 Resultater

Vi vil i det følgende presentere resultatene av våre empiriske tester og analysere disse. Som problemstillingen vår viser ønsker vi å undersøke sammenhengen mellom den kvartalsvise veksten i klassiske konjunkturindikatorer og påfølgende ett års meravkastning på Oslo Børs. Mer spesifikt ønsker vi å undersøke om fjerdekvartals-veksten i de makroøkonomiske størrelsene har prediksjonskraft for påfølgende års meravkastning, og om det kun er dette kvartalet som har slike ledende egenskaper. Hypotesen er at vi skal finne en invers sammenheng mellom økonomisk vekst og fremtidig meravkastning.

Som vi viser til i datakapittelet vil vi i vår hovedanalyse bruke avkastningstall fra OSEAX fratrasket 3-måneders Nibor som mål på meravkastningen i det norske aksjemarkedet. Vi vil i delkapittel 6.2.3 se på forskjellene mellom vår hovedanalyse og de samme analysene hvor vi bruker OSEBX som mål på avkastning.

Vi utfører videre en korrelasjonsanalyse mellom sentiment-indikatorer blant markedsaktørene og variabler for økonomisk vekst. Målet er å kartlegge hvordan disse samvarierer gjennom året. Dette gjør vi for å se om vi finner støtte for at aktørene i aksjemarkedet justerer sin holdning til den økonomiske situasjonen i fjerde kvartal. Om vi finner dette igjen i dataene kan det indikere at selskaper og forbrukere tillegger veksttallet i de makroøkonomiske variablene større viktighet i fjerde kvartal enn de gjør i resten av året. Vi forventer derfor at korrelasjonskoeffisienten skal være høyere på dette tidspunktet.

Avslutningsvis konstruerer vi noen enkle investeringsstrategier som baserer seg på implikasjonene av analysen. Dette gjør vi for å se om slike strategier kan gi høyere akkumulert avkastning enn en langsiktig investering i markedsindeksen.

6.2.1 Ett års økonomisk vekst og aksjeavkastning kommende år

Som tidligere forskning på området har vist er det krevende å bedømme makroøkonomiske variablers prediksjonskraft på fremtidig aksjeavkastning. Tabell 3 viser testrelasjonene hvor

vi har testet ett års vekst i de makroøkonomiske indikatorene mot påfølgende års meravkastning. For industriproduksjonen og konjunkturbarometeret har vi kun tall tilbake til første kvartal i 1990, mens vi for de resterende seriene bruker tall tilbake til 1986.

Tabell 3: Makroøkonomiske indikatorer som forklaring på ett års meravkastning

Meravkastning					
BNP fastland	-1.45 (-0.72)				
BNP total		0.98 (0.60)			
Industriell produksjon			-1.00 (-0.95)		
Konsum				-2.14 (-0.90)	
Konjunkturbarometer					0.67 (-1.67)
adj. R^2	-0.004	-0.005	-0.001	-0.002	0.017

t-verdier i parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Regresjonen viser ikke noen sammenheng mellom vekst i reelt BNP og meravkastningen ett år frem, hverken for Fastlands-Norge eller BNP totalt. Dette er konsistent med hva vi forventer å finne på bakgrunn av tidligere forskning. De andre makroøkonomiske variablene gir tilsvarende resultater som for BNP, og er ikke signifikante på et 5%-nivå. Forklaringskraften til modellene er gitt ved $\bar{R}^2$. Denne er negativ for alle variabler, med unntak av konjunkturbarometeret. En negativ forklaringskraft indikerer at den forklarende variabelen ikke kan forklare noe av variasjonen i den forklarte variabelen. Med andre ord kan ikke testrelasjonene si noe om fremtidig meravkastning på Oslo Børs.

Funnene er konsistente med MSCI Barra (2010) som har hevdet at aksjeavkastningen ikke nødvendigvis speiler veksttakten i økonomien. De argumenterer for en "decoupling effect". Effekten går ut på at deler av inntjeningen til de børslistede selskapene opptjenes i utlandet. Dette kan føre til et avvik mellom utviklingen i bedriftens resultater, som gir grunnlag for aksjeprisen, og BNP i landet hvor bedriften er listet. Dette forsterkes av at børsenes største selskaper gjerne også er de mest multinasjonale, noe som også gjelder Oslo Børs. Fraværet av samvariasjon stemmer overens med Bernstein & Arnott (2003). De har argumentert for at økonomisk vekst og aksjeavkastning har en lav samvariasjon fordi utviklingen i selskapers inntjening ikke nødvendigvis materialiserer seg i økt avkastning for investorer. I stedet benyttes den økte inntjeningen til kapitalforhøyelser og nyetableringer.

BNP total og konjunkturbarometeret gir i tillegg estimater med positivt fortegn. Dette er motsatt av hva vi forventer på bakgrunn av Siegel (2014). Han har vist til en negativ sammenheng mellom reell BNP-vekst og aksjeavkastning for Norge og en rekke andre økonomier.

At disse testrelasjonene ikke kan peke på noen robust sammenheng behøver ikke å bety at makroøkonomisk vekst ikke har noen predikerende kraft for aksjeavkastning. Møller & Rangvid (2015) har argumentert for at en slik testrelasjon har problemer med å vise noen robust sammenheng fordi de tre første kvartalene ikke har noen prediksjonskraft. Dermed blir de signifikante resultatene fra fjerdekvartals-veksten blandet i de ikke-signifikante resultatene fra de andre kvartalene. Testrelasjonen for hele året kan derfor ikke påvise noen sammenheng mellom økonomisk vekst og fremtidig meravkastning. Vi vil i det følgende undersøke relasjonen med veksttall for forskjellige perioder i året. Dette gjøres ved å isolere hvert kvartal.

6.2.2 Kvartalsvis økonomisk vekst og fremtidig meravkastning

Som vi viste i forrige delkapittel kan vi ikke påvise noen signifikant sammenheng mellom de ulike makroøkonomiske størrelsene og påfølgende ett års meravkastning når vi inkluderer alle kvartalene i én testrelasjon. Vi vil her presentere estimatene fra regresjonene som tester de kvartalsvise effektene, samt diskutere årsaker til resultatene.

I henhold til den overraskende empiriske sammenhengen vist av Møller & Rangvid (2015) er vår hypotese at vi skal finne en invers sammenheng mellom veksten i makroøkonomiske variabler og fremtidig meravkastning. For eksempel bør positiv BNP-vekst i fjerde kvartal føre til negativ fremtidig meravkastning de fire påfølgende kvartalene. Vår forventning er at denne effekten kun er synlig for fjerde kvartal. Testrelasjonen for de makroøkonomiske variablene, gitt ved M^i , er på formen:

$$R_{t+1}^e = \alpha + \beta M_t^i + \varepsilon_{t+1} \quad [24]$$

Vi har splittet kvartalene i fire serier, betegnet ved superscript $i = (1, 2, 3, 4)$. For hver makroøkonomisk variabel estimeres dermed fire modeller. Konstantkoeffisienten til de ulike modellene er gitt ved α . Disse er utelatt fra tabellene fordi de ikke er av interesse i vår analyse. Et eksempel på tolkningen av koeffisientene er at BF^1 i tabell 4 under indikerer at meravkastningen ett år frem, R^1 , vil være positiv når BNP-veksten til Fastlands-Norge i første kvartal er positiv. Vi ser likevel at dette resultatet ikke er signifikant.

BNP Fastlands-Norge

I denne delen analyserer vi den kvartalsvise prediksjonskraften til den reelle veksten i norsk fastlands-BNP på fremtidig meravkastning i OSEAX. Vi anser realutviklingen i denne variabelen som en naturlig hovedindikator på den økonomiske utviklingen i Norge. Det estimeres fire modeller som vi presenterer i tabell 4.

Tabell 4: Kvartalsvis BNP-vekst (fastland) som forklaring på ett års meravkastning

	R ¹	R ²	R ³	R ⁴
BF ¹	3.06 (0.78)			
BF ²		-2.83 (-0.88)		
BF ³			4.77 (0.89)	
BF ⁴				-8.18* (-2.06)
adj. R ²	-0.013	-0.008	-0.007	0.098

t-verdier i parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Resultatene viser at årets tre første kvartaler ikke gir signifikante estimater. Dette indikerer at BNP-veksten i Fastlands-Norge de tre første kvartalene ikke kan predikere meravkastningen i det norske aksjemarkedet de påfølgende fire kvartalene. Dette er som forventet basert på tidligere forskning på området. Kvartal 1 og 3 har i tillegg motsatt fortegn av hva vi forventer, selv om man bør være varsom med tolkning av ikke-signifikante koeffisienter.

Derimot er koeffisienten til fjerde kvartal signifikant på et 5%-nivå. Koeffisienten har også negativt fortegn, som er å forvente ut i fra den fremlagte empirien. Forklaringskraften er nær 0,10. Et signifikant resultat som viser at fjerdekvaritals-veksten til BNP fastland har forklart 10% av variasjonen til meravkastningen i OSEAX er høyt. Vårt funn om at siste kvartal inneholder så mye informasjon er så vidt vi vet ikke vist på det norske markedet før.

Sammenhengen mellom BNP og aksjemarkedet er forsket mye på, men som vi viste i del 2 av oppgaven har det vært vanskelig å konkludere om sammenhengen. Funnet er svært interessant og har flere likhetstrekk med resultatene til Møller & Rangvid (2015) for det amerikanske aksjemarkedet. Deres resultater var betydelig mer signifikant, men også våre resultater viser tydelig at det kun er slutten av året som har prediksjonskraft. En positiv BNP-vekst i fjerde kvartal vil predikere negativ påvirkning på meravkastningen de påfølgende fire kvartalene, fra og med første kvartal til fjerde kvartal neste år. En slik systematisk sammenheng kan så tvil

om at markedet er effisient og at aktørene handler rasjonelt. Relasjonen må derfor sies å være overraskende.

Den negative sammenhengen kan forklares ut i fra et risiko-rammeverk. BNP-veksten er en av de mest brukte indikatorene på makroøkonomisk tilstand og vekst. Som vi vil vise i delkapittel 6.2.4 er korrelasjonen mellom BNP-vekst og sentiment-indikatorer relativt høy. Disse indikatorene tar temperaturen på både produksjonssiden av industrien og hos forbrukerne. Korrelasjonsanalysen viser at aktørene er tilfredse på vegne av bedriftens og personlig økonomi, samt til økonomien som helhet i perioder med positiv BNP-vekst. Teorier for forventet avkastning, som kapitalverdimodellen med utvidelser og Campbell & Cochranes (1999) konsumbaserte nyttefunksjon, sier at den forventede avkastningen vil variere med ulik grad av risikoeksponering. Når markedsaktørene er tilfredse med den økonomiske tilstanden vil den opplevde risikoeksponeringen være lavere når de foretar investeringer. Dette fører til at de krever lavere risikopremie for å investere, og følgelig vil forventet avkastning falle. Mye empiri tyder på at markedsaktørenes investeringsbeslutninger er konsentrert mot slutten av året, og at dette er tidspunktet hvor forventninger om fremtidig avkastning formes. Dette kan forklare hvorfor veksttallene i fjerde kvartal inneholder så mye informasjon om fremtidig avkastning.

Teori om investors atferd i slutten av året kan bidra til å belyse våre resultater om at det kun er informasjonen i fjerde kvartal som kan predikere fremtidig avkastning. Jagannathan & Wang (2007) og Abel, et al. (2013) har ment at det er henholdsvis ofret fritid, og informasjons- og transaksjonskostnadene forbundet med porteføljusteringer som driver aktørene til å konsentrere investeringsbeslutningene sine til gitte tidspunkter, gjerne mot slutten av året. Dermed vies informasjon om økonomiens utvikling mer oppmerksomhet og korrelerer sterkere med investorers sentiment. Dette danner grunnlaget for forventninger om avkastning. Haugen & Lakonishok (1988) lanserte hypotesen om "window dressing". Her rydder fondsforvalterne i porteføljene sine i slutten av året ved å selge taper-aksjer og kjøpe vinner-aksjer. Dette gjøres for å pynte på prestasjonsmålene før årets resultater skal presenteres til klienter og aksjonærer. Denne ekstra aktiviteten i aksjemarkedet og fokuset som gis stillstandsbildet i økonomien ved årsslutt kan være en av faktorene til at vi ser en signifikant sammenheng mellom BNP-vekst og fremtidig ett års meravkastning kun i fjerde kvartal.

Det er vist at økonomiske svingninger på slutten av året ofte har ført til større utslag i den fremtidige konjunkturutviklingen (Wen, 2002). Investorer synes å ta den økonomiske

tilstanden på dette tidspunktet i betraktning når de former sine forventninger om fremtidig avkastning (Campbell & Cochrane, 1999). På grunn av kostnadene forbundet med porteføljusteringer synes de å gjøre dette i stor grad på slutten av året (Abel, et al., 2013). Denne prosessen gir støtte til at forventet avkastning vil være mer påvirket av den økonomiske utviklingen i slutten av året enn resten av året (Møller & Rangvid, 2015). Vi viser at sammenhengen også synes å være til stede i den norske fastlands-økonomien.

For å undersøke om markedet reagerer rasjonelt på den makroøkonomiske utviklingen i fjerde kvartal kan det være interessant å undersøke om BNP-veksten prises inn i aksjekursene i slutten av året. På tross av empiri som viser til en ”decoupling effect” mellom utviklingen i BNP og aksjemarkedet er det intuitivt at en høy fjerdekvartals-vekst i BNP er gode nyheter for fremtidig inntjening i de tegnede selskapene. I et effisient marked burde ny informasjon reflekteres i prisene umiddelbart, og vi forventer derfor å finne en relasjon mellom BNP-vekst og aksjeavkastning allerede i fjerde kvartal. Tabell 5 viser resultatene fra modellene hvor BNP-veksten forklarer meravkastningen i inneværende kvartal.

Tabell 5: BNP-vekst i Fastlands-Norge mot meravkastning inneværende kvartal

	R ¹	R ²	R ³	R ⁴
BF ¹	-2.18 (-1.65)			
BF ²		0.25 (0.18)		
BF ³			-0.98 (-0.39)	
BF ⁴				3.79 (1.83)
adj. R ²	0.055	-0.033	-0.029	0.073

t-verdier i parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Resultatene viser svake tegn til at økt BNP-vekst i fjerde kvartal materialiserer seg i stigende avkastning allerede i samme periode. Fjerdekvartals-koeffisienten er signifikant på et 10%-nivå, med en p-verdi på 0,077. Det er påfallende at kun fjerde kvartal viser tegn til en slik sammenheng. Funnet er konsistent med hypotesen om effisiente markeder, som sier at informasjonen umiddelbart skal reflekteres i aksjekursene.

I et marked med rasjonelle investorer skal aksjeprisene gjenspeile de fundamentale verdiene til aksjene på bakgrunn av informasjonsgrunnlaget som til enhver tid finnes. Brown & Cliff (2005) har derimot argumentert for at perioder med økonomisk vekst kan gjøre investorene

overoptimistiske, noe som kan føre til at de handler irrasjonelt og byr aktivaprisene opp over sin fundamentalverdi. Denne overprisingen kan ikke vedvare i markedet og på lang sikt er det forventet at prisene vil gå tilbake til sin fundamentalverdi. Dette vil påvirke avkastningen i negativ forstand. Nettopp denne prosessen kan ha gjort seg gjeldende i perioder hvor fjerde kvartals BNP-vekst har vært høy. Prosessen kan bidra til å kaste lys over den inverse sammenhengen vi finner mellom BNP-veksten i slutten av året og meravkastningen det påfølgende året.

BNP total

I denne delen benytter vi den kvartalsvise veksten i totalt BNP som uavhengig variabel. Tabell 6 viser resultatene fra de fire regresjonene. Vi ser at ingen av kvartalene er signifikante på et 5%-nivå. Nullhypotesen som sier at det ikke er noen sammenheng kan derfor ikke forkastes.

Tabell 6: Kvartalsvis BNP-vekst (total) som forklaring på ett års meravkastning

	R ¹	R ²	R ³	R ⁴
BT ¹	2.75 (0.81)			
BT ²		-2.50 (-0.69)		
BT ³			5.41 (1.86)	
BT ⁴				-4.40 (-1.27)
adj. R ²	-0.012	-0.018	0.079	0.020

t-verdier i parentes

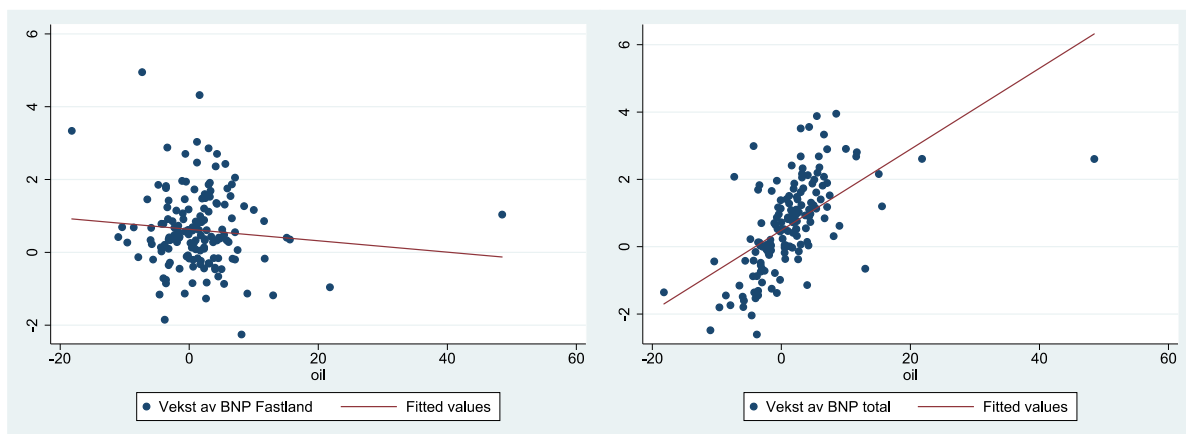
* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Det er påfallende at det er såpass klare forskjeller mellom BNP fastland og BNP total. Mens fjerdekvartals-veksten i BNP fastland kan bidra til å predikere fremtidig ett års meravkastning på OSEAX, kan ikke veksten i BNP total vise til denne sammenhengen. Koeffisienten er ikke signifikant på et 5% nivå, og man bør derfor være varsom med å tillegge den noen betydning. Det er likevel interessant at koeffisienten skifter fra positivt til negativt fortegn mellom tredje og fjerde kvartal, konsistent med vår hypotese.

Vi vil belyse mulige årsaker til forskjellene mellom prediksjonskraften i de to BNP-målene. BNP Fastlands-Norge måler verdiskapningen på fastlandet, mens BNP total også inkluderer verdiskapningen fra utenriks skipsfart og oljevirksomheten. I 2016 utgjorde denne virksomheten omtrent 17% av totalt BNP. Et eksakt tall er krevende å utregne, ettersom vi ser at tilgjengelige dataserier som deler opp sammensetningen av BNP i enkelt-serier i reelle

termer (som fjerner effekter fra bl.a. fluktuerende oljepris) ikke adderer seg til BNP totalt. En olje-andel på omlag 17% av totalt BNP er betydelig, selv om denne andelen har vært fallende de siste årene. For eksempel var denne i overkant av 29% i 1997. Oljevirksomheten kan være en mulig årsak for at vi ikke finner noen sammenheng ved bruk av BNP total, men finner signifikante resultater ved bruk av BNP fastland. Oljeindustrien er global og påvirkes av globale makroøkonomiske trender. Disse makroøkonomiske trendene er nødvendigvis ikke de samme trendene som påvirker avkastningen på Oslo Børs, noe som kan være en av årsakene til at veksten i BNP total i fjerde kvartal ikke inneholder informasjon om fremtidig meravkastning.

Figur 2: Spredningsplot: BNP fastland og BNP total mot oljerelatert virksomhet



Figur 2 viser sprednings-plot for veksten i BNP Fastlands-Norge og BNP total mot veksten i oljevirksomheten. Samvariasjonen mellom BNP total og oljerelatert virksomhet er vesentlig og har en korrelasjonskoeffisient på 0,58. At BNP total og oljevirksomheten samvarierer sterkt er ikke uventet sett i lys av at oljevirksomheten utgjør en betraktelig del av BNP total. Det er derimot forunderlig at BNP fastland og oljevirksomheten viser en så liten, og i tillegg negativ korrelasjon på -0,09. Når vi finner en signifikant sammenheng ved bruk av BNP fastland, og ikke BNP total, samt at vi finner liten samvariasjon mellom BNP og oljevirksomheten, kan det tyde på at oljevirksomheten er det som gjør BNP total-sammenhengen ikke-signifikant.

For å se om våre antakelser kan være gyldige har vi testet sammenhengen mellom veksten i oljerelatert virksomhet og fremtidig meravkastning. Dette er gjort ved bruk av samme metode som for de andre makroøkonomiske variablene. Oljerelatert virksomhet kan ikke vise til en statistisk signifikant sammenheng med fremtidig avkastning for noen av kvartalene. Det er vanskelig å konkludere entydig, men mye tilsier at det er den ikke-signifikante oljevirksomheten som gjør at BNP total ikke blir signifikant.

Det kan argumenteres for at Oslo Børs i stor grad er drevet av oljerelatert virksomhet, ettersom energiselskapene utgjør en stor andel av markedsverdien og Statoil er børsens største aktør. Flere forhold, deriblant oljeprisen, vil gi utslag på disse selskaperes kontantstrømmer, som igjen vil påvirke deres avkastninger og evne til å betale utbytte. Dette skal i henhold til for eksempel dividendemodellen påvirke aksjeprisene og fremtidig avkastning. Det kan da være plausibelt å hevde at BNP med oljedelen inkludert skal kunne forklare forventede meravkastningstall til en oljetung børs. Derfor vil vi forvente at utviklingen i denne sektoren skal forklare en stor del av variasjonen i avkastningen på OSEAX. Dette finner vi ikke igjen i vår analyse. Det gir grunnlag for å tvile på antakelsen om at aktørene i det norske aksjemarkedet tillegger økonomisk utvikling i slutten av året en høyere betydning enn ellers i året, nettopp fordi det burde tilsi at aktørene vier utviklingen i oljevirksomheten stor oppmerksomhet i denne perioden. Hvis investorene gjør sine porteføljustøringer i fjerde kvartal og dette fører til endrede forventninger om fremtidig avkastning (Abel, et al., 2013), så burde vi, på en børs som er så påvirket av energisektoren, finne igjen denne korrelasjonen i utviklingen i oljerelatert virksomhet og fremtidig meravkastning.

Et spesielt trekk ved resultatene for BNP total er at tredje kvartal er signifikant på et 10%-nivå, med en p-verdi lik 0,073. Fortegnet er i tillegg positivt, motsatt av det vi skulle forvente. I samme kvartal finner vi den høyeste forklaringskraften til oljevirksomheten, samt en p-verdi lik 0,117. BNP Fastlands-Norge har i samme kvartal en p-verdi på 0,383. Disse resultatene gir ytterligere indikasjoner på at det er oljevirksomheten som gir forskjellene mellom resultatene fra de to BNP-tallene.

MSCI Barras (2010) "decoupling effect" sier at aksjeavkastningen ikke nødvendigvis speiler veksttakten i økonomien, som følge av at betydelige deler av inntjeningen til de børslistede selskapene opptjenes i utlandet. Dette kan føre til et avvik mellom avkastning i børsnoterte selskaper og BNP i landet hvor bedriften er listet. I analysen hvor vi brukte makroøkonomisk vekst for hele året som uavhengig variabel ble dette argumentet brukt som en forklaring på hvorfor vi ikke fant noen signifikant sammenheng. I relasjonen mellom utvikling i oljerelatert virksomhet og meravkastning på OSEAX er det derimot et argument for at vi burde finne en sammenheng. Dette fordi Oslo Børs er spesialisert på energisektoren, noe som gjør at mange selskaper i sektoren tegner seg på nettopp denne børsen. Dette burde medføre en kraftigere samvariasjon mellom utviklingen i oljedelen av BNP og aksjeavkastningen, nettopp fordi selskaper i denne sektoren bidrar til variasjonen i OSEAX. Det er derfor overraskende at vi

ikke ser dette i våre analyser. Dette gir grunnlag for å tvile på at makroøkonomiske variabler kan predikere fremtidig meravkastning.

Industriell produksjon

Selv om industriproduksjonen utgjør en stadig mindre andel av Norges økonomi (Skoglund, 2005), er denne fortsatt å regne som en av de mest brukte indikatorene på økonomisk vekst. Vi forventer derfor den samme inverse sammenhengen mellom industriell produksjon og fremtidig ett års meravkastning som vi så for BNP fastland. Når industriell produksjon viser positiv vekst vil dette normalt tyde på et positivt oppsving i makroøkonomien. Som vi viser til i teorikapittelet vil markedsaktørene kreve lavere risikopremier i perioder med lavere opplevd risiko. Om økonomien går bedre vil aktørene kreve lavere risikopremie på investeringene sine. Følgelig vil forventet avkastning falle.

I tabell 7 har vi gjengitt regresjonskoeffisientene til de ulike kvartalene i testrelasjonen hvor vi har brukt industriell produksjon som uavhengig variabel.

Tabell 7: Kvartalsvis produksjons-vekst som forklaring på ett års meravkastning

	R ¹	R ²	R ³	R ⁴
IP ¹	4.76 (1.47)			
IP ²		-1.13 (-0.78)		
IP ³			0.48 (0.20)	
IP ⁴				-5.12* (-2.39)
adj. R ²	0.043	-0.016	-0.040	0.159

t-verdier i parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Vi ser her de samme tendensene som vi gjorde i regresjonen med BNP fastland som uavhengig variabel. Årets tre første kvartaler viser med all tydelighet at de ikke kan forklare noe av variasjonen i ett års fremtidig forventet meravkastning, med klart ikke-signifikante koeffisienter. Koeffisienten til fjerde kvartal er derimot signifikant på et 5%-nivå. Det er oppsiktsvekkende å finne en justert R² på hele 0,16. At utviklingen i industriell produksjon systematisk har forklart nesten 16% av neste års meravkastning på Oslo Børs siden 1990 er bemerkelsesverdig. Det kan sammenlignes med 18% fra det amerikanske markedet (Møller & Rangvid, 2015).

En slik sterk prediksjonskraft fra et mye brukt og omtalt makroøkonomisk nøkkeltall gir god støtte til vår hypotese om en fjerdekvartals-effekt. Det negative fortegnet kan virke lite intuitivt ettersom det er naturlig å tenke at om produksjonssiden i økonomien går bra, så vil dette gjenspeile seg i forbedret inntjening og dermed økt avkastning. Siegel (2014) har derimot vist til et inverst forhold mellom økonomisk vekst og aksjeavkastning i mange økonomier. Han har hevdet at forventningen om økt rente under ekspansjoner, for å holde inflasjonen i sjakk, har dominert forventningen om høyere fremtidig inntjening. Det har ført til at aksjekursene har falt ved økonomisk vekst. Bernstein & Arnott (2003) har argumentert for at positiv utvikling i selskapers inntjening ikke nødvendigvis forplanter seg i økt avkastning, men derimot i nyetableringer og kapitalforhøyelser. Denne empirien kan være en mulig forklaring på det inverse forholdet vi observerer.

Vi har vist at det er en signifikant sammenheng mellom fjerdekvartals-veksten i industriell produksjon og fremtidig meravkastning. For industriell produksjon publiseres det tall på månedlig basis. Det er interessant å se om det er én enkelt måned i dette kvartalet som bidrar sterkere til prediksjonskraften. Resultatene fra modellene som tester for månedlige sammenhenger innenfor fjerde kvartal er presentert i tabell 8.

Tabell 8: Månedlig produksjons-vekst som forklaring på ett års meravkastning

	Oktober	November	Desember
IP ¹⁰	-5.52 (-1.61)		
IP ¹¹		8.59 (1.73)	
IP ¹²			-9.62** (-2.94)
adj. R ²	0.059	0.074	0.234

t-verdier i parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

De estimerte modellene viser at det kun er desember som har en signifikant prediksjonskraft. Koeffisienten i desember er til gjengjeld svært markant med et signifikansnivå på 1% og en forklaringskraft på hele 0,234. Fortegnet er også som forventet negativt. Funnet antyder at det er årets aller siste måned som gjør at fjerdekvartals-veksten i industriell produksjon viser ledende egenskaper på fremtidig meravkastning.

Barsky & Miron (1989) har argumentert for at det oppstår et etterspørselssjokk i økonomien i fjerde kvartal. Spesielt fant de denne ekspansjonen i perioden rundt julefeiringen i desember. Wen (2002) har vist at et slikt sjokk i økonomien medfører sterkere fremtidige

konjunktursvingninger i økonomien. Etterspørselssjokket ved juletider og de forventede fremtidige konjunktursvingningene kan dermed føre til at investorene tillegger veksten i industriproduksjonen i desember høy viktighet, som igjen kan medføre at dette veksttallet har høy prediksjonskraft.

Konsum

I analysen av konsum har vi benyttet tall for privat konsum av ikke-varige konsumgoder og tjenester som uavhengig variabel. En ytterligere forklaring på variabelen er gitt i data-kapittelet. Tabell 9 viser regresjonsestimatene for de fire modellene, én for hvert kvartal.

Tabell 9: Kvartalsvis konsum-vekst som forklaring på ett års meravkastning

	R ¹	R ²	R ³	R ⁴
K ¹	3.59 (0.85)			
K ²		-5.41 (-1.20)		
K ³			-2.49 (-0.48)	
K ⁴				-8.57 (-1.38)
adj. R ²	-0.009	0.015	-0.027	0.030

t-verdier i parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Ingen av variablene er signifikante på det konvensjonelle 5%-nivået. Vi ser likevel at t-verdien i fjerde kvartal er høyere enn i de andre kvartalene. Fortegnet er også negativt. Med ikke-signifikante koeffisienter kan vi likevel med stor sikkerhet ikke forkaste nullhypotesen som sier at det ikke er noen sammenheng. Vi bør derfor være forsiktig med tolkningen av koeffisientene.

Disse resultatene antyder at kvartalsvis vekst i privat konsum av ikke-varige goder og tjenester ikke har noen predikasjonskraft på det norske aksjemarkedet. Tidligere forskning har vist at nettopp denne variabelen har hatt en sterk forklaringskraft på meravkastningen i det amerikanske aksjemarkedet. Våre ikke-signifikante konsumresultater er derfor overraskende, spesielt fordi flere av modellene som forklarer det inverse forholdet mellom økonomisk vekst og avkastning baserer seg på konsum.

En mulig forklaring på den fraværende sammenhengen kan komme av forskjellen i private husholdningers deltagelse i aksjemarkedet i Norge og USA. I det norske markedet har det historisk vært en lav deltagelse blant retail-investorer, mens det i USA er en langt større kultur

for at private husholdninger deltar i aksjemarkedet. Dette kan resultere i at husholdningers konsum blir en mindre viktig faktor for Oslo Børs, og dermed vil tall på privat konsum kunne bli en mindre signifikant indikator for fremtidig meravkastning når vi ser på norske data.

Tilsvarende konsumvariabel har vært brukt i tidligere forskning. Møller & Rangvid (2015) har fått klart signifikante resultater ved bruk av det nevnte konsumtallet. Det kan diskuteres om konsum av ikke-varige goder og tjenester er den korrekte formen for konsum å benytte i vår testrelasjon på det norske markedet. Konsum av varige konsumgoder er mer volatilt og påvirkes i større grad av konjunkturutviklingen, hvilket kan gjøre det til en sterkere kandidat som forklaringsvariabel.

For å undersøke om andre aggregerte former for privat konsum gir endringer i resultatene har vi estimert en modell som benytter et totalt konsumtall som uavhengig variabel. Tallet inkluderer veksten i både ikke-varige, halv-varige og varige goder, og tjenester. Resultatene presenteres i tabell 10.

Tabell 10: Kvartalsvis vekst i totalt privat konsum på ett års meravkastning

	R ¹	R ²	R ³	R ⁴
K ¹	1.22 (0.33)			
K ²		-5.43 (-1.43)		
K ³			-1.22 (-0.32)	
K ⁴				-9.90 (-1.96)
adj. R ²	-0.031	0.035	-0.032	0.086

t-verdier i parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Endringen gir betydelig effekt og fjerdekvartals-koeffisientens p-verdi blir så lav som 0,06. Det er bemerkelsesverdig at konsum-tallene på denne formen viser til en sammenheng som nesten er signifikant på et 5%-nivå. I tråd med vår hypotese finner vi også negativt fortegn, samt en forklaringskraft på 0,086. Det er nesten på høyde med de andre signifikante makroøkonomiske indikatorene. Dette funnet indikerer at den mer volatile serien som inkluderer alle former for privat konsum inneholder informasjon som kan bidra til å predikere meravkastning.

Det inverse forholdet mellom totalt privat konsum og fremtidig meravkastning kan tolkes i lys av et risk-reward-rammeverk. Her vil for eksempel Campbell & Cochranes (1999)

konsumbaserte nyttefunksjon kunne belyse sammenhengen. Et positivt utslag i økonomien vil i denne modellen forplante seg i aktørens konsumoverskuddsrate, som igjen gir utslag i kurven utledet av investorens nyttefunksjon. Endringen i nyttefunksjonen vil medføre at investoren aksepterer en lavere fremtidig avkastning. Vi får dermed en invers sammenheng mellom konsumvekst og fremtidig meravkastning.

Konjunkturbarometeret

Vi har her brukt kvartalsveksten i SSBs konjunkturbarometer som forklaringsvariabel. Barometeret måler bedriftslederes oppfatning av konjunktursituasjonen, samt deres forventninger til kommende kvartal. Vi forventer å se resultater som ligner på resultatene fra testrelasjonene med BNP fastland og industriproduksjon. Tabell 11 viser regresjonskoeffisientene fra de estimerte modellene.

Tabell 11: Kvartalsvis konjunkturbarometer-vekst på ett års meravkastning

	R ¹	R ²	R ³	R ⁴
KJ ¹	-0.99 (-1.37)			
KJ ²		-0.08 (-0.10)		
KJ ³			0.40 (0.41)	
KJ ⁴				-1.63 (-2.06)
<i>adj. R²</i>	0.033	-0.041	-0.034	0.115

t-verdier i parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

I likhet med de to nevnte makrovariablene gir også konjunkturbarometeret overbevisende resultater. Det gir støtte til vår hypotese om at veksttallene til makroøkonomiske variabler i fjerde kvartal kan predikere fremtidig meravkastning. Koeffisienten til konjunkturbarometeret i fjerde kvartal er ikke signifikant på et 5%-nivå, men er tett opptil med en p-verdi rett i overkant av 0,05. Vi ser også at forklaringskraften er på 0,115. Dette er i likhet med resultatene fra BNP fastland og industriell produksjon høyt, og kan indikere at dette er en variabel som vektlegges når investorer former sine forventninger om fremtidig avkastning.

6.2.3 Kvartalsvis økonomisk vekst og meravkastning – Forskjeller mellom OSEAX og OSEBX

Så langt har vi presentert våre analyser for hypotesen om at fjerde kvartals makroøkonomiske vekst kan predikere påfølgende års meravkastning i aksjemarkedet. I disse analysene har vi benyttet OSEAX-indeksen som mål på avkastningen i det norske aksjemarkedet. Resultatene varierer noe mellom de ulike makroøkonomiske variablene. Både BNP Fastlands-Norge og industriproduksjonen er statistisk signifikant på et 5%-nivå. Konjunkturbarometeret har også resultater som indikerer en sammenheng. På den andre siden taler det i mot vår hypotese at veksttallet i BNP total og den oljerelaterte delen av BNP tilsynelatende ikke har noen prediksjonskraft, siden disse tallene burde være viktige for Oslo Børs.

For å undersøke om analysen er robust for valg av aksjeindeks vil vi i dette kapittelet se om også OSEBX kan vise til statistisk signifikante sammenhenger med fjerde kvartals makroøkonomiske vekst. Vi vil derfor i denne delen gjennomføre de samme analysene med OSEBX som mål på avkastning i stedet for OSEAX.

Som vi viser til i del 5 skiller de to indeksene seg ved at OSEAX-indeksen inkluderer alle noterte aksjer på Oslo Børs, mens OSEBX kun inneholder de til enhver tid mest likvide aksjene. De historiske avkastningstallene som strekker seg tilbake til første kvartal 1986 viser en positiv annualisert risikopremie på ca. 2% for OSEAX i forhold til OSEBX. I en utvidelse av Fama-French' tre-faktor-modell er det lagt til en ytterligere risikofaktor i form av at illikvide aksjer gir en premie. Mye kan tyde på at dette har vært tilfellet for OSEAX som inneholder alle aksjene på Oslo Børs, derav også de illikvide.

Tabell 12 viser regresjonskoeffisientene vi får ved å teste sammenhengen til fjerdekvartalsveksten i våre fem makroøkonomiske indikatorer med meravkastningen oppnådd på OSEBX, med én modell for hver indikator. Ettersom vår analyse i hovedsak konsentrerer seg om OSEAX vil vi nøye oss med å peke på forskjeller ved bruk av indeksene i fjerde kvartal. Resultatene fra de forskjellige modellene diskuteres under tabellen.

Tabell 12: Makro-variablers fjerdekvartals-vekst mot ett års meravkastning, OSEBX

	Meravkastning				
BNP fastland ⁴	-8.79 (-1.85)				
BNP total ⁴		-6.72 (-1.66)			
Industriell produksjon ⁴			-6.86* (-2.55)		
Konsum ⁴				-5.39 (-0.72)	
Konjunktur- barometer ⁴					-1.94 (-1.90)
adj. R ²	0.074	0.056	0.181	-0.016	0.095

t-verdier i parentes

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Bruttonasjonalprodukt

Den første modellen viser at fjerdekvartals-veksten i BNP for Fastlands-Norge går fra en forklaringskraft på 0,098 til 0,074 når vi går over til å benytte OSEBX-indeksen. Mens sammenhengen er signifikant på et 5%-nivå ved bruk av OSEAX, faller vi ”utenfor” når OSEBX brukes og får en p-verdi på 0,075. Selv om vi ikke kan påvise noen statistisk signifikans på det konvensjonelle 5%-nivået, tyder likevel en p-verdi på 0,075 på at vi vil påvise samme sammenheng i overkant av 90% av tilfellene om vi tester relasjonen mange nok ganger. Det tyder på en sammenheng. Fjerde-kvartalseffekten ved bruk av OSEBX er i likhet med bruk av OSEAX betydelig mer markant enn hva som er tilfellet for de andre kvartalene, hvor det med all tydelighet ikke foreligger noen sammenheng.

Modell nummer to viser en sterkere sammenheng for BNP total ved bruk av OSEBX enn ved bruk av OSEAX. Forklaringskraften øker fra 0,02 til 0,056, samt at t-verdien er noe høyere. BNP-total er fortsatt ikke statistisk signifikant, og faller rett utenfor et signifikansnivå på 10% med en p-verdi på 0,107. Selv om vi ser en større sammenheng ved bruk av OSEBX er dette likevel ikke på nivå med sammenhengen vi ser ved bruk av BNP fastland. Disse forskjellene er interessante, og vi henviser til diskusjonen i del 6.2.2 for drøftelsen av mulige årsaker til disse forskjellene.

Industriell produksjon

For industriell produksjon blir sammenhengen enda mer tydelig ved bruk av OSEBX, og forklaringskraften øker til hele 0,181. Vårt formål er ikke å skulle modellere forventet

meravkastning på Oslo Børs, men å se om de ulike makroøkonomiske indikatorene kan vise noen systematisk sammenheng med den fremtidige meravkastningen. En forklaringskraft på 0,181 er i den forbindelse svært høyt. Totalt sett viser resultatene at industriell produksjon er marginalt bedre på å forklare variasjonen som har vært i meravkastningen på OSEBX, enn det har vært til å forklare samme variasjon på OSEAX. Resultatene viser med tydelighet at fjerdekvartals-veksten i industriell produksjon har prediksjonskraft på fremtidig meravkastning på Oslo Børs – for begge indekser.

Konsum

Som tidligere nevnt er de benyttede konsumtallene veksten i private husholdningers konsum av ikke-varige goder og tjenester. Vi ser av tabellen at konsumtallets prediksjonskraft er enda mindre signifikant når vi benytter OSEBX som mål på meravkastningen på Oslo Børs.

Vi har også undersøkt samme testrelasjon med konsumtall som inkluderer veksten i både ikke-varige, halv-varige og varige goder, og tjenester. Denne endringen fører til noe forbedret forklaringskraft, men koeffisienten er fortsatt ikke-signifikant med en p-verdi på 0,219. Dette kan sammenlignes med 0,478 for OSEAX. Funnet indikerer likevel at den mer volatile serien forklarer mer av variasjonen i meravkastningen.

Konjunkturbarometeret

Modellen med konjunkturbarometeret som uavhengig variabel viser at forklaringskraften faller fra 0,115 til 0,095 når vi tester for sammenhengen ved bruk av OSEBX. Endringen gjør at fjerdekvartalsveksten i konjunkturbarometeret ikke er signifikant på et 5%-nivå, med en p-verdi på 0,069. Dette er likevel veldig nære å være statistisk signifikant, og kan endre seg om vi får tilgang på dataserier som går lenger tilbake enn til 1990. Forskjellene som oppstår er etter alt å dømme minimale, og tyder på at konjunkturbarometeret kan forklare noe av variasjonen i fremtidig meravkastning.

Vi har i dette kapittelet sett på om det er noen forskjeller i prediksjonskraften til de makroøkonomiske indikatorene når vi benytter meravkastningen i OSEBX som avhengig variabel i stedet for OSEAX. Det er vanskelig å peke på en generell sammenheng som gjelder for alle makrovariablene. Noen av variablene viser svakere sammenheng, mens andre igjen viser sterkere sammenheng når vi benytter OSEBX.

Det kan tenkes at forskjellene mellom de to settene med testresultater skyldes sensitivitet i sampelet grunnet et datasett med forholdsvis få observasjoner, med kun én observasjon per år

i 30 år for de fleste seriene. Om vi hadde hatt lengre dataserier kan det tenkes at forskjellene hadde blitt ubetydelige ved at tilfeldige variasjoner hadde fått mindre påvirkning. En annen mulig årsak til forskjellene som oppstår ved bruk av forskjellige aksjeindekser er den tidligere nevnte likviditetspremien som synes å ha vært til stede for OSEAX. Ettersom OSEAX inneholder alle aksjer på Oslo Børs, inkludert de illikvide som muligens har gitt en premie, kan det tenkes at OSEAX bedre fanger opp forholdene i økonomien som helhet.

6.2.4 Sammenhengen mellom økonomisk vekst og optimisme

Første del av problemstillingen vår er å undersøke om det er en signifikant sammenheng mellom fjerdekvartals-veksten i flere makroøkonomiske variabler og påfølgende ett års meravkastning. Dette finner vi delvis støtte for i vår analyse. Den andre delen av problemstillingen er å undersøke om prediksjonskraften oppstår som et resultat av at samvariasjonen mellom økonomisk vekst og investor-sentiment i fjerde kvartal er større enn i de andre kvartalene. Som vi viser til i teorikapittelet kan det tenkes at økt optimisme til egen økonomi og økonomien som helhet fører til at investorene forventer lavere fremtidig meravkastning.

En endret forventet meravkastning vil i et teoretisk rammeverk forklares ut i fra endret opplevd risikoeksponering. Det kommer for eksempel til uttrykk gjennom den utvidede kapitalverdimodellen eller Campbell & Cochrane (1999) konsumbaserte nyttefunksjon. For retail-investorer vil hensynet til konsum være spesielt viktig, ettersom de må balansere sin allokering av egne midler mellom konsum og investeringer. For eksempel er den utvidede CCAPM-modellen som spesielt tar hensyn til konsum relevant. Som vi viser til i teorikapittelet er investorens mål å allokere sin formue slik at nytten fra å konsumere en krone i dag er lik nytten fra å konsumere en krone i framtiden. I dårlige tider med lite penger til overs vil nytten fra én ekstra krone inntekt være større enn hva den vil være i gode tider med mye overskuddsinntekt. Dette er kjent som teorien om marginalt avtakende nytte. I henhold til CCAPM-rammeverket vil investoren kreve en høyere risikopremie for å investere i dårlige tider, ettersom han må redusere sitt konsum tilsvarende det han investerer. I gode tider vil investoren ha mye overskuddsinntekt, slik at konsumet ikke må reduseres for å gjøre de samme investeringene. Følgelig ”smerter” det mindre å investere i gode tider, og påkrevd risikopremie faller. Dette støttes av Campbell & Cochrane (1999) konsumoverskuddsrate som gir utslag i nettopp investors nytte i perioder med gode eller dårlige konsum-muligheter, hvor en svak økonomisk utvikling fører til høyere krav til avkastning på sparte midler.

Teorien er at investorene vil være optimistiske med tanke på egen økonomi når den makroøkonomiske situasjonen er positiv. Vi anser investor-sentiment som et mål på risikoaversjon. Perioder med positiv økonomisk vekst vil følgelig føre til lavere risikoaversjon. Det er da en lavere terskel for å investere i aksjer og investorene krever lavere risikopremie. Tilsvarende vil de kreve høyere risikopremie når optimismen i økonomien snur.

Vi har vist at veksten i slutten av året i flere makroøkonomiske indikatorer har prediksjonskraft for fremtidig ett års meravkastning. Tidligere har vi argumentert for at det er en rekke forhold som leder investorer til å konsentrere sine porteføljusteringer mot slutten av året. Vi har foreslått at dette fører til økt oppmerksomhet rundt veksten i makroøkonomiske nøkkeltall i denne perioden. Basert på dette er det forventet å finne en sterk samvariasjon mellom utviklingen i makroøkonomien og den økonomiske optimismen blant aktørene i aksjemarkedet i fjerde kvartal. Derfor vil vi i det følgende utføre en korrelasjonsanalyse mellom de makroøkonomiske størrelsene og indikatorer på markedsaktørenes sentiment. Som sentimentetindikatorer vil vi benytte innkjøpssjefsindeksen (PMI) som måler optimisme på tilbudssiden av økonomien og forventningsbarometeret som måler optimisme i husholdningene på etterspørselssiden.

Årlig samvariasjon

Vi vil først undersøke samvariasjonen mellom indikatorene for sentiment og makroøkonomien på årlig basis. I tabell 13 viser vi korrelasjonen mellom PMI og makro-indikatorene.

Tabell 13: Korrelasjon mellom makroøkonomiske indikatorer og PMI

	PMI
BNP fastland	0.58
BNP total	0.27
Industriell produksjon	0.37
Konsum	0.30
Konjunkturbarometer	0.93

Alle variablene har som forventet positiv samvariasjon med PMI. Ettersom PMI er tenkt å skulle måle temperaturen på produksjonssiden av norsk industri ville det vært påfallende om vi hadde funnet en negativ samvariasjon med makro-variablene. Graden av samvariasjon varierer likevel noe mellom de ulike variablene.

BNP fastland har det som må sies å være en relativt høy positiv korrelasjon på 0,58. BNP total har en korrelasjon på 0,27, noe som kan virke lavt med første øyekast. På den andre siden, om vi ser dette resultatet i lys av de tidligere presenterte korrelasjonskoeffisientene mellom de to BNP-målene og oljevirkksomheten kan det gi mer mening. Vi viste at BNP Fastlands-Norge hadde tilnærmet ingen, og marginalt negativ korrelasjon med oljevirkksomheten, mens BNP total ikke uventet viste til en høy positiv korrelasjon. Her ser vi at BNP fastland kan vise til en vesentlig høyere korrelasjon med PMI enn hva som er tilfellet for BNP total. Dette kan tyde på at de spurte bedriftslederne i PMI-undersøkelsen i stor grad baserer sine svar på forholdene i fastlandsøkonomien, og i mindre grad vektlegger forhold ved oljevirkksomheten.

Industriell produksjon har relativt lav korrelasjonskoeffisient. Det er overraskende at korrelasjonen ikke er sterkere, ettersom variabelen er en indikator for produksjonssiden i økonomien. Samvariasjonen mellom konsum og PMI er også lav. I lys av de ikke-signifikante regresjonskoeffisientene til konsum er ikke dette overraskende.

Hittil har vi sett at PMIs samvariasjon med de ulike makrovariablene varierer sterkt. PMI måler sentimentet på produksjonssiden av økonomien, men sentimentet der er nødvendigvis ikke representativt for sentimentet blant forbrukerne. Vi vil derfor se om vi finner en lignende sammenheng også for forbrukerne, noe vi gjør ved å benytte forventningsbarometeret. Tabell 14 viser korrelasjonene mellom forventningsbarometeret og makrovariablene på årlig basis.

Tabell 14: Korrelasjon mellom makroøkonomiske indikatorer og FB

	Forventningsbarometeret
BNP fastland	0.37
BNP total	0.24
Industriell produksjon	0.36
Konsum	0.16
Konjunktur-barometer	0.72

Makrovariablene har generelt lavere samvariasjon med forventningsbarometeret enn hva de har med PMI. BNP fastland har en vesentlig lavere samvariasjon med FB, og kan vise til en korrelasjon på 0,37, mot 0,58 med PMI. Dette er noe overraskende når vi ser at BNP totals korrelasjon kun faller marginalt og har en korrelasjon på 0,24. Tross et fall i korrelasjonen med fastlands-BNP synes forbrukeroptimismen å samvariere mer med utviklingen i fastlandsøkonomien enn BNP totalt. I tolkningen av korrelasjonskoeffisientene til PMI

argumenterte vi for at korrelasjonen til BNP total er lavere enn den vi så for BNP fastland, fordi de spurte bedriftslederne legger større vekt på fastlands-økonomien siden den kan tenkes å ligge ”nærmere” egen industri. Dette argumentet kan også gjelde for FB. Den gjengse forbruker kan tenkes å være mer oppdatert om utviklingen i forhold som angår egen arbeidsplass eller næringsvirksomhet i nærområdet, enn hva oljekursen står i. Dermed kan svarene deres i større grad speile bildet av det som skjer i fastlandsøkonomien enn i oljevirkomheten. Det kan være en av årsakene til at vi finner størst korrelasjon for BNP fastland. Vi ser at korrelasjonen mellom BNP total og de to sentiment-indikatorene er relativt like, men avstanden mellom korrelasjonskoeffisientene til de to BNP-målene er lavere for FB.

Korrelasjonen med industriell produksjon er tilnærmet identisk med den vi fant for PMI. For konsum er korrelasjonen veldig lav. At et mål på konsum samvarierer så lite med en forbrukerundersøkelse kan høres noe selvmotsigende ut. Det er likevel viktig å huske på at konsum-tallet vi bruker kun inneholder ikke-varige goder og tjenester. Forbrukerne må kjøpe brød og melk også i dårlige tider, mens kjøp av varige konsumgoder som ny bil gjerne utsettes til perioder hvor økonomien går bedre. Dette støttes av korrelasjonskoeffisientene som viser at veksten i konsum av henholdsvis ikke-varige og varige goder er på 0,15 og 0,38 med BNP Fastlands-Norge. I lys av disse resultatene er det ikke unaturlig at vi finner liten samvariasjon mellom konsum-variabelen og forventningsbarometeret. Konjunkturbarometeret samvarierer kraftig med FB, men noe lavere enn med PMI.

Kvartalsvis samvariasjon

Vi vil i dette delkapittelet utforske kvartalsvise sammenhenger mellom de makroøkonomiske variablene og sentiment-indikatorene. Dette gjør vi for å se om det er enkelt-kvartaler som kan vise til sterkere samvariasjon. Møller & Rangvid (2015) viste at økonomisk vekst og selskapers og privatpersoners optimisme samvarierer kraftig mot slutten av året. Vi forventer derfor å se en sterkere korrelasjon i siste kvartal enn ellers i året.

En sterk samvariasjon i fjerde kvartal kan gi støtte til den fremlagte teorien om at investorer gjør porteføljusteringer i slutten av året. Det kan være en mulig forklaring på hvorfor vi bare finner en signifikant sammenheng mellom økonomisk vekst og aksjeavkastning i fjerde kvartal. Først tester vi om PMI kan vise til kvartalsvise variasjoner. Resultatene presenteres i tabell 15.

Tabell 15: Kvartalsvis korrelasjon mellom makroøkonomiske indikatorer og PMI

	PMI ¹	PMI ²	PMI ³	PMI ⁴
BNP fastland	0.43	0.45	0.55	0.83
BNP total	0.26	0.22	0.15	0.51
Industriell produksjon	0.49	0.24	0.19	0.73
Konsum	0.48	0.21	0.51	0.01
Konjunkturbarometer	0.94	0.97	0.92	0.92

De makroøkonomiske variablene viser skiftende samvariasjon med PMI-indikatoren i de ulike kvartalene. BNP fastland har en korrelasjonskoeffisient på hele 0,83 i fjerde kvartal og viser med all tydelighet en sterkere sammenheng med PMI i fjerde kvartal enn i de andre kvartalene. Dette funnet støtter opp om vår teori om at sammenhengen i fjerde kvartal mellom BNP fastland og fremtidig ett års meravkastning kan forklares av sentimentet blant konsumenter og produsenter.

BNP total har sterkere samvariasjon i fjerde kvartal enn for de andre kvartalene, men er fortsatt et stykke unna samvariasjonen som vi finner for BNP fastland. Som vi foreslo tidligere kan dette være en av årsakene til at BNP total og BNP fastland får forskjellige resultater. Tendensen er at BNP fastland viser til en signifikant fjerdekvartals-sammenheng med forventet meravkastning på OSEAX. Samtidig finner vi at korrelasjonen mellom PMI og veksten i BNP fastland er høy i samme periode. Det taler for at sentimentet er relevant for å forklare prediksjonskraften. BNP total kan ikke vise til den samme signifikante sammenhengen, ei har den like stor korrelasjon med PMI. Vår tolkning er at dette skyldes den lave korrelasjonen med oljevirkksomheten, hvilket er forunderlig i en økonomi hvor nettopp denne sektoren er så viktig.

Industriproduksjonen viser den største forskjellen i samvariasjon mellom den komplette serien og de oppsplittede kvartals-seriene. For hele serien er det en korrelasjon på 0,27. Når vi deler opp serien kvartalsvis finner vi at korrelasjonen i fjerde kvartal er hele 0,73. Dette gir god støtte til vår teori om at det er sentimentet som gjør sammenhengen mellom industriproduksjonen og meravkastningen signifikant.

For konsum er sammenhengen størst i første og tredje kvartal. Den er derimot helt fraværende i fjerde kvartal. Det er igjen verdt å bemerke at disse konsumtallene kun inkluderer ikke-varige

varer og tjenester. Ved å inkludere halv-varige og varige konsumgoder stiger korrelasjonskoeffisientene, i likhet med det vi så for sammenhengen mellom konsum og meravkastningen på Oslo Børs. Endringen er spesielt fremtredende i fjerde kvartal, der koeffisienten stiger fra 0,01 til 0,44.

Konjunkturbarometeret viser svært høye korrelasjonskoeffisienter for alle kvartalene. Dette er ikke uventet, da både PMI og konjunkturbarometeret forklarer sentimentet på produksjonssiden av økonomien. Det ville vært påfallende om disse viste motstridende resultater.

Sammenhengen mellom PMI og de ulike makroøkonomiske variablene på kvartals-form gir støtte til vår teori om at makrovariablene har sterk påvirkning på investor-sentiment i slutten av året. Dette kan gi veksttallene prediksjonskraft på fremtidig meravkastning i perioder hvor de viser sterk samvariasjon med sentimentet i markedet. Alle variablene viser høy korrelasjon med PMI i fjerde kvartal, med unntak av konsum som ikke viser noen signifikant sammenheng med meravkastningen. Dessuten er denne sammenhengen klart større i fjerde kvartal enn den er i de andre kvartalene, om vi ser bort fra konjunkturbarometeret som viser en sterk samvariasjon i alle kvartaler. En årsak til at PMI viser så tydelig samvariasjon med de ulike makrovariablene i fjerde kvartal kan være at den økonomiske situasjonen vies mer oppmerksomhet i slutten av året. Dette på bakgrunn av forhold som leder investorene til å gjøre porteføljusteringer på dette tidspunktet.

Vi har tidligere vist at forbruker-sentimentet har relativt lav korrelasjon med makrovariablene på årlig basis sammenlignet med PMI. Videre vil vi undersøke om fjerdekvartals-verdien til FB viser en sterkere korrelasjon med makro-seriene enn ellers i året. Korrelasjonskoeffisientene er gitt i tabell 16.

Tabell 16: Kvartalsvis korrelasjon mellom makroøkonomiske indikatorer og FB

	FB ¹	FB ²	FB ³	FB ⁴
BNP Fastland	0.31	0.34	0.43	0.42
BNP Total	0.22	0.28	0.06	0.42
Industriell produksjon	0.11	0.48	0.24	0.59
Konsum	-0.04	0.26	0.58	-0.12
Konjunkturbarometer	0.69	0.77	0.61	0.81

Alle variablene, med unntak av konsum, viser relativt høy korrelasjon med forventningsbarometeret i fjerde kvartal. Sammenlignet med PMI er ikke korrelasjonskoeffisientene like markante, men fortsatt ser vi tendenser til en fjerdekvartals-effekt. BNP total, industriell produksjon og konjunkturbarometeret har alle størst korrelasjonskoeffisient i fjerde kvartal. BNP fastland har en marginalt høyere korrelasjon i tredje kvartal enn i fjerde kvartal, men vi ser tydelig at disse to kvartalene har større samvariasjon med FB enn starten av året. Konsum gir nok en gang svært varierende og overraskende resultater. Vi ser at den årlige korrelasjonen på ca. 15% i stor grad oppstår som følge av det meget positivt korrelerte tredje-kvartalet. Vi har også undersøkt korrelasjonen med tall på totalt privat konsum, og ser at denne endringen gir positive koeffisienter for alle kvartalene.

Møller & Rangvid (2015) har sett på forbrukeroptimisme som en proxy for investorers risikoaversjon. Det innebærer at om optimismen er kraftig korrelert med økonomisk vekst, så er også risikoaversjonen korrelert med den økonomiske utviklingen. Det er derfor meget interessant å undersøke samvariasjonen i slutten av året. Denne sammenhengen leder til antakelsen om at den varierende risikoaversjonen igjen påvirker fremtidig avkastning. Denne slutningen kan være mer overbevisende i USA enn i Norge, hvor husholdningers deltagelse i aksjemarkedet er langt større. Likevel finner vi en sterk samvariasjon også på norske data.

Vi har i dette kapittelet sett på sammenhengen mellom markedsaktørenes sentiment og de ulike makroøkonomiske variablene, samt presentert en rekke tolkninger av den sterke samvariasjonen vi ser mot slutten av året. Korrelasjonsanalysen gir støtte til vår antakelse om at den økonomiske utviklingen i fjerde kvartal følges tett av markedsaktørene, og at dette forplanter seg i formingen av forventninger til avkastning. Konsum av ikke-varige goder og tjenester er den eneste forklaringsvariabelen som ikke korrelerer sterkt med sentiment-indikatorene i fjerde kvartal.

6.2.5 Investeringsstrategier

Som en avsluttende del av den empiriske analysen har vi testet om sammenhengene vi har avdekket kan benyttes til å konstruere lønnsomme handelsstrategier. Strategiene går ut på å utnytte informasjonen om at en positiv fjerdekvartals-vekst i fastlands-BNP indikerer fallende meravkastning det påfølgende året.

Vi konstruerer tre scenarioer hvor en investor investerer 100 kr i slutten av 1985 og reinvesterer beløpet hvert år frem til fjerde kvartal 2016. Investoren tar beslutningen om en long- eller short-posisjon i OSEAX-indeksen etter å ha sett veksttallet i BNP i fjerde kvartal hvert år. Investoren holder denne posisjonen til neste justering i fjerde kvartal året etter. Vi ser i denne enkle analysen bort ifra transaksjonskostnader og måler avkastningen i nominelle termer.

I det første scenarioet velger investoren en long-posisjon i indeksen. Han holder denne i hele 30-årsperioden uten å på noe tidspunkt hensynta BNP-utviklingen. Dette fører til en akkumulert avkastning på 1069% over hele perioden. Denne hold-strategien reflekterer markedsavkastningen over perioden og fremstår som en "benchmark".

I scenario nummer to velger investoren en short-posisjon i alle år med positiv BNP-vekst i fjerde kvartal og en long-posisjon i alle år med negativt veksttall i fjerde kvartal. Denne strategien søker å utnytte informasjonen om en invers sammenheng mellom fjerde kvartals økonomiske vekst og fremtidig aksjeavkastning. Dette viser seg å være en dårlig strategi. Den akkumulerte avkastningen blir kun 11%, langt under benchmarken.

Det siste scenarioet søker også å utnytte denne informasjonen, men her velger investoren en short-posisjon kun i år hvor fjerde kvartals BNP-vekst overstiger den gjennomsnittlige fjerdekvaritals-veksten i serien på 0,78%. Ved veksttall mindre enn gjennomsnittet velger investor en long-posisjon. Denne strategien resulterer også i en akkumulert avkastning langt under hold-strategien, med en 30-års avkastning på 74%. Komplette utregninger for alle strategiene er vedlagt i tabell 17 i appendikset.

Dette enkle eksperimentet viser at selv om vi finner en systematisk invers sammenheng mellom fjerdekvaritals-vekst i fastlands-BNP og fremtidig aksjeavkastning, så er det andre faktorer som dominerer oppnådd avkastning over denne perioden. Dette er ikke overraskende siden fjerdekvaritals-modellen bare forklarer omtrent 10% av variasjonen i meravkastningen. Det vil være naivt å handle på kun denne informasjonen. På tross av at analysen er svært forenklet tyder den på at markedet er effisient, ettersom det ikke er mulig å oppnå avkastning over markedsporteføljen ved å benytte slike strategier som tar motposisjoner til markedet. I en videre utvidelse av oppgaven kunne det vært interessant å konstruere mer nyanserte strategier med aksjeporteføljer som korrelerer sterkere med fjerde kvartals BNP-vekst. Eventuelt kunne også andre makroøkonomiske variabler vært bruk i en slik analyse.

7. Konklusjon

Formålet med utredningen har vært å undersøke om realveksten i fjerde kvartal i klassiske konjunkturindikatorer har predikerende kraft på påfølgende ett års meravkastning på Oslo Børs. Vår hypotese om en invers sammenheng mellom makroøkonomisk vekst og fremtidig aksjeavkastning bygger på Møller & Rangvid (2015). Dette finner vi delvis støtte for.

Fjerdekvaritals-veksten i fastlands-BNP, industriproduksjonen og SSBs konjunkturbarometer viser klare prediktive egenskaper på fremtidig meravkastning, med negativt fortegn. Derimot viser størrelsene totalt BNP og privat konsum av ikke-varige goder og tjenester ingen indikasjon på en slik sammenheng. Analysen kan heller ikke påvise at fjerdekvaritals-veksten i den oljerelaterte delen av BNP har predikerende egenskaper. Dette er overraskende i en økonomi hvor oljevirkomheten utgjør omlag 17% av totalt BNP og energisektoren dominerer børsen.

På tross av den manglende relasjonen med oljevirkomheten er det påfallende at andre viktige makroøkonomiske indikatorer viser prediksjonskraft. Vi kan derfor ikke forkaste hypotesen. For eksempel forklarer modellen med fjerdekvaritals-vekst i industriproduksjonen hele 15,9% av variasjonen i meravkastningen på Oslo Børs de siste 30 årene. Dette funnet understreker viktigheten av informasjonen som finnes i veksttallene på slutten av året. Resultatene tyder på at en positiv økonomisk vekst i fjerde kvartal bidrar negativt til meravkastning i aksjemarkedet det påfølgende året.

Vi presenterer to mulige forklaringer på denne sammenhengen. Begge forklaringene tar utgangspunkt i at investorene konsentrerer sine porteføljusteringer på slutten av året.

Den første forklaringen bygger på at porteføljusteringene i fjerde kvartal medfører økt oppmerksomhet rundt den økonomiske veksten på dette tidspunktet. Veksttallet har derfor sterk påvirkning på sentimentet i markedet. Vi anser investor-sentiment som et mål på risikoaversjon. Når økonomien går bedre vil derfor investorenes risikoaversjon bli lavere. Vår forklaring er videre at dette forplanter seg i lavere opplevd risiko, hvilket i et risk-reward-rammeverk fører til at investorene aksepterer en lavere fremtidig avkastning. Resultatene fra korrelasjonsanalysen gir støtte til denne forklaringen. Alle makrovariablene, med unntak av konsum, viser samvariasjon med investor-sentiment for alle kvartaler. Denne korrelasjonen er

spesielt sterk mot slutten av året. Dette kan forklare hvorfor vi finner sterk prediksjonskraft for fjerde kvartal, men ikke finner det igjen for årets tre første kvartaler.

Den andre forklaringen baserer seg på at investorene handler irrasjonelt. Sterk økonomisk vekst i fjerde kvartal kan føre til at investorene blir overoptimistiske når de gjør sine porteføljuster. Dette kan medføre at markedsprisene bys opp over sin fundamentalverdi. Ettersom at prisene på sikt vil reversere observerer vi fallende avkastning i den kommende perioden. Denne forklaringen støttes også av den klare linken mellom økonomisk vekst og optimisme i fjerde kvartal. Samtidig ser vi at økonomisk vekst gir utslag i stigende priser i samme periode, og at avkastningen påvirkes negativt det påfølgende året.

Vi har konstruert enkle handelsstrategier som søker å utnytte det inverse forholdet mellom økonomisk vekst og fremtidig avkastning. Strategiene som tar motposisjoner til markedet ved positiv økonomisk vekst presterer langt dårligere enn benchmarken. Dette forteller oss at den inverse sammenhengen isolert sett ikke gir grunnlag for en god handelsstrategi.

Tidligere forskning har hatt problemer med å finne robuste sammenhenger mellom makroøkonomiske indikatorer og aksjeavkastning. Vi kan heller ikke avdekke noen sammenheng når alle kvartaler inkluderes i én testrelasjon. Ingen av de forklarende variablene viste signifikante resultater eller hadde reell forklaringskraft i en slik relasjon. Dette viser tilsynelatende at den signifikante fjerdekvartrals-effekten blir vasket ut av de andre kvartalenes veksttall som ikke er signifikante. Funnet om en fjerdekvartrals-effekt kan derfor likevel indikere at makroøkonomisk vekst har predikerende egenskaper for fremtidig avkastning.

Vi kan konkludere med at vi finner delvis støtte til vår hypotese. Analysen viser at veksten ved årsslutt i flere makroøkonomiske nøkkeltall har predikerende egenskaper for aksjemarkedet, med negativt fortegn. Det at den oljerelaterte delen av BNP ikke viser noen sammenheng gir likevel grunn til å tvile på hypotesen. Funnet sår tvil om at markedsaktørene tillegger makroøkonomiske nøkkeltall større viktighet i slutten av året, fordi nettopp oljevirkksomheten burde være viktig for Oslo Børs.

I en utvidelse av oppgaven mener vi at det kunne vært interessant å nyansere den avhengige variabelen til meravkastning i aksjeporteføljer med forskjellige finansielle karakteristikk. Vi har forsøkt å bruke avkastningen i Oslo Børs' SMB-portefølje som avhengig variabel, men finner ingen robuste sammenhenger. Dette kan komme av at denne dataserien er svært kort.

Litteraturliste

- Abel, A. B., Eberly, J. C., & Panageas, S. (2013). Optimal inattention to the stock market with information costs and transactions costs. *Econometrica*, 81(4), 1455-1481. doi: 10.3982/ECTA7624
- Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Returns. *The Journal of Finance*, 61(4), 1645-1680. doi: 10.1111/j.1540-6261.2006.00885.x
- Balke, N. (1991). Modeling Trends in Macroeconomic Time Series. *Economic Review - Federal Reserve Bank of Dallas*, 19. Hentet fra <https://search.proquest.com/docview/219307642?accountid=37265>
- Barra, M. (2010). Is there a link between GDP growth and equity returns? *Research Bulletin*. Hentet fra <https://www.msci.com/documents/10199/a134c5d5-dca0-420d-875d-06adb948f578>
- Barsky, R. B., & Miron, J. A. (1989). The Seasonal Cycle and the Business Cycle. *Journal of Political Economy*, 503-534. doi: 10.1086/261614
- Bernstein, W. J., & Arnott, R. D. (2003). Earnings growth: The two percent dilution. *Financial Analysts Journal*, 47-55. doi: 10.2469/faj.v59.n5.2563
- Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. (2014). *Investments*, 10e: McGraw-Hill Education.
- Brown, G. W., & Cliff, M. T. (2005). Investor sentiment and asset valuation. *The Journal of Business*, 78(2), 405-440. doi: 10.1086/427633
- Campbell, J. Y., & Cochrane, J. H. (1999). By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior. *Journal of political Economy*, 107(2), 205-251. doi: 10.1086/250059
- Cooper, I., & Priestley, R. (2009). Time-Varying Risk Premiums and the Output Gap. *The Review of Financial Studies*, 2801-2833. doi: 10.1093/rfs/hhn087
- Damodaran, A. (2016). Equity Risk Premiums (ERP): Determinants, Estimation and Implications – The 2016 Edition. doi: 10.2139/ssrn.2742186
- Davidson, B. -I. (2012). *Makroøkonomi: konjunktursvingninger, stabiliseringspolitikk og økonomisk vekst*. Trondheim: Akademika.
- Fama, E. F. (1965). The Behavior of Stock-Market Prices. *The Journal of Business*, 38(1), 34-105. Hentet fra <http://www.jstor.org/stable/2350752>
- Fama, E. F. (1991). Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance*, 46(5), 1575--1617. doi: 10.1111/j.1540-6261.1991.tb04636.x
- Fama, E. F., & French, K. R. (2004). The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 18(3), 25-46. doi: 10.1257/0895330042162430

- Gottfries, N. (2013). *Macroeconomics*: Palgrave.
- Haugen, R. A., & Lakonishok, J. (1988). *The incredible January effect: The stock market's unsolved mystery*: Business One Irwin.
- Hill, R. C. (2012). *Principles of econometrics* (4th ed. utg.). Hoboken, N.J: Wiley.
- Jagannathan, R., & Wang, Y. (2007). Lazy Investors, Discretionary Consumption, and the Cross-Section of Stock Returns. *The Journal of Finance*, 62(4), 1623-1661. doi: 10.1111/j.1540-6261.2007.01253.x
- Jensen, M. C. (1978). Some anomalous evidence regarding market efficiency. *Journal of financial economics*, 6(2-3), 95-101. doi: 10.1016/0304-405X(78)90025-9
- Keller, G. (2012). *Managerial statistics* (9th ed. utg.). Australia: South-Western.
- Lettau, M., & Ludvigson, S. C. (2010). Measuring and Modeling Variation in the Risk-Return Trade-off. doi: 10.1016/B978-0-444-50897-3.50014-6
- Modigliani, F., & Pogue, G. A. (1974). An Introduction to Risk and Return: Concepts and Evidence. *Financial Analysts Journal*, 30(3), 69-86. doi: 10.2469/faj.v30.n2.68
- Møller, S., & Rangvid, J. (2012). End-of-the-year economic growth and time-varying expected returns: Department of Economics and Business Economics, Aarhus University. Hentet fra ftp://ftp.econ.au.dk/creates/rp/12/rp12_42.pdf
- Møller, S. V., & Rangvid, J. (2015). End-of-the-year economic growth and time-varying expected returns. *Journal of Financial Economics*, 115(1), 136-154. doi: 10.1016/j.jfineco.2014.08.006
- Rodríguez, R., Restoy, F., & Peña, J. I. (2002). Can output explain the predictability and volatility of stock returns? *Journal of International Money and Finance*, 21(2), 163-182. doi: 10.1016/S0261-5606(01)00044-4
- Schmeling, M. (2009). Investor sentiment and stock returns: Some international evidence. *Journal of empirical finance*, 16(3), 394-408. doi: 10.1016/j.jempfin.2009.01.002
- Siegel, J. J. (2014). *Stocks for the long run: the definitive guide to financial market returns and long-term investment strategies* (5th ed. utg.). New York: McGraw-Hill.
- Skoglund, T. (2005). Fra jordbruk til olje og tjenester. *Statistisk sentralbyrå*. Hentet fra <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/fra-jordbruk-til-olje-og-tjenester>
- Sucarrat, G. (2015). *Metode og økonometri - En moderne innføring*: Fagbokforlaget.
- Sørensen, P. B., & Whitta-Jacobsen, H. J. (2010). *Introducing advanced macroeconomics: growth and business cycles*: McGraw-Hill Higher Education.
- Vivian, A., & Wohar, M. E. (2013). The output gap and stock returns: Do cyclical fluctuations predict portfolio returns? *International Review of Financial Analysis*, 26, 40-50. doi: 10.1016/j.irfa.2012.05.002

-
- Wen, Y. (2002). The business cycle effects of Christmas. *Journal of Monetary Economics*, 49(6), 1289-1314. doi: 10.1016/S0304-3932(02)00150-2
- Wooldridge, J. M. (2014). *Introduction to econometrics* (Europe, Middle East and Africa ed. utg.). Andover: Cengage Learning.

8. Appendiks

8.1 Investeringsstrategier

Her presenterer vi inndataene og utregningene for de tre investeringsstrategiene som presenteres i del 6.2.5 av oppgaven.

Tabell 17: Investeringsstrategier

Inndata			Strategi - Investerer 100 kr i slutten av q4 1985					
År	Meravk. 4 kvartaler*	BNP vekst Q4	Short hvis BNP vekst >0%		Short hvis BNP vekst >0.78%		Hold marked	
1985	-0.22	0.89	Short	122.32	Short	122.32	Long	77.68
1986	-0.07	-0.16	Long	113.88	Long	113.88	Long	72.32
1987	0.19	1.55	Short	92.64	Short	92.64	Long	85.82
1988	0.64	-0.42	Long	151.99	Long	151.99	Long	140.80
1989	-0.10	1.96	Short	167.46	Short	167.46	Long	126.47
1990	0.10	0.86	Short	150.06	Short	150.06	Long	139.61
1991	0.12	-0.66	Long	167.92	Long	167.92	Long	156.23
1992	0.51	0.86	Short	82.11	Short	82.11	Long	236.06
1993	0.06	2.71	Short	77.52	Short	77.52	Long	249.26
1994	0.13	1.27	Short	67.50	Short	67.50	Long	281.47
1995	0.20	-0.31	Long	81.30	Long	81.30	Long	338.99
1996	0.17	0.22	Short	67.41	Long	95.19	Long	396.91
1997	-0.34	1.73	Short	90.07	Short	127.20	Long	263.43
1998	0.20	0.62	Short	71.70	Long	153.14	Long	317.16
1999	0.08	0.83	Short	66.19	Short	141.35	Long	341.57
2000	-0.12	0.25	Short	74.24	Long	124.15	Long	300.00
2001	-0.20	1.46	Short	89.15	Short	149.07	Long	239.76
2002	0.35	-0.87	Long	119.96	Long	200.59	Long	322.62
2003	0.32	-0.39	Long	158.45	Long	264.95	Long	426.13
2004	0.25	0.99	Short	118.22	Short	197.68	Long	534.33
2005	0.39	1.85	Short	72.01	Short	120.41	Long	743.18
2006	0.07	2.88	Short	67.03	Short	112.09	Long	794.55
2007	-0.50	0.61	Short	100.81	Long	55.60	Long	394.11
2008	0.42	-2.26	Long	142.75	Long	78.73	Long	558.07
2009	-0.03	0.68	Short	146.45	Long	76.69	Long	543.64
2010	0.08	-0.17	Long	158.54	Long	83.02	Long	588.53
2011	0.24	0.69	Short	121.01	Long	102.68	Long	727.84
2012	0.17	0.73	Short	99.84	Long	120.64	Long	855.19
2013	-0.03	0.78	Short	102.46	Short	123.81	Long	832.75
2014	0.13	0.47	Short	89.15	Long	139.89	Long	940.89
2015	0.24	-0.13	Long	110.75	Long	173.78	Long	1168.85
			Sluttverdi	110.75	Sluttverdi	173.78	Sluttverdi	1168.85

*Meravkastning oppnådd fra og med første til fjerde kvartal påfølgende år, og er oppgitt som desimaltall. BNP-veksten er oppgitt som prosenttall.

8.2 Tester for statistiske feilkilder

I denne delen presenterer vi analysene vi utfører for å avdekke vanlige statistiske feilkilder ved bruk av tidsseriedata, i form av manglende normalitet, autokorrelasjon og

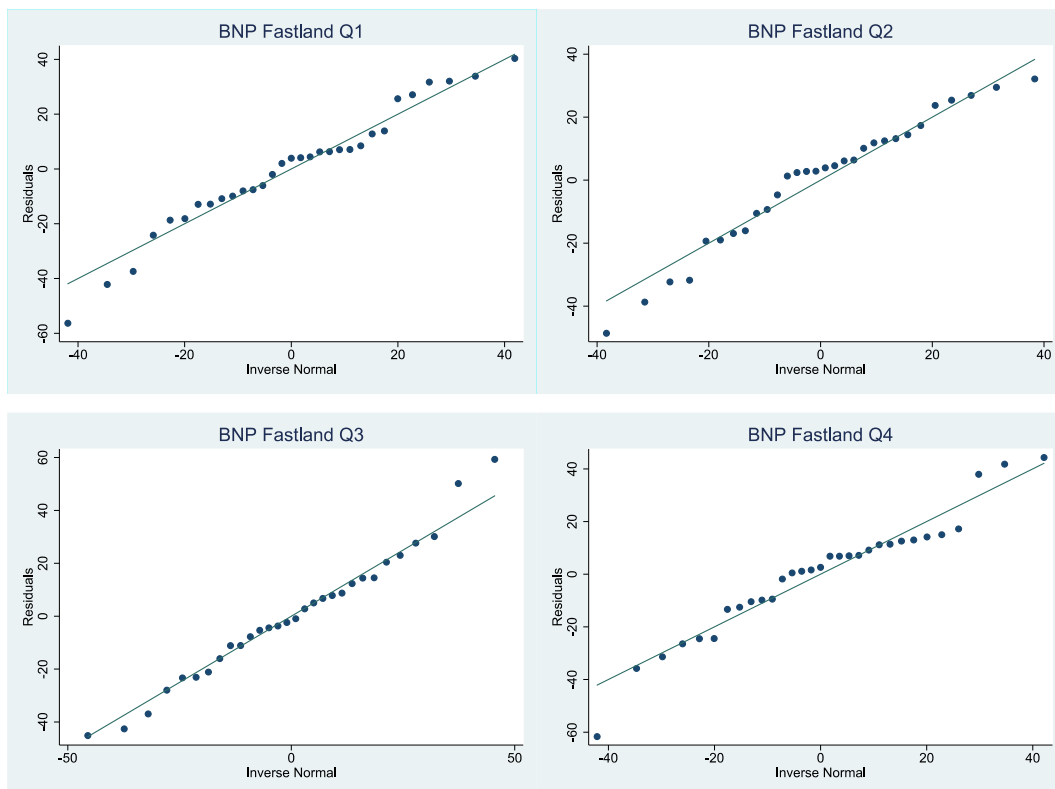
heteroskedastisitet. Hoveddiskusjonen er inkludert i del 6.1 av oppgaven, og dette kapittelet er ment som støtte til disse analysene.

8.2.1 Normalitet

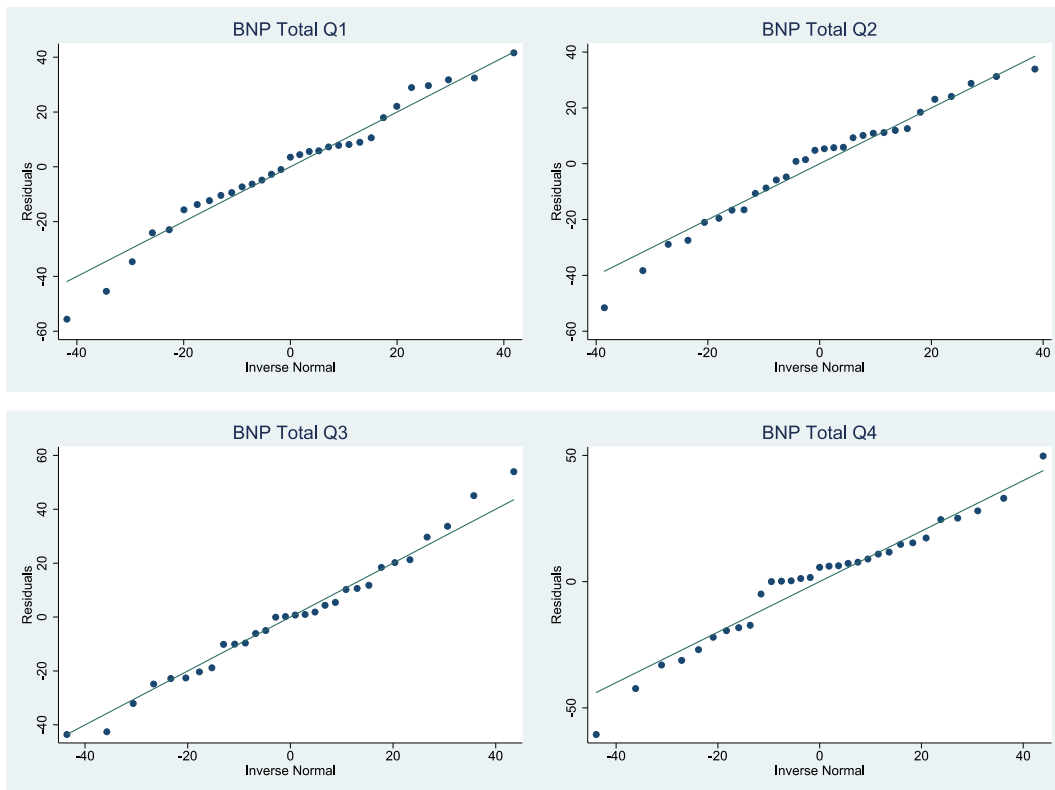
Her presenterer vi de grafiske plottene for granskning av normalfordelte feilledd, ett sett á fire figurer for hver av de fem høyresidevariablene. Hvis punktene i figuren danner en tilnærmet rett linje antyder dette at feilleddene er normalfordelte. Vi ser av plottene at de estimerte feilleddene ligger så og si på den rette linjen, men at alle variabler har tendenser til fete haler. De formelle testene påviser likevel normalitet for alle variabler utenom industriell produksjon i fjerde kvartal.

Alle dataseriene har relativt få observasjoner. Dette gjør at forutsetningen om normalitet er svært sensitiv for ekstremverdier. Diskusjonen om normalitet finnes i kapittel 6.1.1.

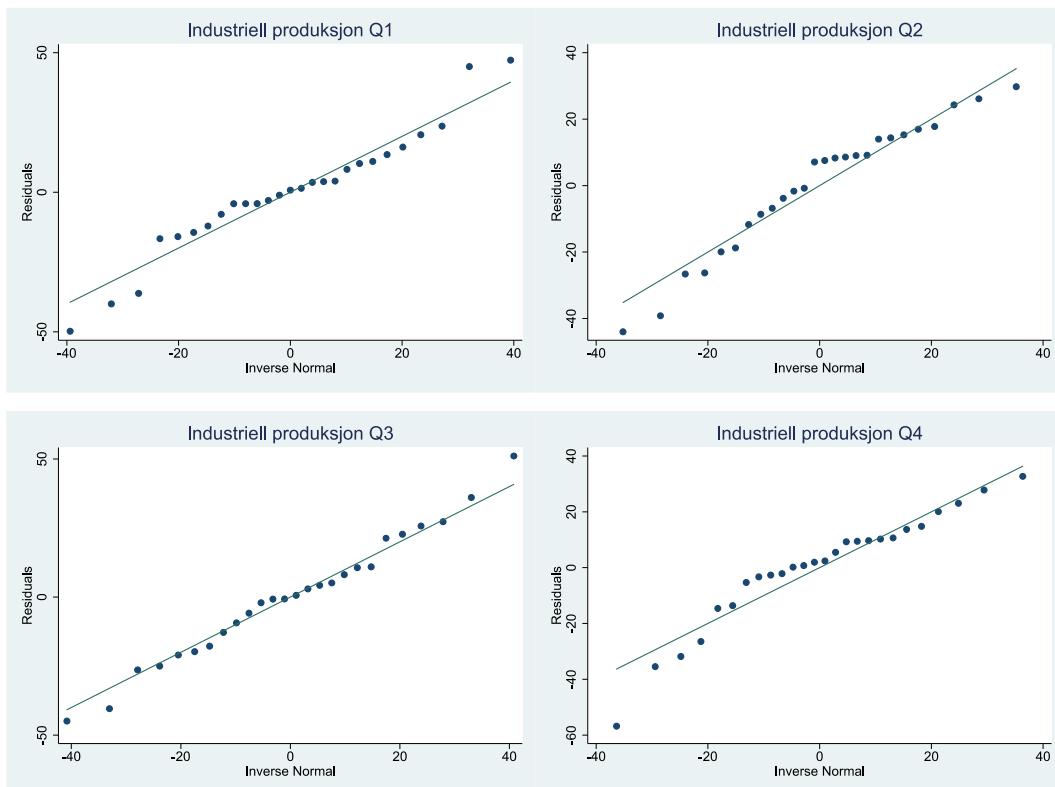
BNP Fastland



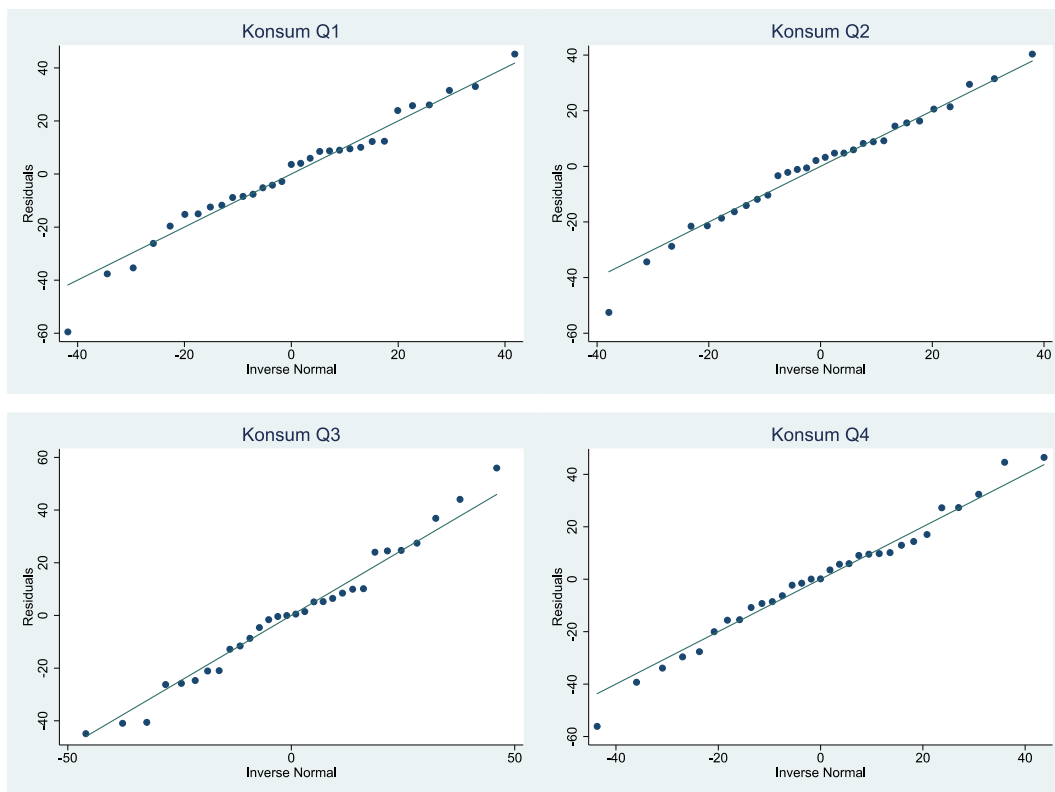
BNP Total



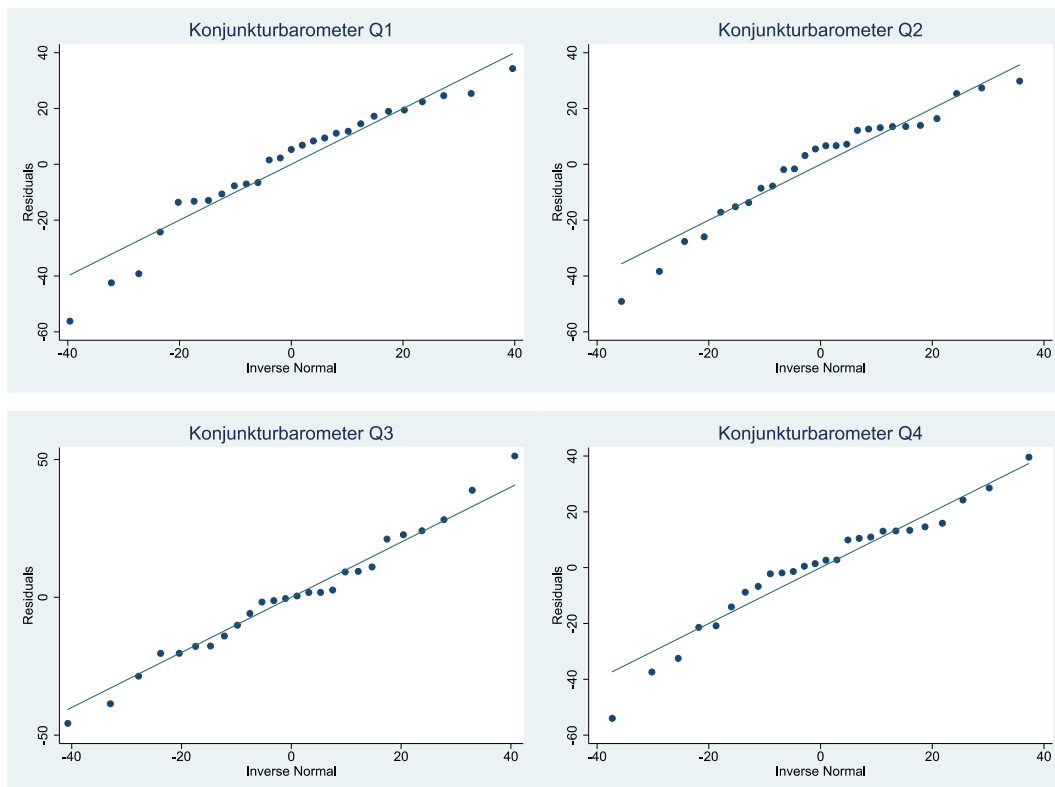
Industriell produksjon



Konsum



Konjunkturbarometer

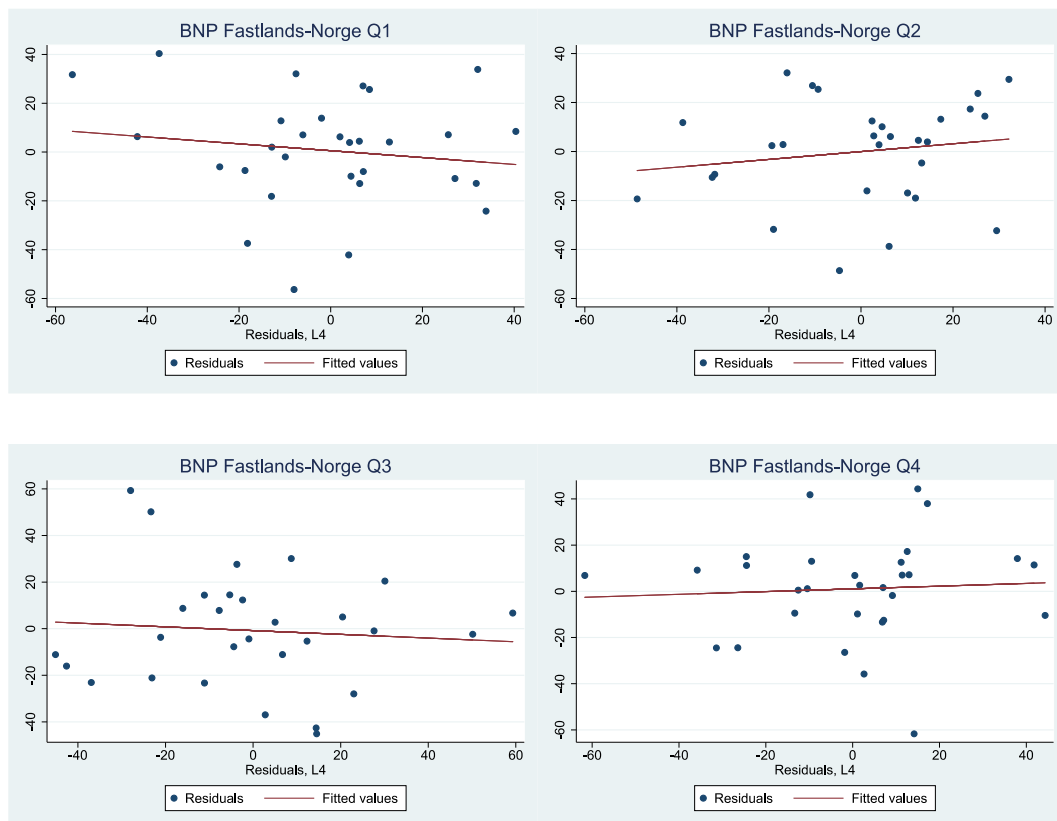


8.2.2 Autokorrelasjon

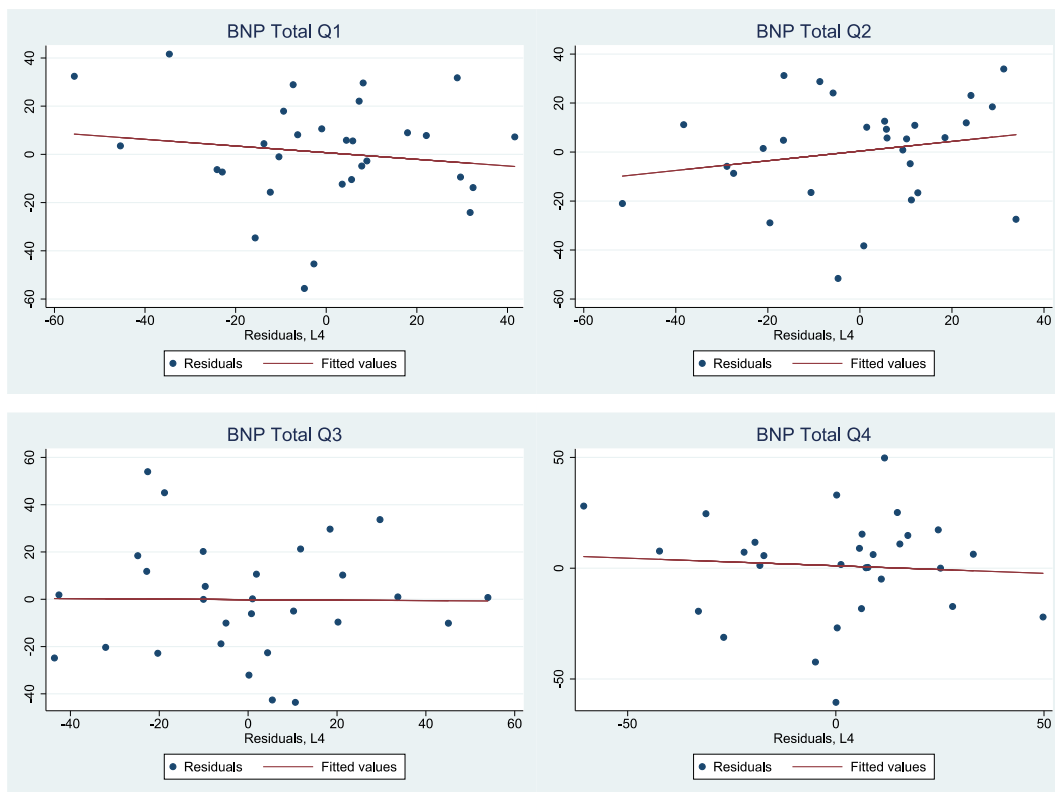
Vi viser her de grafiske analysene og testene for å avdekke autokorrelasjon i dataseriene. Ved autokorrelasjon vil feilleddene til de estimerte modellene være avhengige av hverandre.

I den grafiske analysen viser figurene de plottede residualene mot tidligere verdier av seg selv. Om plottet danner et tydelig mønster kan det skyldes autokorrelasjon. Det er verdt å merke seg at vårt datasett inneholder forholdsvis få observasjoner, hvilket gjør det krevende å avdekke et slikt mønster. Vi gjengir i det følgende de fem settene med figurer, ett sett á fire figurer for hver variabel.

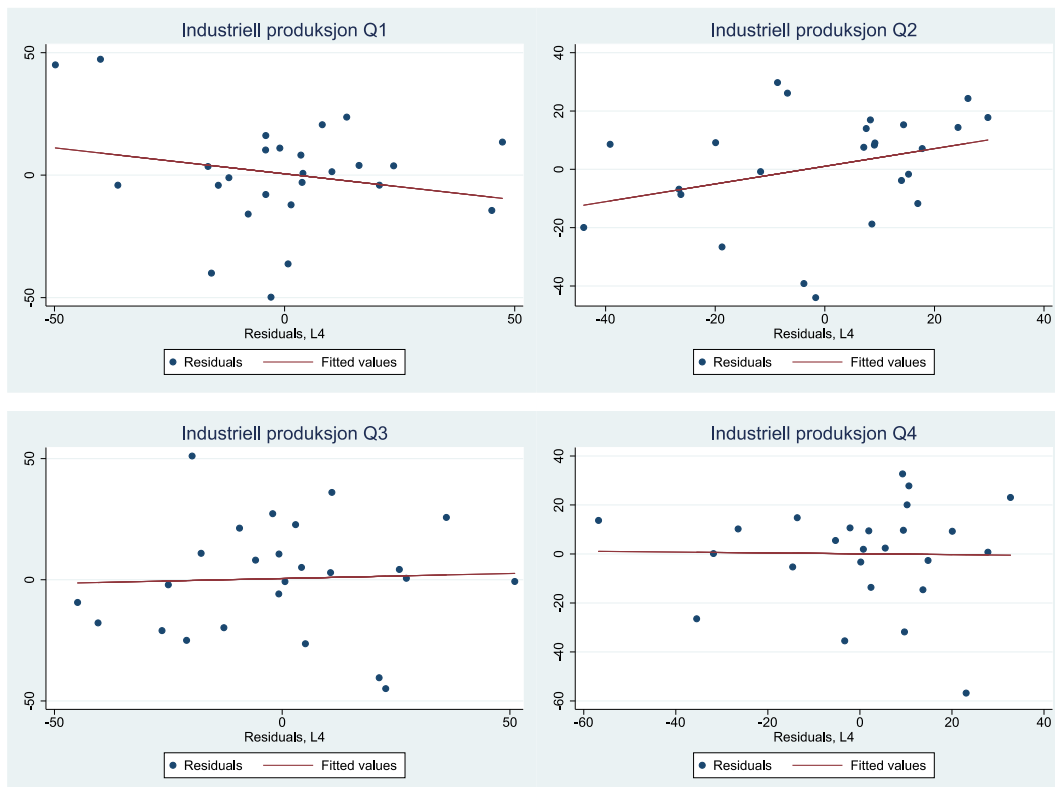
BNP Fastlands-Norge



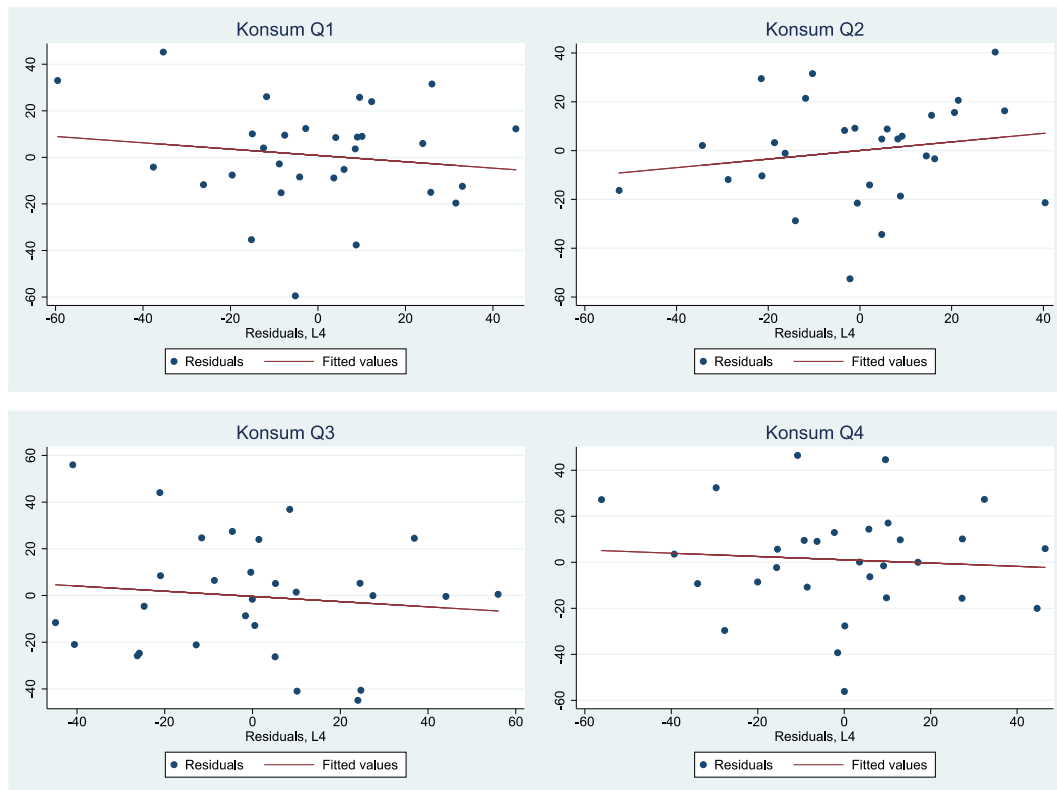
BNP Total



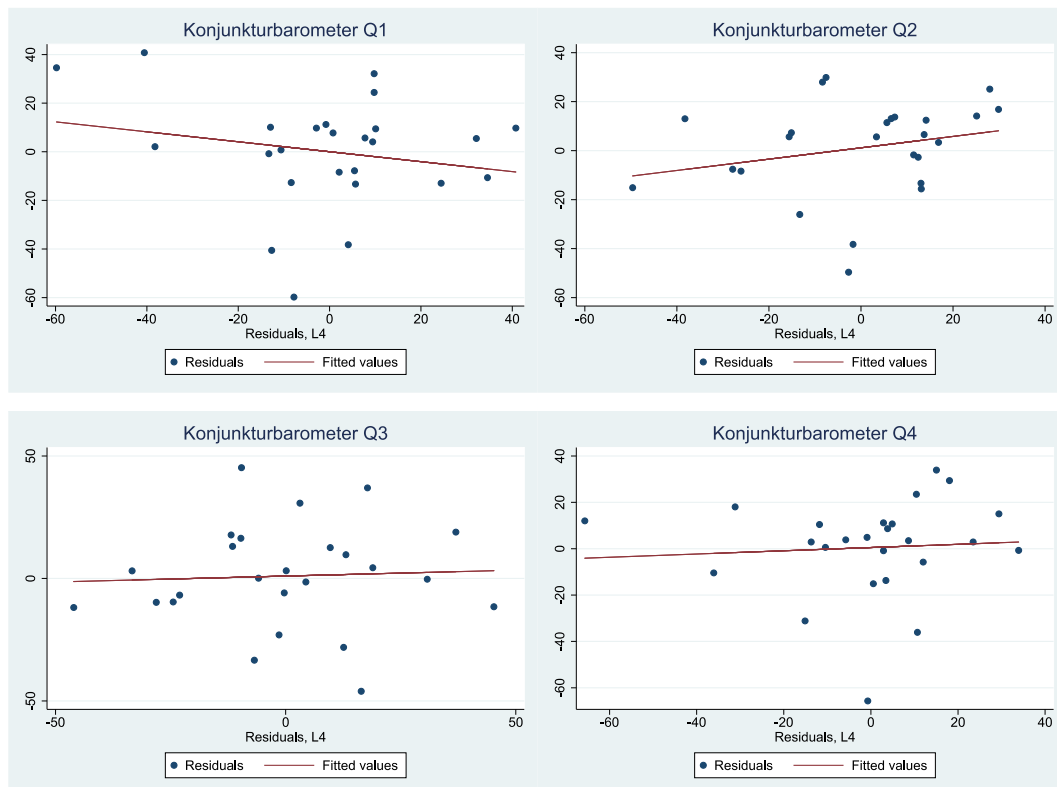
Industriell produksjon



Konsum



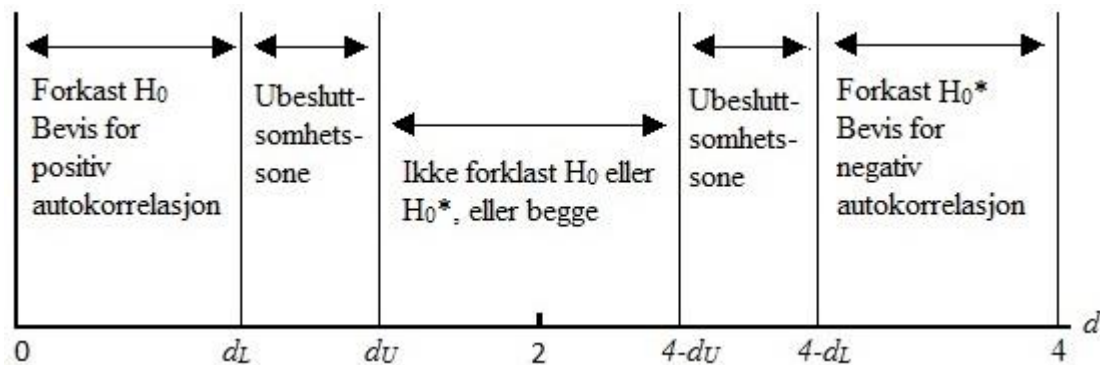
Konjunkturbarometer



For alle makrovariabler i alle kvartaler ser residualene ut til å være uavhengige av hverandre, og vi kan ikke påvise noen autokorrelasjon.

Videre har vi utført Durbin-Watson-tester. Her ser vi de kritiske verdiene fra testene i sammenheng med rammeverket fra figur 3 nedenfor.

Figur 3: Durbin-Watson-tabell



Kilde: Øivind Anti Nilsen, Time Series Basics I, egen oversettelse

DW-verdiene fra våre dataserier er presentert i tabell 18. Alle verdiene kan karakteriseres som svært nærme 2. Tommelfingerregelen indikerer derfor at feilleddene til de ulike makrovariablene i vårt datasett ikke er autokorrelerte.

Tabell 18: Durbin-Watson-verdier

	Q^1	Q^2	Q^3	Q^4
BNP fastland	2.04	1.87	1.89	2.04
BNP total	2.05	1.87	1.96	2.09
Industriell produksjon	2.00	1.82	1.99	1.99
Konsum	2.07	1.85	1.90	2.07
Konjunkturbarometer	1.99	1.86	2.01	1.92

Vi har lagt ved verdiene $4-d_U$ og d_U i tabell 19 og 20. Disse tabellene viser de kritiske verdiene som definerer området i Durbin-Watson-testen hvor vi ikke forkaster nullhypotesen om fravær av autokorrelasjon.

Vi ser at alle DW-verdiene ligger i intervallet mellom d_U og $4-d_U$. Vi kan derfor ikke forkaste H_0 -hypotesen om ingen autokorrelasjon. Vi konkluderer med at autokorrelasjon ikke er et problem.

Tabell 19: Durbin-Watson: kritiske verdier, d_U

	Q^1	Q^2	Q^3	Q^4
BNP fastland	1.49	1.48	1.48	1.49
BNP total	1.49	1.48	1.48	1.49
Industriell produksjon	1.46	1.45	1.45	1.45
Konsum	1.49	1.48	1.48	1.49
Konjunkturbarometer	1.46	1.45	1.45	1.45

Tabell 20: Durbin-Watson: kritiske verdier, $4-d_U$

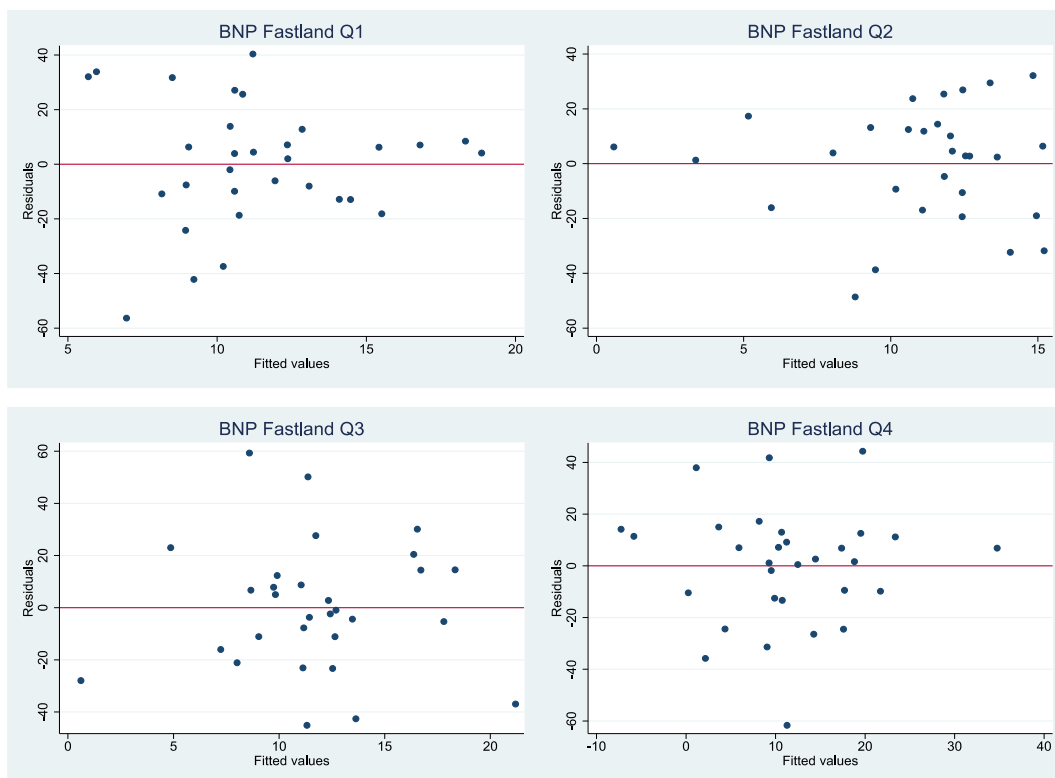
	Q^1	Q^2	Q^3	Q^4
BNP fastland	2.51	2.52	2.52	2.51
BNP total	2.51	2.52	2.52	2.51
Industriell produksjon	2.54	2.55	2.55	2.55
Konsum	2.51	2.52	2.52	2.51
Konjunkturbarometer	2.54	2.55	2.55	2.55

8.2.3 Homoskedastisitet

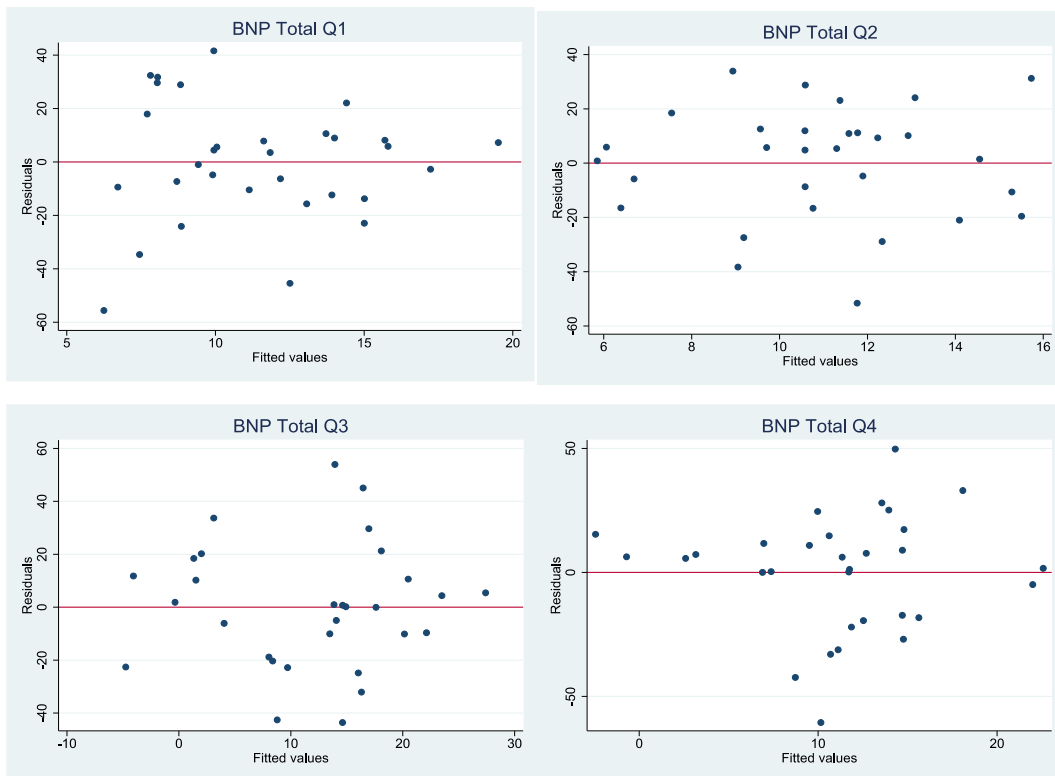
Vi vil videre presentere støttemateriell for analysene vi har utført for å avdekke om vi har heteroskedastisitet i dataseriene. Hoveddiskusjonen finnes i del 6.1.3 av oppgaven. Først vil vi i tabell 21 gjengi k -kvadrat-verdier og tilhørende p -verdier fra White-testene. Deretter vil vi presentere figurene som viser scatterplottet mellom residualene til de avhengige variablene, ϵ_i , og de estimerte verdiene av den avhengige variabelen, $\hat{Y}_i$. Ved homoskedastisitet skal residualene ikke variere med ulike verdier av den forklarende variabelen, x_i . Det synes ikke å finnes noen slik samvariasjon i de grafiske plottene under, hvilket indikerer at vi ikke har heteroskedastisitet.

Tabell 21: Kji-kvadratverdier fra White-test

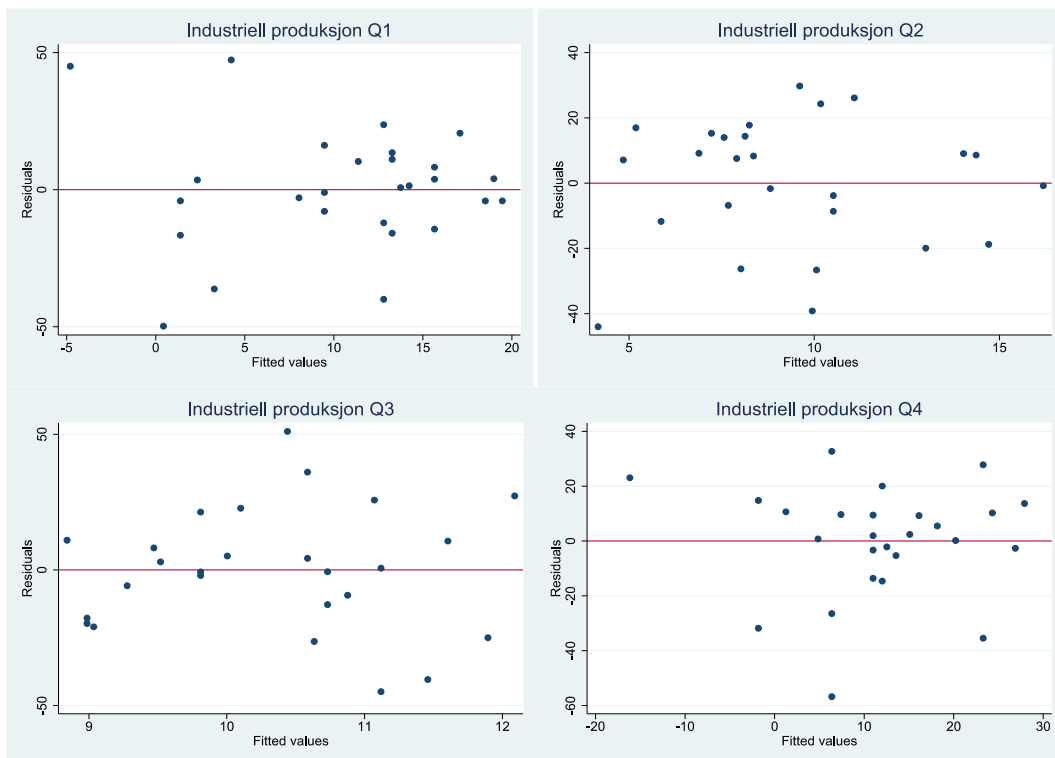
	Q ¹	Q ²	Q ³	Q ⁴
BNP Fastland	9.78 (0.01)	0.69 (0.71)	0.22 (0.90)	0.81 (0.67)
BNP Total	7.07 (0.03)	0.90 (0.64)	3.08 (0.22)	2.07 (0.35)
Industriell produksjon	9.62 (0.01)	1.03 (0.60)	2.80 (0.25)	0.82 (0.67)
Konsum	4.84 (0.09)	0.80 (0.67)	0.56 (0.76)	1.35 (0.51)
Konjunkturbarometer	0.47 (0.79)	2.17 (0.34)	0.35 (0.84)	2.63 (0.27)

*p-verdier i parentes***BNP Fastland**

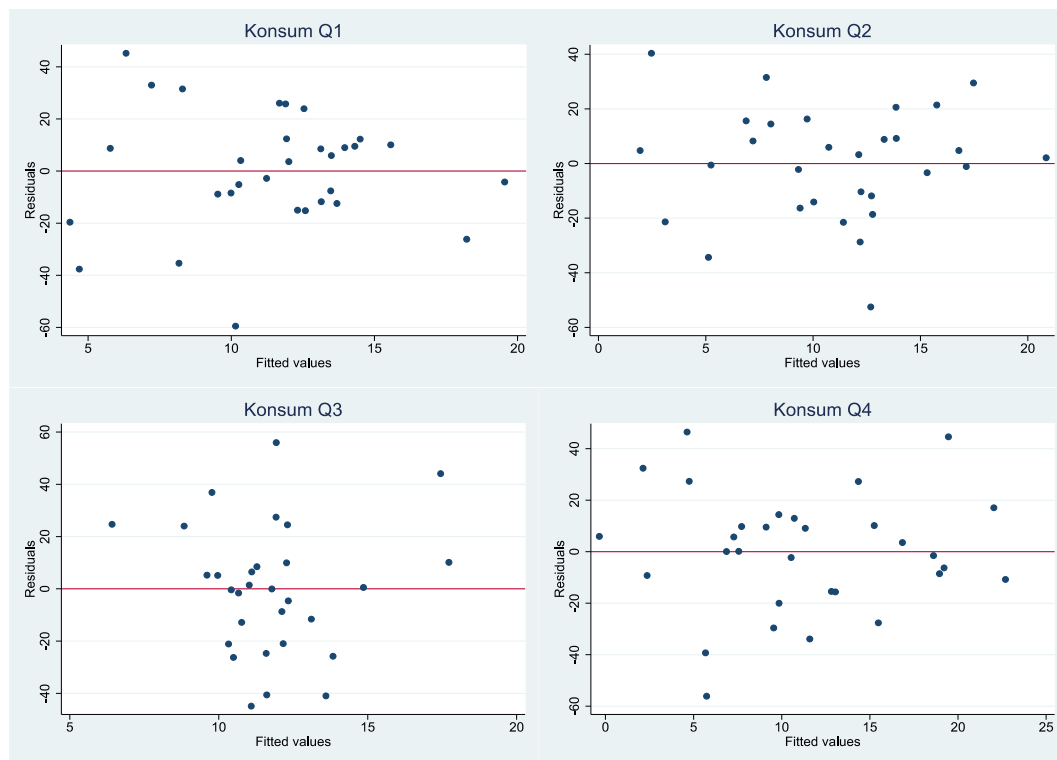
BNP Total



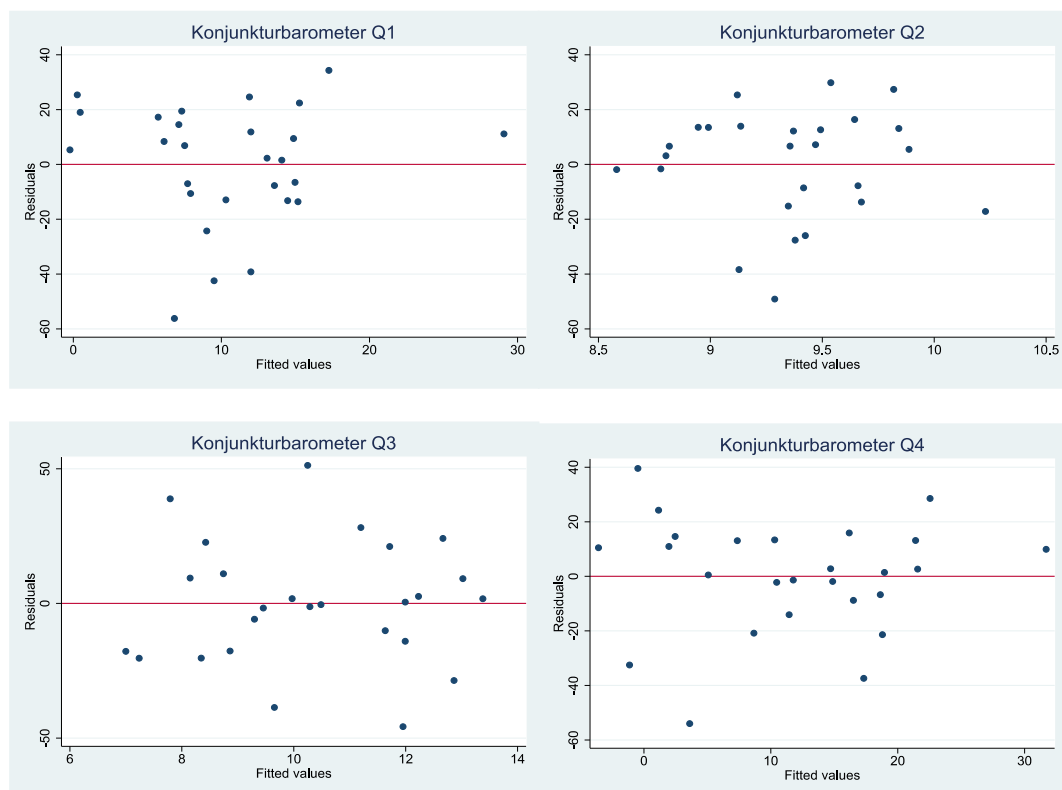
Industriell produksjon



Konsum



Konjunkturbarometer



8.2.4 AR(1)-stasjonærhet

Her viser vi koeffisientene til testene som undersøker at de avhengige variablene er stasjonære. Alle koeffisientene ligger i intervallet -1 til 1, og vi kan være sikre på at vi har stasjonære variabler. Resultatene gis i tabell 22.

Tabell 22: AR(1)-koeffisienter meravkastning

	R^1	R^2	R^3	R^4
Lag R^1	-0.12			
Lag R^2		0.15		
Lag R^3			-0.11	
Lag R^4				-0.11

Konklusjon om statistiske feilkilder

Ut ifra de fremlagte testene for statistiske feilkilder ser det ut til at datasettet er robust og ikke byr på nevneverdige utfordringer i forbindelse med hypotesetesting. Vi finner ingen grunn til å anta at estimatene er påvirket av manglende normalitet, autokorrelasjon eller heteroskedastisitet. Testene gir dermed ikke grunnlag for å mistenke statistiske feilkilder.