

MASTEROPPGAVE

Emnekode: BE305E

Navn : Jan Petter Mortensen, Vebjørn Sagerup

Hvordan påvirker makroøkonomiske faktorer avkastningen til norske eiendomsaksjer?

Dato: 20.05.19

Totalt antall sider: 68

Forord

Dette arbeidet representerer den avsluttende delen av det toårige studiet Master of Science in Business ved Nord universitet. Oppgaven utgjør 30 studiepoeng og er skrevet innenfor spesialiseringen Finansiering og Investering.

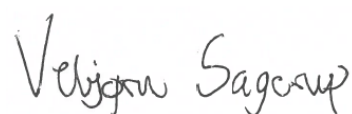
Motivasjonen bak utredningen er basert på personlige interesser innen makroøkonomi, finansmarkeder og eiendom. Oppgaven har gitt oss god innsikt i utarbeidelse av økonometriske modeller og analysearbeid. Arbeidet med oppgaven har vært lærerikt, interessant og omfattende.

Vi ønsker å rette en stor takk til vår veileder professor Frode Sættem for raske og konstruktive tilbakemeldinger under hele prosessen.

Nord Universitet, Bodø, 20.05.2019



Jan Petter Mortensen



Vebjørn Sagerup

Sammendrag

I denne oppgaven har vi undersøkt hvordan empirisk utvalgte makroøkonomiske faktorer påvirker avkastningen til norske børsnoterte eiendomsaksjer. Målet er å finne både størrelsen og retning på påvirkningen. Eiendomsaksjer innebærer her aksjer i selskap som utelukkende er engasjert i eiendomsmarkedet enten gjennom utbygging, salg eller utleie (eller en sammensetning) både til privatmarkedet og næringslivet.

Selskapene vi har undersøkt er motivert av Oslo børs eiendomsindeks og består av Selvaag Bolig, Entra, Olav Thon Eiendomsselskap og Norwegian Property. Indeksen består (per. mai 2019) av to selskap til, men disse er utelatt fra studien av ulike grunner. De makroøkonomiske variablene som er lagt vekt på er vekst i brutto nasjonalprodukt, industriell produksjon, kortsiktig rente, uventet inflasjon, pengemengden M2 og hovedindeksen på Oslo børs. Alle variablene er transformert til logaritmisk vekstform.

Undersøkelsen er gjennomført ved å estimere stabile vektor-autoregressive modeller for hvert selskap. Deretter konstruerer vi impuls-respons funksjoner og gjennomfører dekomposisjon av feilvariansen til prognosene for hver VAR modell. Ved å studere funksjonene og dekomposisjonen nærmere har vi fått en indikasjon på sammenhenger mellom selskapene og makroøkonomiske faktorer. Metodikken baserer seg på andre makroøkonomiske undersøkelser som har sett på både total aksjeavkastning, samt mer spesifikke eiendomsavkastninger.

I tråd med resultater fra Storbritannia finner vi at størsteparten av avkastningen kan forklares med tidligere verdier av selskapet selv. Videre står hovedindeksen (OSEBX) og kortsiktig rente (NIBOR) begge for nest mest av forklaringsevnen til variablene. Resultatet har gitt lite grunnlag for å konkludere med en generell retning på disse variablene. Renten kan se ut til å ha en hovedsakelig negativ samvariasjon, men ikke uten unntak. Hovedindeksen gir stort sett positiv utvikling i avkastningen til selskapene, men også her finnes det unntak.

Abstract

This thesis has examined how the return on listed Norwegian real estate stocks is affected by empirically selected macroeconomic variables. Real estate stocks in this paper includes stocks in companies that exclusively is engaged in the real estate market, either through development, sale or rent (or a combination) directed at both the consumer- and the business market.

The companies we have studied are motivated by the real estate index on Oslo stock exchange and consists of Selvaag Bolig, Entra, Olav Thon Eiendomsselskap and Norwegian Property. The index consists (per May 2019) of two more companies, but they are excluded from the study for various reasons. The macroeconomic variables that are emphasized in our theses are gross domestic product, industrial production, short term interest rate, unexpected inflation, M2 measure of money supply and the benchmark index on Oslo stock exchange. All variables are transformed to logarithmic growth.

Our study has been performed by estimating a stable vector autoregressive model for each company. Next, we construct impulse-response functions and conduct a variance decomposition of the forecast errors for each VAR model. By examining the functions and the decomposition we get an indication of the relationship between the companies and the macroeconomic variables.

Consistent with a similar UK study, we find that most of the return variance can be explained by lagged values of the companies returns. The benchmark index on Oslo stock exchange (OSEBX) and the short-term interest rate (NIBOR) are the second most influential variables. However, our results do not give us a solid basis for a general direction of the influences. The interest rate seems to mostly have a negative influence, but with some exceptions. Similarly, the benchmark index has a mostly positive relationship with the returns on real estate stocks, but also with some exceptions.

Innholdsfortegnelse

FORORD.....	I
SAMMENDRAG.....	II
ABSTRACT.....	III
INNHOLDSFORTEGNELSE	IV
FIGURLISTE	V
FORMELOVERSIKT	VI
TABELLOVERSIKT.....	VI
1 INNLEDNING.....	1
1.1 BAKGRUNN OG FOR OPPGAVEN	1
1.2 PROBLEMSTILLING	2
1.3 TIDLIGERE FORSKNING	2
2 TEORI.....	3
2.1 EIENDOMSTEORI.....	4
2.1.1 <i>Typer av eiendomsinvestering</i>	5
2.1.2 <i>Etterspørsel i det norske eiendomsmarked</i>	6
2.1.3 <i>Tilbud i eiendomsmarkedet</i>	7
2.2 MAKROØKONOMISKE FAKTORER.....	8
2.2.1 <i>Vekstraten i BNP</i>	8
2.2.2 <i>Vekst i industriell produksjon</i>	10
2.2.3 <i>Uventet inflasjon</i>	11
2.2.4 <i>Renten/Styringsrenten</i>	12
2.2.5 <i>Pengepolitikk</i>	14
2.3 OSLO BØRS HOVEDINDEKS	15
2.4 GENERELT OM AKSJEMARKEDET	16
2.4.1 <i>Prising av aksjer</i>	16
2.4.2 <i>CAPM</i>	18
2.4.3 <i>APT</i>	18
2.5 STATSTIKKTEORI.....	19
2.5.1 <i>Jarque-Bera test for normaldistribuerte data</i>	19
2.5.2 <i>Stasjonære tidsserier</i>	20
2.5.3 <i>Augmentert Dicky-Fuller test</i>	22
2.5.4 <i>ARIMA</i>	23
2.5.5 <i>VAR modell</i>	25
2.5.6 <i>Valg av antall lags</i>	26
2.5.7 <i>AIC og AICc</i>	27
2.5.8 <i>LM test for autokorrelasjon i residualene</i>	28
2.5.9 <i>Vurdering av stabiliteten til VAR modellen</i>	28
2.5.10 <i>Varians dekomposisjon og impuls-respons funksjoner</i>	29
3 DATA.....	30
3.1 MAKROVARIABLER OG HOVEDINDEKSEN	30
3.1.1 <i>Uventet inflasjon (UINF)</i>	30
3.1.2 <i>BNP</i>	31
3.1.3 <i>NIBOR, M2 og Industriell produksjon (INDPROD)</i>	32

3.2	PRESENTASJON AV SELSKAPENE.....	32
3.2.1	<i>Olav Thon Eiendomsselskap (OLT)</i>	32
3.2.2	<i>Selvaag Bolig (SBO)</i>	33
3.2.3	<i>Entra (ENTRA)</i>	33
3.2.4	<i>Norwegian Property (NPRO)</i>	34
3.3	DESKRIPTIV STATISTIKK.....	34
3.3.1	<i>Selskapene</i>	34
3.3.2	<i>Makrovariablene</i>	36
4	METODE	38
5	RESULTATER	39
5.1	PARAMETERE FRA VAR MODELLENE.....	40
5.2	VARIANS DEKOMPOSISJON.....	41
5.3	IMPULS-RESPONS FUNKSJONER.....	43
6	DISKUSJON	49
7	KONKLUSJON	52
7.1	FEILKILDER.....	53
	APPENDIKS	I
	APPENDIKS A: EIGENVERDIER TIL VAR MODELLENE PLOTTET I ENHETSSIRKLER.....	I
	APPENDIKS B: LAGRANGE MULTIPLIKATOR (LM) -TEST FOR AUTOKORRELASJON.....	II

Figurliste

Figur 1	Oversikt over eiendomsinvesteringer.....	5
Figur 2	Hovedindeksen Oslo Børs (Oslo Børs), BNP og husleiepris (SSB).....	9
Figur 3	Oslo Børs, BNP og boligprisindeks (Oslo Børs, SSB).....	9
Figur 4	OSEBX inndelt etter sektorer (Oslo børs).....	15
Figur 5	Månedlige verdier av interpolert BNP (SSB).....	32
Figur 6	Respons av sjokk i den kortsiktige renten NIBOR.....	44
Figur 7	Respons av sjokk i industriell produksjon.....	45
Figur 8	Respons av sjokk i BNP.....	45
Figur 9	Respons av sjokk i pengemengden M2.....	46
Figur 10	Respons av sjokk i uventet inflasjon.....	47
Figur 11	Respons av sjokk i Oslo Børs hovedindeks.....	48
Figur 12	Respons i avkastningen til selskapene av et sjokk i selskapet selv.....	49
Figur 13	Enhets sirkel Olav Thon Eiendomsselskap.....	I
Figur 14	Enhets sirkel Norwegian Property.....	I
Figur 15	Enhets sirkel Entra.....	II
Figur 16	Enhets sirkel Selvaag Bolig.....	II

Formeloversikt

Formel 1 Månedlig vekst i industriell produksjon	10
Formel 3 Uventet inflasjon.....	11
Formel 4 Verdi av aksje basert på DDM.....	16
Formel 5 Gordons vekstformel	17
Formel 6 To-steps Gordon vekstformel	17
Formel 7 Terminal verdi	17
Formel 8 CAPM.....	18
Formel 9 APT.....	19
Formel 10 Jarque-Bera test	19
Formel 11 Stokastisk prosess	22
Formel 12 ADF test.....	22
Formel 13 AR-modell	23
Formel 14 VAR (1) tre variabler på matrise form	25
Formel 15 Akaikes informasjonskriterie.....	27
Formel 16 AIC logaritmisk form	27
Formel 17 AICc.....	27
Formel 18 Ubegrenset VAR modell.....	38

Tabelloversikt

Tabell 1 Oversikt over norske børsnoterte eiendomsselskap Oslo Børs	4
Tabell 2 Nøkkeltall 2017.....	7
Tabell 3 Deskriptiv og normalfordistribusjon for selskapene.....	35
Tabell 4 Pearson korrelasjoner mellom selskapene og makrovariablene	35
Tabell 5 Deskriptiv statistikk til variablene innen deres respektive VAR system.....	37
Tabell 6 Augmentert Dicky-Fuller	40
Tabell 7 Alle signifikante (5%) koeffisienter fra selskapenes likninger i VAR modellene.....	41
Tabell 8 Varians dekomposisjon for alle VAR modellene	42
Tabell 9 LM-test Ola Thons Eiendomsselskap	II
Tabell 10 LM-test Norwegian Property	III
Tabell 11 LM-test Selvaag Bolig	III
Tabell 12 LM-test Entra	III

1 Innledning

1.1 Bakgrunn og for oppgaven

Eksisterende litteratur sørger for sterke bevis på koblinger mellom aksjepriser og makroøkonomiske faktorer. Fokuset til majoriteten av artiklene er på atferden til generelle aksjemarkedsindekser. Studiene viser derfor ofte til universelle funn ved endringer og sjokk i fundamentale makrofaktorer. Vi ønsker å argumentere for at sektorer i økonomien har sine egne karakteristikk, og vil i den forbindelse undersøke hvordan børsnoterte eiendomsselskap blir påvirket av makroøkonomiske faktorer og markedstilstanden.

En god forståelse av hvordan avkastningen til eiendomsselskap endres i takt med endringer i det makroøkonomiske klimaet vil være nyttig informasjon, både for investorer og selskapene selv. Det vil gi investorer innsikt i hvordan porteføljer kan bygges opp for å redusere systematisk risiko gjennom investering i bestemte sektorer (i dette tilfellet eiendomssektoren). For selskapene selv vil det og være nyttig å forstå hvordan markedet vurderer verdien av selskapet ved ulike svingninger på makronivå.

En studie som spesifikt undersøker avkastning fra den norske eiendomssektoren er så vidt vi vet ikke gjennomført tidligere. Denne studien vil dermed kunne bygge på tidligere informasjon om påvirkning på det generelle aksjemarkedet, i tillegg til å danne sammenligningsgrunnlag med utenlandske markeder (hvor lignende undersøkelser er gjennomført).

Oppgaven videre vil bygges opp ved å først gå igjennom relevant litteratur og teori. Dette innebærer teori om eiendomsmarkedet, de makroøkonomiske faktorene som er inkludert i oppgaven, grunnleggende teori om aksjemarkedet og generell prising av aksjer, og til slutt en grundigere gjennomgang av teorien bak de statistiske metodene vi vil ta i bruk.

Deretter vil vi beskrive hvordan dataen er innhentet og dens generelle karakteristikk, før vi beskriver hvordan problemstillingen er undersøkt i metodekapittelet. Siste del av oppgaven vil bestå av en presentasjon av resultatene samt en diskusjon av funnene før vi avslutningsvis trekker frem de mest sentrale funnene i konklusjonen.

1.2 Problemstilling

Eiendomssektoren er en stor og viktig del av norsk økonomi hvor det er flere offentlige aksjeselskaper som opererer. Formålet med oppgaven er konkret å undersøke hvordan utvalgte makrofaktorer kan forklare avkastningen til norske eiendomsselskaper som er notert på Oslo børs ved å se på historiske endringer i avkastningene og makrofaktorene. Dette formålet kulminerer i hovedproblemstillingen som lyder:

«Hvordan påvirker makroøkonomiske faktorer avkastningen til norske eiendomsaksjer?»

Problemstillingen vil svares hovedsakelig på to måter: Ved å undersøke hvilken andel av variansen som kan forklares av en gitt variabel, og i tillegg forsøke å danne et bilde av retningen på påvirkningen.

1.3 Tidligere forskning

Studier utført av Fama (1981), Chen, Roll og Ross (1986) og Ferson og Harvey (1991) dokumenterte signifikante forhold mellom aksjeavkastning i USA og makroøkonomiske variabler. Industriell produksjon, bruttonasjonalprodukt, renten, inflasjon og pengemengden er blant disse variablene. Disse studiene ble utført innen rammeverket til arbitrasjeprisingsmodellen (APT). Beenstock og Chan (1988) identifiserte en samling av økonomiske faktorer som kan forklare variasjoner i Storbritannias aksjeavkastning, disse faktorene innebærer renten, pengemengden og to mål for inflasjon. Gjerde og Sættem (1999) undersøkte forholdet mellom makroøkonomiske variabler og aksjeavkastning ved å bruke en vektor-autoregressiv (VAR) tilnærming på norske data. I samsvar med andre studier fant de at endringer i renten og realaktiviteten påvirker aksjeavkastningen.

Innen eiendomslitteraturen brukte McCue og Kling (1994) VAR metodologien for å vise at konsumprisindeksen, renten, industriell produksjon og investeringer direkte påvirker eiendomsavkastning. Månedlige data fra 1972 – 1991 i det amerikanske markedet ble benyttet. West og Worthington (2006) brukte GARCH metoden for å vurdere effekten makroøkonomiske faktorer har på Australsk eiendomsavkastning over perioden 1985-2002. Både direkte og indirekte eiendomsinvesteringer ble undersøkt og makrofaktorene viste seg å være signifikante risikofaktorer for avkastningen. Dette gjaldt tre variabler: rente, inflasjon og industriell produksjon.

Brooks og Tsolacos (1999) utviklet en VAR modell som inkluderte eiendomsavkastning, arbeidsledighet, rente, uventet inflasjon og spredningen mellom lange og korte renter. Selv om resultatene deres ikke er sterkt konkluderende, fant de bevis på at renten og uventet inflasjon påvirker eiendomsavkastningen. Undersøkelsen ble gjennomført i Storbritannia med månedlige data. Liow, Ibrahim og Huang (2006) undersøkte makroøkonomiske risikopåvirkere til eiendomsaksjemarkedet, ved å bruke en GARCH tilnærming. Markedene Hong Kong, Japan, Singapore og Storbritannia ble undersøkt i artikkelen. Følgende variabler ble benyttet: uventet inflasjon, BNP, industriell produksjon, renten, valutarate og pengemengden. Det unike med denne studien er at makrovariablene ble sammenfattet ved hjelp av PCA (principal component analysis). Resultatet fra studien viser ulike reaksjoner basert på marked. Felles for alle markeder er at vekst i BNP og industriell produksjon har en positiv samvariasjon med meravkastningen til eiendomsaksjer. Renten viser seg å ha et positivt forhold i Hong Kong, Japan og Storbritannia, mens uventet inflasjon samvarierer positivt med alle markeder bortsett fra Japan hvor fortegnet er negativt.

Flåøyen (2007) skriver om eiendom som investeringsobjekt og potensialet det har som hedge mot uventet inflasjon. Han skriver at eiendom kan fungere som en delvis sikring mot inflasjon, men det avhenger av strategi og lengden på leiekontraktene. Stevenson og Murray (1999) undersøkte om Irlands eiendomssektor var egnet som hedge mot inflasjon, ved å bruke den konvensjonelle Fama og Schwert (1977) modellen. De fant at eiendom ikke fungerer som en effektiv hedge mot inflasjon, verken på kort eller lang sikt. Quan og Titman (1999) undersøkte forholdet mellom aksjeavkastning og endringer i eiendomsverdier og leiepriser. De fant blant annet at eiendomsavkastning er signifikant påvirket av BNP og at eiendom er en god langsiktig hedge mot inflasjon, men mindre egnet på kortsikt.

2 Teori

I dette kapitlet vil vi gjennomgå relevant teori for oppgaven. Første delkapittel ser grundigere på eiendomsmarkedet og teori knyttet til dette. Vi vil beskrive karakteristikk på både tilbuds- og etterspørselssiden, samt utdype ulike typer av eiendomsinvesteringer.

I de to påfølgende delkapitlene vil vi beskrive makroøkonomiske forhold som vil være del av modellen denne oppgaven vil utarbeide, samt hovedindeksen på Oslo børs. Begrunnelsen for inkluderingen av de forskjellige faktorene vil her bli utdypet med basis i økonomisk teori og tidligere relevante studier.

Fjerde delkapittel vil beskrive aksjemarkedet fra et mer generelt standpunkt. Dette innebærer hvordan aksjer prises og ulike metoder for å estimere en aksjes avkastningskrav.

Det siste delkapittelet vil inneholde en gjennomgang av teorien bak de statistiske metodene vi vil benytte for å svare på problemstillingen.

2.1 Eiendomsteori

I 2001 pensjonerte Oslo børs "totalindeksen" og innførte en internasjonalt benyttet indeksfamilie (MSCI Barra og Standard & Poor's) som gjør det enklere å sammenligne selskaper innen samme bransje i ulike land. Selskap blir delt inn etter fire nivå: sektor, industrigruppe, industri og virksomhet. Derav oppsto eiendomsindeksen som i dag består av følgende selskap: Entra, Norwegian Property, Olav Thon eiendomsselskap, Selvaag bolig, Solon eiendom og Storm Real Estate. Disse selskapene og tilhørende markedsverdi per 12.11.2018 er listet i Tabell 1.

Selskapsnavn	Markedsverdi (MNOK)	Prosent
Entra	kr 21 393,93	44,66 %
Olav Thon Eiendomsselskap	kr 15 565,71	32,49 %
Norwegian Property	kr 5 844,84	12,20 %
Selvaag Bolig	kr 3 430,20	7,16 %
Solon Eiendom	kr 1 622,21	3,39 %
Storm Real Estate	kr 51,24	0,11 %
Totalt	kr 47 908,13	100,00 %

Tabell 1 Oversikt over norske børsnoterte eiendomsselskap Oslo Børs (u. å.b)

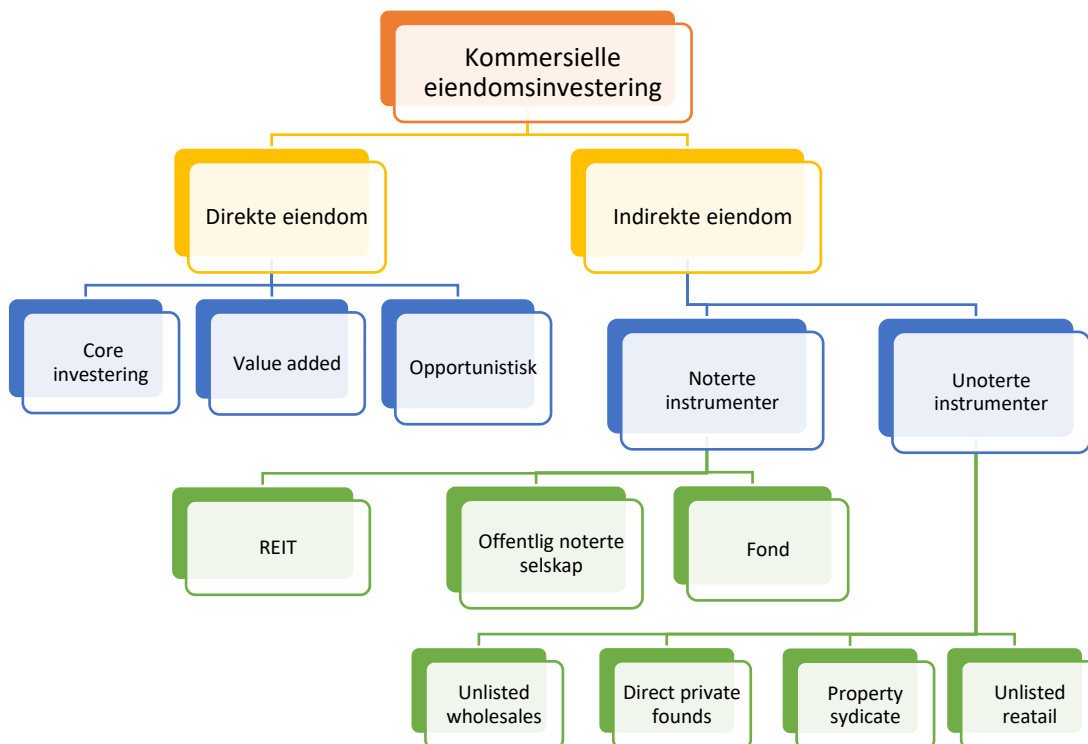
Tabellen viser respektive og den totale markedsverdien til eiendomsselskaper som er notert på Oslo børs. De tre største selskapene Entra, Olav Thon Eiendomsselskap og Norwegian Property står for i underkant av 90% av den totale markedsverdien.

Det minste selskapet (Storm Real Estate) vil utelukkes fra undersøkelsen ettersom deres investeringsområde er næringsbygg i Russland. Følsomheten i aksjeprisen til dette selskapet for norske makrofaktorer vil trolig ikke være sammenlignbar med de resterende selskapene.

I tillegg vil Solon Eiendom ekskluderes fra denne oppgaven. Til tross for at man finner aksjepriser under navnet Solon Eiendom, undergikk de en «reverse takeover» i 2016. Dette innebar at Solon Eiendom AS (som et privat selskap) ble kjøpt opp av Bionor Pharma ASA (et børsnotert selskap) hvor oppgjøret var i form av aksjer til aksjonærene. Aksjonærene i Solon Eiendom AS ble da største aksjonær i Bionor Pharma ASA og endret navnet til Solon Eiendom ASA. I praksis var dette en måte å børsnoteres uten å gå igjennom en IPO (initial public offering). Dette betyr videre at det datamaterialet som er tilgjengelig under Solons ticker i all hovedsak er priser fra Bionor Pharma ASA og er dermed ikke relevant for vår studie.

2.1.1 *Typen av eiendomsinvestering*

Investeringer i eiendom kan inngås på forskjellige måter og med ulike hensikter bak investeringene. Eiendomsinvesteringer kan klassifiseres inn i to kategorier: usikrede fysiske eiendeler (direkte eiendom) og sikrede investeringer støttet av eiendom (indirekte eiendom).



Figur 1 Oversikt over eiendomsinvesteringer

Direkte eiendom er investering gjennom reell og materiell eiendom, og kan profitere fra jevne kontantstrømmer fra leieinntektene. Direkte eiendom kan deles inn i tre underkategorier: core, value added og opportunistiske investeringer. Core investeringer betegner investeringer hvor hovedmålet er å eie eiendom for å oppnå langsiktige direkteavkastninger (leieinntekter). Value added innebærer i større grad korte leiekontrakter og eiendommer med oppussingspotensial. Sistnevnte opportunistiske investeringer er strategier som er mer fokusert på utbygging av eiendom både til næring og privat bruk (Flåøyen, 2007)

Indirekte eiendomsinvesteringer, som eiendomsaksjer, er ansett som eiendomsrelatert i den forstand at avkastningen kommer fra direkte eiendom. De indirekte eiendomsinvesteringene kan deles inn i to underkategorier: noterte og unoterte eiendomsinstrumenter. Noterte instrumenter består av børsnoterte eiendomsselskap, real estate investment trusts (REITs) og eiendomsinstrumentfond. For å utdype er et børsnotert eiendomsselskap i seg selv en eiendomsinvestering bestående av aksjer som kan kjøpes i aksjemarkedet, der hovedaktiviteten i selskapet er eiendomsrelatert. REITs sørger for en andel i en portefølje av inntektsproduserende eiendommer notert i aksjemarkedet. Et eiendomsfond er en form for fond som primært fokuserer på investeringer i instrumenter tilbudt av offentlige eiendomsselskap. Majoriteten av eiendomsfond er investert i kommersielle- og næringseiendommer, selv om de også kan inkludere landområder, leilighetskomplekser og jordbruksområder. Denne type fond kan investere i eiendommer direkte eller indirekte gjennom REITs. Selskapene som benyttes i denne oppgaven er hovedsakelig direkte investert i eiendom, men de utnytter ulike sammensetninger av strategiene betegnet ovenfor.

2.1.2 Etterspørsel i det norske eiendomsmarked

Siden eiendom er et durabelt kapitalgode, vil produksjon og priser bestemmes i kapital eller ressursmarkedet. Prisen på hus i Norge vil være avhengig av hvor mange husholdninger som ønsker å eie eiendom, og hvor mange eiendommer som er tilgjengelig. Alt annet likt vil en økning i etterspørselen for å eie eiendom øke prisene, mens et økt tilbud av eiendom vil dempe prisene. Etterspørselen etter bolig påvirkes av en mengde faktorer både på mikro og makro nivå.

Nøkkeltall Norsk økonomi 2017	Vekst i prosent
Konsum i husholdning mv.	2,2
Konsumprisindeksen	1,8
Boligpris	5,0
Arbeidsledighetsrate (nivå)	4,2
Pengemarkedsrente (nivå)	0,9
Realrente etter skatt (nivå)	0,1
Antall bosatt tettsteder	1,3
Antall bosatt spredtbebygde strøk	-0,8

Tabell 2 Nøkkeltall 2017 (SSB, 2018c)

Norge har per dags dato lave renter, lav arbeidsledighet, substansiell kjøpekraft i husholdningene og høye nivåer av populasjonsvekst i urbane områder. Dette er med på å forme etterspørselen etter nye eiendommer. Selv med sterke underliggende markedsforutsetninger kan negative skift forekomme i etterspørselen. Dette fordi konsumenters oppfatning av markedet kan være forskjellig fra faktiske forhold.

2.1.3 Tilbud i eiendomsmarkedet

Tilbudet i eiendomsmarkedet består av både nybygg og salg av brukte boliger. På lik linje med etterspørselen vil også tilbudet påvirkes av makroøkonomiske faktorer. En studie av Aastveit og Anundsen (2017) fant for eksempel at endring i styringsrenten vil påvirke tilbudet og dermed boligprisene asymmetrisk. Mer presist fant de at en økning i styringsrenten har en større påvirkning på boligprisene enn en reduksjon. Resonnementet er at økt rente endrer ikke tilbudet i stor grad, siden boliger som allerede er bygd ikke rives til tross for endrede makroøkonomiske forhold. Tilbudet holdes relativt stabilt mens etterspørselen synker noe som fører til et skift nedover og likevekt ved lavere pris. Reduksjon av rente vil derimot stimulere til økt boligbygging dersom topografien tillater det, noe som vil dempe prisøkningen.

Resonnementet ovenfor forteller oss at tilbud i eiendomsmarkedet påvirkes av flere faktorer og at det vil variere fra sted til sted. Dersom etterspørselen skulle øke drastisk et sted hvor topografien tillater bygging av nye boliger, vil tilbudet også øke. Steder hvor det derimot er

trangt om plassen, vil ikke økt etterspørsel kunne stimulere på samme måte til økt bygging og tilbud.

2.2 Makroøkonomiske faktorer

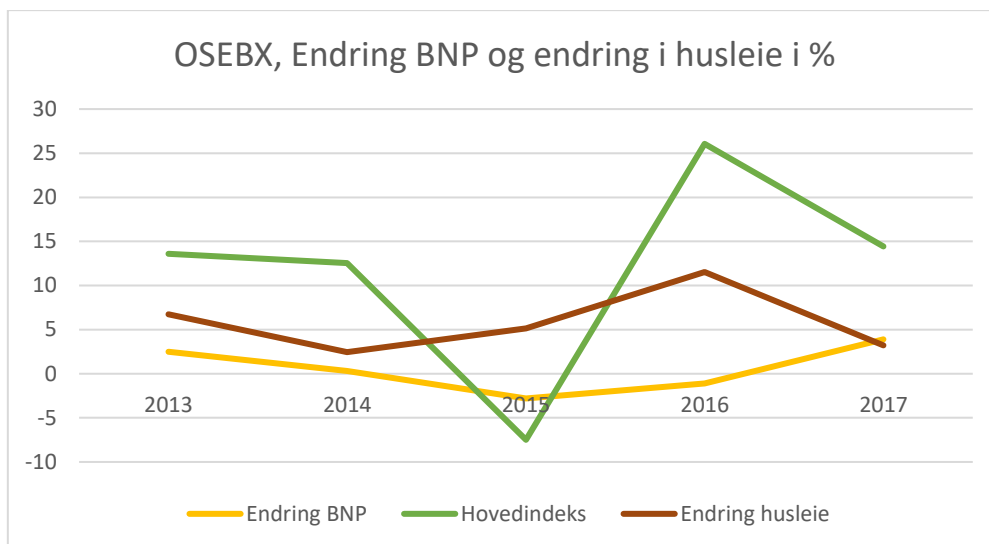
Som beskrevet i innledningen skal denne oppgaven undersøke hvilken påvirkning makroøkonomiske faktorer har på prisene til eiendomsaksjer. For å holde kompleksiteten til modellen nede har vi, basert på tidligere forskning (jf. kapittel 1.3), gjort et utvalg av faktorer som skal inkluderes i undersøkelsen.

Disse faktorene er vekstraten til bruttonasjonalproduktet, vekst i industriell produksjon, uventet inflasjon, styringsrenten, pengepolitikk (herunder pengemengden M2) og større markedssvingninger (bevegelser på Oslo Børs). Hver faktor vil bli grundigere beskrevet under.

2.2.1 Vekstraten i BNP

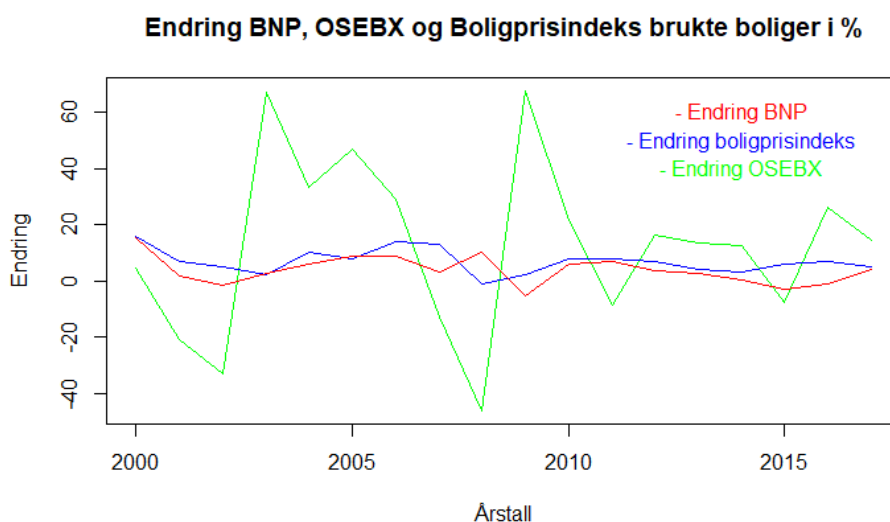
Aksjeavkastning er en funksjon av fremtidige kontantstrømmer som er høyst avhengig av fremtidige økonomiske forhold. Statistisk sentralbyrå definerer bruttonasjonalproduktet som «*summen av alle varer og tjenester som produseres i et land i løpet av et år, minus de varene og tjenestene som blir brukt under denne produksjonen*» (SSB, 2018a). Dette er altså en god indikator på økonomisk utvikling.

Siden eiendom er en signifikant del av nasjonens økonomi, er det rimelig å anta at økonomisk vekst reflekteres i eiendomsmarkedet. Vekst i BNP kan ha forutseende egenskaper for eiendomsaksjers avkastning. Under perioder med høy økonomisk vekst, vil det være optimisme innen økonomien og det vil stimulere til økt etterspørsel av produkter og tjenester. Firma som ønsker å ekspandere vil kreve mer kommersiell plass. Vekst i BNP er forventet å ha en positiv påvirkning på avkastningen til eiendomsaksjene. I perioder med økonomisk nedgang og med høye økonomiske volatiliteter, kan investorers tro på de økonomiske utsiktene være dempet. Konsekvensen vil være lavere forventninger til avkastning på investeringer. Derav forventer vi at utviklingen i BNP vil være en signifikant forklaringsvariabel.



Figur 2 Hovedindeksen Oslo Børs (Oslo Børs u. å. a), BNP (SSB, 2018d) og husleiepris (SSB, 2018b)

Figur 2 viser årlig prosentvis utvikling i hovedindeksen på Oslo Børs, BNP og gjennomsnittlig leiepris per kvadratmeter i hele landet fra 2013 til 2017. Figuren viser at endringen i BNP og endringen i husleie til en viss grad korrelerer.



Figur 3 Oslo Børs hovedindeks (Oslo Børs u. å. a), BNP (SSB, 2018d) og boligprisindeks (SSB, 2018e)

Figur 3 er fremstilt på samme måte som figur 1, men her er bruttonasjonalprodukt og endring i hovedindeksen tegnet sammen med endring i boligprisindeks fra 2000 til 2017.

Boligprisindeksen er utregnet av SSB og måler verdiutviklingen i prisen på brukte boliger i fritt salg. Som vi ser av figuren er det en sammenheng mellom utvikling i BNP og endringer i boligpriser. Det er nærliggende å tro at endring i BNP vil påvirke verdivurderingen av aksjer

til selskaper som er eksponert for boligpriser. Figur 2 Hovedindeksen Oslo Børs (Oslo Børs u. å. a), BNP (SSB, 2018d) og husleiepris (SSB, 2018b) og Figur 3 viser også at det ser ut til å være sammenhenger mellom utvikling i BNP og indikatorer på eiendomsmarkedet som boligpris og husleie.

Måned- og kvartalstall for BNP vil bli betydelig påvirket av sesongvariasjoner, det vil vanskeliggjøre tolkningen av utviklingen fra periode til periode. En sesongvariasjon kan for eksempel være lav intensitet i produksjonen om sommeren grunnet ferieavvikling. Vi vil derfor benytte sesongjusterte mål for BNP.

2.2.2 Vekst i industriell produksjon

Industriell produksjon er et mål av produksjonssektoren til en økonomi, den gir også en indikasjon på den nasjonale økonomiske veksten. Dette målet reflekterer aktiviteten til alle industriene i en økonomi. Finansmarkedet er relatert til endringer i industriell aktivitet på lang sikt. Dette er fordi endringer i forventet nivå på produksjonen vil påvirke verdivurderingen av fremtidige kontantstrømmer. Vekstraten til produksjonen vil gi indikasjoner på hvordan fremtidig vekst vil være, så denne månedens endring i aksjepriser reflekterer sannsynligvis forventede endringer i industriell produksjon mange måneder i frem i tid.

Tidligere studier har funnet ut at månedlig industriell produksjon har en signifikant påvirkning på aksjeprisene (Chen, Roll og Ross (1986)). Selv om den finnes signifikante resultater, må man være var på at månedlige observasjoner er svært utsatt for sesongvariasjoner.

Chen, Roll og Ross (1986) foreslo følgende sammenheng for variabelen vekst i industriell produksjon: Når $IP(t)$ betegner raten av industriell produksjon for en måned t , kan den månedlige vekstraten for produksjon betegnes som:

Formel 1 Månedlig vekst i industriell produksjon

$$MP(t) = \log_e IP(t) - \log_e IP(t - 1) \quad (1)$$

$IP(t)$ er flyten av industriell produksjon gjennom en måned t . $MP(t)$ vil derfor måle endringen i industriell produksjon lagget med minst en partiell måned, siden annonseringen av raten kommer litt senere enn måneden den tilhører.

Fama (1981) fant også at det er en signifikant samvariasjon mellom industriell produksjon og amerikanske aksjeavkastninger med positiv retning. Med andre ord en positiv impuls i industriell produksjon vil føre til positive reaksjoner i aksjeavkastningen. Det er rimelig å anta at en slik sammenheng også kan eksistere for eiendomsaksjene i vår oppgave.

2.2.3 Uventet inflasjon

Norges bank definerer inflasjon som vedvarende vekst i det generelle prisnivået. Inflasjon er det samme som fall i pengeverdien, ved en økning i inflasjon vil samme sum gi deg mindre varer enn tidligere. Det mest brukte målet på inflasjon er konsumprisindeksen. Denne indeksen konstrueres ved at man fastslår prisen på en «kurv» med varer og tjenester på et gitt tidspunkt og sammenligner prisen på samme «kurv» i neste periode (Mishkin, 2016, s. 67). Endringen i denne prisen er den realiserte inflasjonen.

Inflasjonsraten er ansett som viktig i prising av finansielle eiendeler og eiendom. Effekten av inflasjonsraten er vanligvis utforsket ved å bruke forskjellige estimater av inflasjon, for eksempel realisert (faktisk) inflasjon og uventet inflasjon. Uventet inflasjon er vanligvis definert som forskjellen mellom realisert og forventet inflasjon. Chen, Roll og Ross (1986) formulerte uventet inflasjon som:

Formel 2 Uventet inflasjon

$$UI_t = I_t - E[I_t | t - 1] \quad (3)$$

Der I_t er realiserte månedlige første differanser i logaritmen av konsumprisindeksen for periode t og $E[I_t | t - 1]$ er serien av forventet inflasjon. Bruk av forventet og uventet inflasjon som variabler i økonometrisk modellering krever tanker om hvordan inflasjonsforventninger skal måles. Fama and Gibbons (1984) benyttet Fisher likningen og tidsserieanalyser for å utlede uventet inflasjon.

I følge Ferson og Harvey (1991) er uventet inflasjon en kilde til økonomisk risiko og aksjer må pålegges en premie avhengig av hvor eksponert de er for denne risikoen. Eiendomsaksjer vil ikke være unntatt denne premien, og det er rimelig å anta at prisene gjenspeiler endring i uventet inflasjon.

Flåøyen (2007) argumenterer derimot for at investeringer i eiendom kan på lang sikt hjelpe med å sikre porteføljen mot inflasjon. Resonnementet er at leiekontrakter med lang løpetid vil normalt justeres årlig for inflasjon. Denne justeringen vil gjøre opp for inflasjonstapet. Ved

kortere løpetider vil prisene i større grad være utsatt for tilbuds- og etterspørselsforholdene i markedet og dermed ikke gi den samme sikringen. Dersom begrunnelsen ovenfor stemmer vil vekst i uventet inflasjon gi økte leieinntekter for eiendomsselskaper. Økte leieinntekter betyr en økt nåverdi, antageligvis økte dividender og dermed økt pris på aksjen.

På lik linje med Flåøyen (2007) har Quan and Titman (1999) undersøkt forholdet mellom aksjeavkastning og endringer i eiendom og leiepriser. De fant også at bolig fungerer som en god langsiktig hedge mot inflasjon, men at det er en dårlig hedge år til år.

Flere studier støtter opp om at eiendomsinvesteringer kan fungere som en sikring mot uventet inflasjon. For eksempel fant Fama og Schwert (1977) at private eiendommer er en komplett hedge mot både forventet og uventet inflasjon. De fant også at vanlig aksjeavkastning var negativt relatert til forventningskomponenten av inflasjonsraten, og mest sannsynlig den uventede komponenten også. Det negative forholdet mellom aksjeavkastning og inflasjon er også konklusjonen i Bodie (1976) og Gultekin (1983). Chan et al (1990) konkluderte derimot med at eiendomsinvesteringer ikke er en hedge mot uventet inflasjon på grunn av den negative påvirkningen uventet inflasjon hadde i deres multifaktor modell.

Basert på litteraturen som er beskrevet ovenfor kan det se ut som eiendomsinvesteringer kan fungere som en trygg havn i perioder med stor uventet inflasjon. Økt etterspørsel i slike perioder vil skape et prispress oppover og mulig gi en økt pris på aksjene til eiendomsselskapene.

2.2.4 Renten/Styringsrenten

Styringsrenten i Norge er innskuddsrenten på reserver i Norges bank. Det er med andre ord renten bankene og staten får på sine innskudd i Norges bank. Renten gjelder innenfor en reservekvote, så opp til en viss kvote vil bankene få denne renten på innskuddene (Norges Bank, 2018). Dette systemet skal forhindre at bankene bygger opp for store innskudd som de kan tjene renter på, samt gi Norges bank mulighet til å kontrollere mengden reserver.

Styringsrenten er et av sentralbankens virkemidler for å påvirke økonomien. Både det å gi indikasjoner om fremtidig endring, og det å faktisk endre renten, vil gi innskrenkende eller ekspanderende effekter alt etter retningen på renteendringen.

Renten er ansett som en god indikator på økonomisk aktivitet, og vil derav forventes å kunne forklare deler av bevegelsene i eiendomsmarkedet. Hovedgrunnen er forutsetningen om at

avkastning er direkte relatert til den nåværende og fremtidige økonomiske situasjonen, som delvis er styrt av renten. Flere tidligere studier har funnet at renten forklarer en signifikant andel av variasjonen i eiendomsavkastningen (Liow, Ooi og Wang, 2003) (Brooks og Tsolacos, 2001).

Endringer i styringsrenten vil normalt ha sterk påvirkning på de korte rentene i pengemarkedet og på innskudds- og utlånsrentene bankene tilbyr. Endrede utlånsrenter vil påvirke kostnaden ved pågående og nye prosjekter, og dermed påvirke den potensielle fortjenesten ved prosjektene. Eksempelvis ved økt rente vil kostnader øke, nåverdier minke og prosjekter som tidligere var lønnsomme vil bli ulønnsomme. Dette er innskrenkende pengepolitikk og vil føre til reduserte investeringer. Slik politikk kan være aktuell ved høykonjunkturer for å kjøle ned aktiviteten i økonomien.

Prisingen av aksjer i aksjemarkedet vil også la seg påvirke av endringer i styringsrenten. Prisen av en aksje beregnes som diskontert verdi av fremtidige dividender (utdypes i kapittel 2.3.1). Diskonteringsrenten som brukes for å prisse aksjer påvirkes av både rentenivået og terminstrukturens spredning over forskjellige løpetider. Styringsrenten vil ha effekt både på fremtidige kontantstrømmer til eiendomsselskapene og diskonteringsrenten, og dermed ha en effekt på dagens aksjepris.

Prisen på eiendomsaksjer vil bli påvirket av samme effekt som beskrevet over. I tillegg er det naturlig at prisen på aksjene vil påvirkes av endringer i markedstilstanden, i dette tilfellet eiendomsmarkedet. Økte renter som har en effekt på låne- og investeringsaktiviteten i eiendomsmarkedet vil gi dårligere utsikter for eiendomsaksjene og trolig endre prisen.

Teorien beskrevet ovenfor sammenfaller med konklusjonen i artikkelen til Brooks og Tsolacos (2001) hvor de vurderte effekten av kortsiktige og langsiktige renter, samt spredning mot avkastning på eiendomsindeks i Storbritannia. Der fant de et signifikant forhold mellom langsiktige renter og avkastningen til eiendomsaksjene.

Generelt vil høye renter øke mengden penger som går til å dekke gjeld for eiendomsselskapene, og dermed redusere fremtidig nettoinntekt. Høyere renter kan også påvirke investeringsaktiviteten til eiendomsselskapene. I tilstander med høye renter forventes det at renten negativt vil påvirke avkastningen til eiendomsselskapene.

2.2.5 Pengepolitikk

Et av virkemidlene Norges bank har for å påvirke økonomien er å regulere mengden penger. Dette gjøres gjennom utsteding av reserver til bankene og/eller trykking av sedler og mynt. Dersom bankene får økt tilgang på reserver vil de potensielt kunne øke utlånsaktiviteten, noe som vil føre til at det blir enklere å få lån, både for bedrifter og husholdninger.

Pengemengden deles hovedsakelig inn i tre deler: M0, M1 og M2 (Lerbak, 2013). M0 er det som betegnes som basispengemengden. Denne kategorien består av sentralbankreserver samt beholdningen av sedler og mynt. Denne mengden er det bare sentralbanken som har mulighet til å påvirke. Pengemengden M1 innbefatter sedler og mynt, samt husholdninger og bedrifters innestående på transaksjonskonto. Her kan både sentralbanken og bankene skape penger, dermed kan begge påvirke denne mengden. M2 er kjent som den brede pengemengden. Denne innebærer M1 og øvrige likvide midler. Dette er med andre ord penger som raskt og uten kostnad kan gjøres om til likvide midler. Penger som typisk er inkludert i M2, men ikke M1 er pengemarkedsfond og penger på sparekonto.

Det er naturlig å anta at eiendomsmarkedet blir påvirket av endringer i pengemengden. Som nevnt tidligere vil endret pengemengde kunne føre til endret tilgang på lån for husholdninger og bedrifter, noe som i neste omgang vil påvirke etterspørsel etter eiendom og eiendomspriser.

I vår undersøkelse anser vi det som mest rimelig å fokusere på pengemengden M2. Raskt likvide midler som bankinnskudd (herunder lån og sparekonto) er det som hovedsakelig brukes til å anskaffe eiendom, og det er antageligvis endringen i denne som vil ha størst innvirkning på eiendomsmarkedet.

I tillegg til å påvirke tilgang på lån vil også endring i M2, ifølge kvantitetsteorien, påvirke inflasjon (Mishkin, 2016, s. 530). Kvantitetsteorien sier kort fortalt at inflasjonsraten er lik vekstraten til pengemengden minus vekstraten til aggregert produksjon. Det betyr dermed at en økning i pengemengden vil føre til økt inflasjon ceteris paribus. Denne sammenhengen har ifølge Mishkin (2016, s. 530) holdt på lang sikt, men det er lite historisk grunnlag for å påstå at den gjelder på kort sikt.

Gjennom vår undersøkelse vil vi dermed, basert på teorien, potensielt kunne se en samvarians mellom avkastningen på eiendomsaksjer og M2 på lang sikt. En økning i M2 vil kunne gjøre investorer nervøse for økte fremtidige renter, og dermed en økt diskonteringsrente. Dette vil

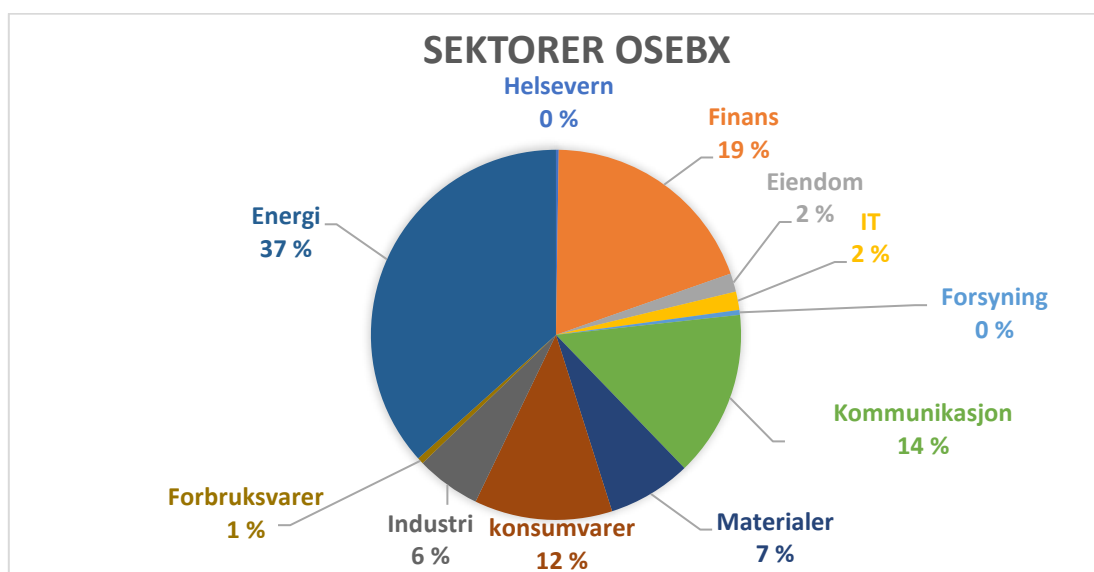
medføre økt prising på aksjer (jf. kapittel 2.4.1). Den intuitive retningen på samvariasjonen vil antagelig være negativ, det vil si økt M2 vil føre til reduserte priser i aksjemarkedet.

2.3 Oslo børshovedindeks

Oslo Børs Hovedindeks (OSEBX) er en indeks som består av et representativt utvalg av alle aksjer tilgjengelig på Oslo børs. Indeksen ble opprettet i 2001, men har blitt tilbakeregnet til 1996. Indeksen revideres to ganger i året, og det tas hensyn til både sammensetning og spredning på industrigrupper. Per 18.04.19 består hovedindeksen av 65 selskap og er vektet etter aksjeverdien til hvert selskap. Equinor utgjør alene rundt 27% av indeksen, mens de 4 største selskapene samlet utgjør over 52%. Dette betyr at svingninger i de største selskapene vil påvirke OSEBX i en større grad enn de små. Eiendomssektoren representert av Olav Thon Eiendomsselskap og Entra utgjør kun 2% av indeksen. (Oslo Børs, u. å. a)

Mccue og Kling (1994) skriver at finansielle aktiva vil være påvirket av bevegelser i aksjemarkedet. Av den grunn er det rimelig å anta at også de selskapene som inngår i denne oppgaven vil være påvirket av bevegelser i markedet. Hvorvidt det er en positiv eller negativ retning på samvariansen vil avhenge av selskapenes beta (jf. kapittel 2.4.2).

Som nevnt ovenfor er eiendomssektoren representert i hovedindeksen med en andel på 2% som vi ser i figur 4, noe som også innebærer at selskapene vi undersøker er representert i indeksen. Etersom prosenten er såpass liten antar vi at eventuelle kollinearitetsproblemer vil være små og dermed ikke påvirke resultatet i nevneverdig grad.



Figur 4 OSEBX inndelt etter sektorer (Oslo børs u. å. a)

2.4 Generelt om aksjemarkedet

En aksje representerer en andel av eierskap i et selskap. Det er et finansielt instrument som gir eieren krav på en del av inntjeningen og eiendelene til selskapet. I Norge har selskap som faller innenfor kategorien allmennaksjeselskap, og oppfyller visse krav, mulighet til å noteres på børsen. En notering vil blant annet kunne gjøre aksjen mer likvid og gi selskapet lettere tilgang på kapital gjennom emisjoner.

Ettersom aksjeprisene publiseres daglig på Oslo Børs vil det være mulig å danne tidsserier (representert som en kurve med tid på x-aksen og pris på y-aksen) som blant annet kan brukes til analysearbeid og prognoser om fremtidig kurs. Det er disse hyppige prispubliseringene som gjør det mest relevant for denne oppgaven å undersøke børsnoterte selskaper kontra unoterte. Endringer i makroforhold som påvirker investorers forventninger til selskapene vil raskt vise seg i prisene.

Kapittelet vil gå igjennom grunnleggende teori rundt prising av aksjer. I tillegg vil vi beskrive to prisingsmodeller (CAPM og APT) som forsøker å finne fornuftige avkastningskrav basert på markedet og makroøkonomiske faktorer. Det vil være rimelig å anta at investorer legger disse og/eller lignende modeller til grunn for å vurdere verdien av aksjer. Endringer i de underliggende tallene vil derfor potensielt endre avkastningskravet og i neste omgang prisen på aksjen.

2.4.1 Prising av aksjer

Metodologien i forbindelse med prising av aksjer vil variere avhengig av både investor og det aktuelle selskapets natur. Den eldste og mest grunnleggende teorien innen prising er DDM (dividend discount model). Prinsippet i denne modellen går ut på å prognostisere fremtidige kontantstrømmer i form av dividender som diskonteres på avkastningskravet.

Formelen for verdien av aksjen i dag blir:

Formel 3 Verdi av aksje basert på DDM

$$V_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{D_t}{(1+r)^t} \quad (4)$$

der V_0 er verdien av aksjen i dag, D_t er dividende i år t og r er avkastningskravet.

Denne metoden er vanskelig å gjennomføre i praksis ettersom prognosene for fremtidige dividender er preget av høy usikkerhet. Det finnes tre vanlige forenklinger av denne

modellen: Gordons vekst modell, to-steps modellen og tre-steps modellen. At de er forenklinger betyr at dividendene tillegges en viss vekst som enten er konstant eller bestående av to eller tre perioder med forskjellig vekst (Pinto et al., 2015, s. 244).

Hos store og solide selskap med en jevn vekst kan man tenke seg at denne veksten vil gjenspeile seg i en vekst i dividendene. For å finne en verdi på denne rekken av kontantstrømmer med konstant vekst utviklet Gordon og Shapiro modellen som kalles Gordons vekst modell. Matematisk ser formelen slik ut:

Formel 4 Gordons vekstformel

$$V_0 = \frac{D_0(1 + g)}{r - g} = \frac{D_1}{r - g} \quad (5)$$

hvor D_1 er dividende år 1 og g er veksten.

To-steps og tre-steps modellene er utvidelser av Gordons vekst modell. To-steps modellen antar en første periode med en vekst etterfulgt av andre periode med konstant vekst for alltid:

Formel 5 To-steps Gordon vekstformel

$$V_0 = \sum_{t=1}^n \frac{D_t}{(1 + r)^t} + \frac{V_n}{(1 + r)^n} \quad (6)$$

hvor V_n uttrykkes som:

Formel 6 Terminal verdi

$$V_n = \frac{D_0(1 + g_s)^n(1 + g_L)}{r - g_L} \quad (7)$$

der V_n er verdien i periode n , g_s er veksten i første periode og g_L er langsiktig vekst i andre periode. Modellen gir en verdi for aksjen i år n som diskonteres til dagens verdi og adderes med diskontert verdi av kontantstrømmene i årene frem til år n . Tre-steps modellen er lik to-steps modellen, men tar for seg en til periode med enten stabil vekst eller for eksempel synkende vekst.

2.4.2 CAPM

Felles for disse tre måtene å prise aksjer på er at de alle er avhengig av en diskonteringsrente og blir sterkt påvirket av endringer i denne renten. Diskonteringsrenten, også kjent som avkastningskravet, kan beregnes på flere måter. På grunn av sin økonomisk solide og relativt objektive oppbygging er det vanlig å bruke kapitalverdimodellen (capital asset pricing model).

Formel 7 CAPM

$$E(r_a) = r_f + \beta_1(E(r_m) - r_f) \quad (8)$$

hvor $E(r_a)$ er forventet avkastningskrav, r_f er risikofri rente, β_1 (beta) er et mål på aktivumets sensitivitet for markedsendringer og $E(r_m)$ er forventet avkastning på markedsporteføljen. Betaen viser hvor mye og i hvilken retning aktivumet vil reagere i forhold til markedsporteføljen og multipliseres med differansen mellom avkastningen på markedsporteføljen og risikofri rente, også kalt markedets risikopremie. Resultatet viser hvor mye som må legges på eller trekkes fra markedets risikopremie for å tilsvare aktivumets risikopremie.

Intuitivt vil systematiske krefter som påvirker aksjeavkastningen være de som endrer diskonteringsfaktoren r og forventede kontantstrømmer D_t (Chen, Roll og Ross, 1986). Som vi ser fra CAPM vil den risikofrie renten spille en stor rolle i å påvirke avkastningskravet. Samtidig vil andre makroøkonomiske faktorer påvirke forventningene om fremtidig avkastning til markedsporteføljen, avkastningskravene til enkelte aktiva og veksten i dividendene som investorene kan forvente.

2.4.3 APT

CAPM er en sterk modell, men har sine svakheter med tanke på at forventet avkastning baseres på en tenkt markedsportefølje som er umulig å observere. Den tar heller ikke hensyn til andre faktorer som kan spille inn på aktivumets avkastning, da hovedsakelig makroøkonomiske faktorer.

Et av alternativene til CAPM er en modell som kalles arbitrasjepreisingsmodellen (Bodie, Kane og Marcus, 2018, s. 312). Denne modellen legger til grunn at et aktivums avkastning kan anslås ved hjelp av den lineære sammenhengen mellom aktivumets forventede avkastning og et utvalg makroøkonomiske faktorer. Modellen tar hensyn til at markedsbevegelser ikke

alltid er perfekt effisiente og at feilprising av aktivum oppstår. Samtidig antar den at denne feilprisingen vil justeres ettersom dette representerer en arbitrasjemulighet for investorer.

Modellen kan generelt skrives:

Formel 8 APT

$$E(r_a) = r_f + \beta_1 RP_1 + \beta_2 RP_2 + \dots + \beta_n RP_n \quad (9)$$

hvor β_n er aktivumets sensitivitet og RP_n er premiene for de ulike risikofaktorene. APT gir investorer en stor grad av frihet og fleksibilitet med tanke på risikofaktorer som inkluderes. Hvilke faktorer som er det mest treffende er et subjektivt valg hos den enkelte investor ettersom det ikke finnes noen konsensus for hva som er de beste faktorene.

2.5 Statistikkteori

I dette delkapittelet vil vi gå grundigere gjennom teorien rundt de statistiske metodene og testene som blir benyttet i oppgaven. Innledningsvis vil vi beskrive metoder som ser på karakteristikk ved datamaterialet som normalfordeling og stasjonaritet. Resten av kapittelet vil utdype metoder for å modellere dataen og tester for å undersøke om modellene passer.

2.5.1 Jarque-Bera test for normaldistribuerte data

Jarque-Bera er en test for normalfordeling, og er basert på utvalgets skjevhet og kurtosis.

Testen kan uttrykkes som:

Formel 9 Jarque-Bera test

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24} \right] \quad (10)$$

Der n er størrelsen på utvalget, S er skjevhetskoeffisienten og K kurtosiskoeffisienten. Skjevhet er et begrep for symmetri i utvalget og kurtosis er et begrep for høyde/flathet. For en normaldistribuert variabel vil $S = 0$ og $K = 3$, derav undersøker Jarque-Bera testen den samlede hypotesen om at $S = 0$ og $K = 3$. I slike tilfeller er Jarque-Bera statistikken forventet å være 0. Hvis dataene stammer fra en normaldistribusjon, har Jarque-Bera statistikken asymptotisk en kjikvadratfordeling med to frihetsgrader. Dette betyr at statistikken kan brukes til å teste om dataene er normaldistribuert. Jarque-Bera testen har følgende hypoteser:

H_0 : variabelen er normaldistribuert

H_1 : variabelen er ikke normaldistribuert

I tilfeller der verdien av Jarque-Bera statistikken forventes å være 0, vil tilhørende p-verdi være høy og nullhypotesen om normalfordeling beholdes. I tilfellene der statistikken avviker fra 0 vil tilhørende p-verdi være lav og hypotesen om normalfordeling avvises (avhengig av signifikansnivået). For små utvalg kan Jarque-Bera testen være oversensitiv, og vil ofte avise nullhypotesen når den er sann. Av den grunn vil det også være hensiktsmessig å gjennomføre visuelle inspeksjoner av selskapene som har et mindre utvalg. Dette blir naturligvis en svært tilnærmet metode, men kan sammen med kurtosiskoeffisienten gi indikasjoner om normalfordeling.

2.5.2 Stasjonære tidsserier

Datamaterialet som er bruk i denne oppgaven er alle på tidsserieform. Tidsseriedata inneholder en tidsdimensjon som gir dataen en naturlig sortering, gjerne fra eldste til nyeste observasjon. Konsekvensen av dette er at den underliggende prosessen typisk er kontinuerlig. Kontinuerlig tid er som regel vanskelig å jobbe med, så dataen gjøres diskret ved å ta observasjoner i konstante og regelmessige intervaller, for eksempel daglige eller månedlige observasjoner.

Hvert tidspunkt i en tidsserie har både potensielle og realiserte observasjoner. Potensielle observasjoner er alle utfallene tidsserien kan ha på akkurat det punktet, mens realiserte observasjoner er de faktiske datapunktene man har observert på et tidspunkt.

Sannsynlighetsfordelingen til de potensielle observasjonene er med på å avgjøre hvorvidt tidsserien kan kalles svak stasjonær, sterk stasjonær eller ikke-stasjonær. En svak stasjonær tidsserie karakteriseres av tre egenskaper: Gjennomsnittet til den potensielle distribusjonen er uavhengig av tiden, variansen til distribusjonen er uavhengig av tiden og at kovariansen mellom verdiene på to forskjellige tidspunkt bare er avhengig av distansen mellom punktene og ikke på tiden.

En sterk stasjonær tidsserie har lignende karakteristikk som svakt stasjonære. Forskjellen er at i stedet for at bare gjennomsnittet og variansen må være uavhengig av tiden, krever sterk stasjonaritet at hele den potensielle distribusjonen er uavhengig av tiden (Dougherty, 2016, s. 479-480). En tidsserie som derimot ikke oppfyller en av karakteristikkene beskrevet ovenfor

er ikke-stasjonær. Som regel vil svakt stasjonære serier være godt nok egnet for analysearbeid. Det gjelder også for denne studien.

Hvorvidt tidsseriene er stasjonære eller ikke er viktig for analysen. Grunnen er at ikke-stasjonære serier bare kan undersøkes i den tidsperioden som foreligger. Hver bit at tidsseriedataen vil bare være for en spesifikk episode, det vil si at det ikke vil være mulig å generalisere til andre tidsperioder. En konsekvens av dette er at man ikke vil kunne lage prognoser basert på dataen.

Aksjedata og makroøkonomisk data er ofte ikke stasjonær, men heller preget av en såkalt random walk struktur. Ved denne type serie vil observert verdi i dag være avhengig av observert verdi i går, pluss et tilfeldig sjokk. Ved å endre tidsserien til logaritmisk avkastning vil man ofte rette problemet og gjøre serien stasjonær.

Konsekvensen av å bruke variabler som ikke er stasjonære i modellen, er at tolkningene av modellen kan bli feil i tillegg til at modellen kan gi signifikante resultater som i realiteten ikke eksisterer. Sistnevnte er et problem beskrevet av Hendry (1980). Problemet oppstår gjerne når man regreserer to random walk tidsserier på hverandre. Resultatet vil ofte vise en signifikant sammenheng selv om all fornuft tilsier at de to seriene ikke har påvirkning på hverandre (for eksempel endring i prisnivå og kumulativ mengde regn). Dette er kjent som en spuriøs sammenheng.

For å undersøke hvorvidt dataen vi jobber med har stasjonære egenskaper er det hovedsakelig tre tester vi kommer til å gjennomføre. Den første er et enkelt plot med datapunktene på y-aksen og tid på x-aksen. Visuell inspeksjon av plottet vil kunne gi indikasjoner på trender og økning eller reduksjon av varians.

På lik linje vil inspeksjon av autokorrelasjonsfunksjonen (ACF) ved ulike lags gi indikasjon på stasjonaritet (jf. kapittel 2.5.4). Dersom ACF gir høye verdier ved flere lags tilbake i tid, kan det tyde på at den aktuelle tidsserien er ikke-stasjonær. Ved motsatt tilfelle, hvor det er lave verdier selv ved en lag, peker det mot en stasjonær hvit støy serie.

Siste test er en augmentert Dicky-Fuller test. Denne testen beskrives grundigere i neste delkapittel.

2.5.3 *Augmentert Dicky-Fuller test*

Stasjonaritet vil ofte testes med undersøkelser som ser om serien har en enhetsrot.

Enhetsroten er en størrelse som forteller oss hvor mye den tilhørende variabelen avhenger av tidligere verdier av samme variabel. Formelen under beskriver en enkel stokastisk prosess:

Formel 10 Stokastisk prosess

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (11)$$

hvor u_t er feilleddet og har en hvit støy distribusjon. Dersom $\rho = 1$ kan man konkludere med at prosessen har en enhetsrot og ikke er stasjonær. Med andre ord vil dagens verdi av Y_t være fullstendig avhengig av verdien av Y_{t-1} og u_t . Et sjokk i en periode vil fortsette å påvirke tidsserien permanent. Prosessen i dette tilfellet er en random walk som beskrevet i kapittel 2.5.2. Er tilfellet at $\rho < 1$ vil et sjokk i en periode være midlertidig, det vil si effekten vil dø ut over tid. Prosessen er da stasjonær.

Testen gjøres ved å regressere dagens verdi av Y_t på verdien av Y_{t-1} og undersøke om ρ er statistisk lik 1 eller ikke. Rent praktisk vil Formel 10 først differensieres før den regresseres. Det vil si at prosessen blir på formen:

Formel 11 ADF test

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + u_t \quad (12)$$

hvor $\beta = (\rho - 1)$. Testen vil dermed teste hvorvidt β er lik 0 eller ikke. En av testene som utfører nettopp denne regresjonen kalles Dicky-Fuller test.

Den grunnleggende versjonen av testen er passende for enkle autoregressive modeller hvor det ikke er noen tendenser til trend, som videre betyr at tidsserien enten er stasjonær eller en random walk.

Den mer komplekse versjonen av modellen kalles en augmentert Dicky-Fuller test. Denne testen passer for autoregressive tidsserier av større orden hvor det kan være tilstedeværelse av både drift og deterministiske trender. Det resulterer i fire mulige utfall: stasjonaritet, random walk, random walk med drift eller random walk rundt en deterministisk trend.

Nullhypotesen i disse testene er at summen av betaer er lik 1, noe som betyr at prosessen ikke er stasjonær. Alternativhypotesen er at summen av betaer er under 1, noe som betyr at

tidsserien er statsjonær (Dougherty, 2016, s. 506-510). Distribusjonen av t-statistikken ved nullhypotesen er ikke normalfordelt rundt null slik den vil være ved en vanlig t-test. Dette endrer de kritiske verdiene av t og gir statistikken en såkalt Dicky-Fuller distribusjon.

En bakside med ADF-testen er at den har stor sannsynlighet for type 1 feil, det vil si ukorrekt avvisning av en riktig nullhypotese. Til tross for dette har vi brukt ADF-testen basert på tidligere studier som har konkludert med at den er en pålitelig enhetsrot-test (Arltová og Fedorová, 2016, s. 63)

2.5.4 ARIMA

Et sentralt mål ved å undersøke tidsseriedata er å bruke informasjonen til å lage prognoser og estimater for fremtidige verdier. For å gjøre nettopp dette er det vanlig å teste om variansen i en periode avhenger av variansen i tidligere perioder (lags) ved hjelp av autoregressive modeller (AR(p)). Autoregresjon er en ateoretisk modell. Det vil si at resultatene fra testen ikke kommer fra noen økonomisk teori, men i stedet kun fra tidligere observasjoner av variabelen man undersøker. Karakteristisk for modellkategorien er nettopp at dataen snakker for seg selv uten at man bruker teori for å bygge modellen.

Matematisk kan en AR-modell skrives:

Formel 12 AR-modell

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

hvor Y_t er verdien av Y i periode t , c er konstantleddet, β er parametere og ε er feilleddet. Hvor mange lags som inkluderes i modellen avgjør hvilken orden modellen defineres som, eksempelvis vil to lags gi en AR (2) modell.

I tillegg til AR prosesser kan observasjoner av Y i periode t bli generert av en konstant pluss et bevegende gjennomsnitt av feilleddet i denne og i forrige periode. I dette tilfellet modelleres tidsserien ved hjelp av en bevegende gjennomsnittsprosess MA(1) som kan defineres som en lineær kombinasjon av feilleddene.

Tidsserien kan gjerne ha karakteristikk som gjør at den burde modelleres med hensyn til tidligere verdier av både seg selv og feilleddet. I slike tilfeller brukes en kombinasjon av autoregresjon og bevegende gjennomsnitt (ARMA).

I økonomisk sammenheng er ofte tidsseriene som brukes ikke stasjonære, de må med andre ord differensieres før de kan brukes i modellene som er beskrevet over. Dersom en tidsserie for eksempel må differensieres en gang er den førsteordens integrert $I(1)$. En generell beskrivelse av hvordan prosessen til en tidsserie er defineres som ARIMA (p, d, q) hvor p er antall lags som inkluderes, d er antall ganger serien må differensieres før den er stasjonær og q er antall bevegende gjennomsnittsled.

Hele prosessen med å modellere og prognostisere tidsseriedata kan gjøres med Box-Jenkins metoden (Gujarati, 2003, s. 840-848). Denne metoden deler prosessen inn i tre steg. Først identifiserer man de passende verdiene av p , d , og q . Ved hjelp av et plot av autokorrelasjonsfunksjonene til serien vil man visuelt se hvorvidt dagens verdi korrelerer med verdier i tidligere perioder og om disse korrelasjonene er signifikante. Informasjonen fra plottet vil antyde om serien er stasjonær eller ikke. I tillegg til å undersøke ACF plottet bruker man gjerne mer formelle tester for stasjonaritet som Dicky-Fuller testen (jf. kapittel 2.5.3). For å definere antall lags som er passende for serien kan man undersøke det partielle autokorrelasjonsplottet. Dette plottet viser korrelasjonen mellom to verdier i serien etter å ha kontrollert for korrelasjonen som finnes i variablene mellom verdiene. Ved en vanlig AR (p) prosess vil PACF være statistisk lik 0 ved $p + 1$, så vi undersøker plottet for å se ved hvor mang lags PACF blir lik 0 og konstruerer modellen med tilsvarende antall lags.

Neste steg er å sjekke om modellen som er konstruert er passende for dataen. Ved å gjennomføre samme ACF og PACF tester på residualene til modellen vil vi se om det enda finnes noen struktur. Dersom residualene viser seg å være fullstendig tilfeldige kan vi konkludere med at modellen passer dataen.

Det siste steget i Box-Jenkins metoden er å bruke modellen man har konstruert til å lage prognoser for fremtiden. Hvis serien måtte differensieres for å oppnå stasjonaritet, kan man ved dette punktet reversere differensieringen for å potensielt gjøre resultatet enklere å forstå (Gujarati, 2003, s. 847).

2.5.5 VAR modell

En vektor-autoregressiv modell (VAR) er en forlengelse av en univariat modell (jf. kapittel 2.5.4). VAR modellen ble først foreslått av Sims (1980) som en respons på hvordan identifikasjonsproblemet i modeller med simultane likninger ble løst. Denne løsningen innebar en forhåndsbestemming av endogene og eksogene variabler. Sims mente at dersom likningene virkelig var simultane, burde det ikke være noen forhåndsbestemming. VAR modellen vil dermed behandle alle variabler som potensielt endogene og alle lags av alle variabler vil være inkludert i hver likning (Gujarati, 2003, s.853)

Teknisk vil denne modellen på lik linje med ARIMA modeller se på hvordan tidligere lags av en variabel påvirker dagens observasjon av variabelen, men forskjellen er at VAR modellen åpner for flere variabler. Den er med andre ord en multivariat modell. En observasjon av en variabel er dermed en lineær funksjon av tidligere observasjoner av samme variabel og tidligere observasjoner av alle andre variabler i modellen.

VAR modellen bygges ved å sette opp variablene på en matriseform. En typisk VAR (1) modell med tre variabler vil settes opp på følgende måte:

Formel 13 VAR (1) tre variabler på matriseform

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \\ Z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{Y_t} \\ C_{X_t} \\ C_{Z_t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{1,1} & \beta_{1,2} & \beta_{1,3} \\ \beta_{2,1} & \beta_{2,2} & \beta_{2,3} \\ \beta_{3,1} & \beta_{3,2} & \beta_{3,3} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ X_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{Y_t} \\ e_{X_t} \\ e_{Z_t} \end{bmatrix} \quad (14)$$

som videre gir likningene:

$$Y_t = C_{Y_t} + \beta_{1,1}Y_{t-1} + \beta_{1,2}X_{t-1} + \beta_{1,3}Z_{t-1} + e_{Y_t}$$

$$X_t = C_{X_t} + \beta_{2,1}Y_{t-1} + \beta_{2,2}X_{t-1} + \beta_{2,3}Z_{t-1} + e_{X_t}$$

$$Z_t = C_{Z_t} + \beta_{3,1}Y_{t-1} + \beta_{3,2}X_{t-1} + \beta_{3,3}Z_{t-1} + e_{Z_t}$$

hvor Y_t , X_t og Z_t er de tre variablene i modellen, C er konstantleddet, β er parameterne til de forskjellige laggede variablene og e er feilleddet. Alle likningene i VAR systemet inneholder de samme variablene og kan estimeres separat ved hjelp av minste kvadraters metode. Større modeller med både flere variabler og lags vil settes opp på lik måte, men resultere i betraktelig større likninger for hver variabel.

VAR modeller kommer hovedsakelig i tre varianter: redusert, rekursiv og strukturell form. Redusert form innebærer at alle variablene uttrykkes som en lineær funksjon av sine egne historiske verdier, samt historiske verdier av de andre variablene i systemet i tillegg til et

feilledd som ikke er seriekorrelert. Feilleddene som produseres i modellen er da bevegelser i variabelen etter at man har tatt hensyn til variabelenes historiske påvirkning. Dersom variablene i modellen er korrelerte vil feilleddene i hver likning også være korrelerte.

Forskjellen mellom en VAR modell på redusert form og på rekursiv form er at ved sistnevnte form vil feilleddet i hver likning konstrueres slik at de ikke er korrelerte med hverandre. Den tredje formen, strukturell form, er det økonomisk teori som legges til grunn for å finne sammenhenger mellom variabler. Det betyr at man estimerer parameterne basert på teori i stedet for empirisk data.

VAR modeller vil gjerne estimere mange parametere, spesielt hvis mange lags og variabler er inkludert. Ved analysearbeidet i etterkant kan det være innviklet å få noen fornuftige resultater fra å se på disse parameterne. I tillegg er dynamikken i modellen som regel ganske komplisert, noe som gjør vanlig tolking av minste kvadrat estimering lite egnet. Som regel vil man bruke dataen fra modellen til å lage prognoser og se på kausalitet. De vanligste resultatene som rapporteres fra VAR modeller er nettopp Granger-causality tester, dekomposisjon av prognosens feilvarians og impuls-respons funksjoner. De to sistnevnte rapportene beskrives under og er de som vil stå sentralt i analysearbeidet til denne oppgaven.

2.5.6 Valg av antall lags

I økonomi er avhengigheten av en variabel Y til en annen variabel X sjeldent momentant. Veldig ofte vil Y respondere på X med en tidsperiode, en slik tidsperiode er kalt et lag. For eksempel hvis Y_t er verdien av variabelen i perioden t , vil Y_{t-1} være verdien av variabelen i forrige periode (lagget en periode) (Gujarati, 2003, s. 657).

Valg av lag lengde refererer til antallet av tidligere observasjoner i en tidsserie som vil bli brukt som predikasjoner i VAR modellen. Vanligvis vil et stort antall lags benyttes for å skape en modell, og deretter vil det anvendes restriksjoner for å kunne velge en mer innstrammet modell. Å bruke for få lags kan resultere i spesifikkasjon og autokorrelasjonsfeil. Bruk av for mange lags kan resulterer i overtilpasning, tap av frihetsgrader og introdusere muligheten for multikollinearitet. Valg av passende lag lengde er derfor kritisk for slutningene i VAR (Lütkepohl, 2005 s.135-138).

Lag lengden for VAR (p) modeller kan bestemmes ved å bruke forskjellige typer utvalgs-kriterier. Denne metoden fungerer ved å velge det antallet lags (p) som minimerer utvalgs-kriteriet for modellen. De tre mest brukte kriteriene er Akaike Information Criterion

(AIC), Schwarz Bayesian Information Criterion (BIC) og Hannan-Quinn criterion (HQIC). Lag-verdien knyttet til den minste verdien av utvalgs-kriteriet skal i teorien benyttes.

2.5.7 AIC og AICc

Som beskrevet i forrige kapittel er det vanlig å definere antall lags ved å minimere et foretrukket informasjonskriterium. Basert på lignende studier (Brooks og Tsolacos, 1999) (Mcue og Kling, 1994) har vi valgt å bruke Akaikes informasjonskriterium (AIC) som pekepinne for å avgjøre antall lags i modellen.

AIC bygger på tanken om å vurdere modeller ved å innføre en «straff» for økt antall forklaringsvariabler. Med andre ord man ønsker å finne den modellen som forklarer mest med færrest variabler. Kriteriet er definert som:

Formel 14 Akaikes informasjonskriterium

$$AIC = e^{2\frac{k}{n} \frac{\sum \hat{u}_i^2}{n}} = e^{2\frac{k}{n} \frac{RSS}{n}} \quad (15)$$

hvor k er antall variabler og n er antall observasjoner. Samme formel skrives ofte om på naturlig logaritmisk form og blir transformert til:

Formel 15 AIC logaritmisk form

$$\ln AIC = \frac{2k}{n} + \ln \frac{RSS}{n} \quad (16)$$

Som nevnt er den beste modellen den som minimerer AIC. Det første leddet i formel 15 blir derfor leddet som «straffer» for antall variabler (Gujarati, 2003, s. 537).

I utvalg hvor det er få observasjoner kan det være høy sannsynlighet for at minimering av AIC gir en modell som inneholder for mange variabler. Fremgangsmåten i disse tilfellene er å bruke en korrigert versjon av Akaikes informasjonskriterium (AIC_c). Den korrigerte AIC uttrykkes av Burnham og Anderson (2004) generelt som:

Formel 16 AICc

$$AIC_c = AIC + \frac{2k(k+1)}{n-k-1} \quad (17)$$

hvor, på lik linje med formel 14, k er antall variabler og n er antall observasjoner. Ettersom AIC_c inneholder et andreordensledd ($2k^2$) omtales kriteriet ofte som et andre ordens estimat. Formel 16 uttrykker AIC_c ved tilfeller hvor modellen er univariat med lineære parametere og har normalfordelte residualer.

2.5.8 LM test for autokorrelasjon i residualene

Etter en VAR modell har blitt utviklet, vil det neste steget være å bestemme om den valgte modellen tilstrekkelig beskriver dataene. I vanlige regresjonsmodeller blir dette undersøkt ved å utforske residualene, som er forskjellen mellom de faktiske observasjonene og modelltilpassede verdier. I tidsseriemodeller blir autokorrelasjon av residualverdiene benyttet til å bestemme hvor godt modellen er tilpasset. Autokorrelasjon i residualene indikerer at det er informasjon som ikke har blitt gjort rede for i modellen. Lagrange multiplikator (LM) test er standardverktøyet for å sjekke autokorrelasjon i residualet i VAR modeller. Null og alternativhypotesen for LM testen er følgende:

$H_0 =$ Ingen autokorrelasjon i residualene

$H_1 =$ Det eksisterer autokorrelasjon i residualene

Generelt etter en VAR har blitt tilpasset, burde residualene bestå av hvit støy og ha null tilstedeværelse av autokorrelasjon. Hvis det blir oppdaget autokorrelasjon blant residualene, impliserer dette at det er noe informasjon som modellen ikke fanget opp, som følge av for eksempel utilstrekkelige lags (Beckett, 2013, s. 313).

2.5.9 Vurdering av stabiliteten til VAR modellen

Stabilitet refererer til å sjekke om modellen er en god representasjon av hvordan tidsserien utviklet seg over utvalgsperioden. I et stabilt VAR system vil ikke sjokk ha en vedvarende effekt, men derimot dø ut. Stabilitet gir mening i sammenheng med vår oppgave ettersom et sjokk i for eksempel renten sannsynligvis ikke vil fortsette å påvirke avkastningen til et selskap ett år frem i tid.

For å undersøke stabiliteten er det vanlig å se på eigenverdiene til et VAR-systems kompanjongmatrise (companion matrix). Denne matrisen er en omformulering av VAR-matrisen fra en høyere orden til en førsteordens formulering (Beckett, 2013, s. 310). Eigenverdien tilsvarer de verdiene som kan multipliseres med en vektor (som ikke er lik 0)

som gir samme produkt som kompanjongmatrisen multiplisert med samme vektor. Dersom alle eigenverdiene er mindre enn 1 vil systemet defineres som stabilt. Dette innebærer både eigenverdier som er reelle tall og komplekse tall (inneholder en imaginær del). Stabiliteten til VAR systemene kan også inspiseres grafisk, der en VAR vil være stabil hvis alle eigenverdiene til kompanjongmatrisen ligger innfor en enhetssirkel med reelle tall på x-aksen og imaginære tall på y-aksen (Beckett 2013, s. 310-312).

2.5.10 Varians dekomposisjon og impuls-respons funksjoner

Siden de individuelle koeffisientene i den estimerte VAR modellen ofte er vanskelige å tolke, ønsker vi å se på impuls-respons funksjonene og dekomposisjon av prognosens feilvarians for tolkning av modellen. Disse resultatene forteller noe om styrken til forholdene mellom variablene og tilfører dybde til analysen. En impuls-respons funksjon beskriver evolusjonen til variabelen av interesse over en spesifisert tidsperiode etter en impuls fra en av de andre variablene. Dekomposisjon av prognosens feilvarians er en måte å kvantifisere betydeligheten hvert sjokk har til å forklare variasjonen til variablene i systemet. Vi har estimert den prosentvise andelen av eiendomsvariabelens feilvarians, som kan attribueres til påvirkningen av de andre variablene i systemet (Beckett 2013, s. 350-354).

Rekkefølgen til variablene er viktig for dekomposisjonen ettersom tolkningen av forholdene mellom variablene kan bli signifikant påvirket av den valgte rekkefølgen til variablene. Hovedproblemet med å pålegge en rekkefølge er at det kan være vanskelig å forsvare en rekkefølge ovenfor en annen. Hvis rekkefølgen er suspekt, vil enhver kausal tolkning være suspekt. Variabelen som er plassert først er den mest eksogene (vil kun påvirkes av et sjokk i seg selv). Variabelen påvirker samtidig alle variablene bak seg i rekkefølgen, men påvirker med en forsinkelse.

Impuls-respons funksjonene viser hvordan variabelen vil utvikle seg ved et sjokk tilsvarende et standardavvik på en av de andre variablene. Ved reduserte VAR modeller er feilleddene sannsynligvis korrelerte, noe som byr på vanskeligheter hvis man vil trekke kausale slutninger. En løsning er å definere en rekursiv orden på variablene slik som er beskrevet i forbindelse med varians dekomposisjonen. Prosessen her vil endre feilleddene slik at de blir ortogonale i forhold til hverandre, og dermed ikke korrelerte. Resultatet av dette gir oss ortogonale impuls-respons funksjoner som beskriver hvordan sjokkene påvirker systemet over tid.

3 Data

Alle variablene vi har inkludert i vår analyse er transformert til naturlig logaritmisk endringsform. Dette er gjort for å få tidsseriene på en stasjonær form som også er enkel å tolke i analysearbeidet.

Alle selskapene som er inkluderte i denne studien er børsnoterte. Brooks og Tsolacos (1999) og Mccue og Kling (1994) skriver at børsnoterte eiendomsinstrumenter vil være påvirket av generelle svingninger på børsen. Sistnevnte studie presiserer at denne effekten kan gjøre at instrumentet blir mer volatil enn det underliggende eiendomsmarkedet. Av den grunn er det hensiktsmessig å inkludere hovedindeksen på Oslo børs som variabel i VAR modellen. Denne indeksen vil fange opp den større variansen på børsen, og mulig samvariasjon vil komme frem fra estimatene. Tallene fra hovedindeksen er på lik linje med alle andre variabler månedlige tall på naturlig logaritmisk endringsform og er hentet fra Titlon.

3.1 Makrovariabler og hovedindeksen

De makroøkonomiske variablene inkludert i dette studiet er antatt å fungere som predikasjon for avkastningen til eiendomsaksjene. Vi ønsker å poengtere at denne samlingen av makrovariabler ikke fanger all økonomisk risiko, men de inkluderte variablene er generelt ansett som de viktigste til å påvirke eiendomsaksjer. Utvelgelsen er tatt basert på enkel og intuitiv finansiell teori, støttet av relevant litteratur og diktert av tilgjengeligheten av data. Utvelgelsen av fem nasjonale makrofaktorene er ikke perfekt og det kan argumenteres for inkludering av andre faktorer. Dessuten er sannsynligheten for at materialet kan inneholde målefeil tilstede.

3.1.1 Uventet inflasjon (UINF)

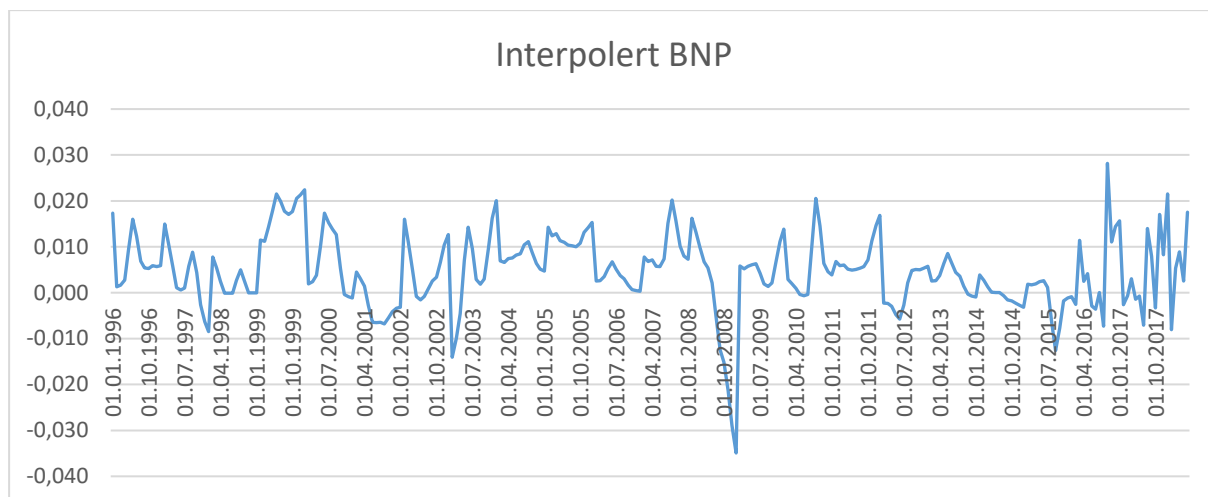
Basert på Chan et al. (1990) har vi valgt å bare inkludere uventet inflasjon som inflasjonsvariabel. Deres funn er at det bare er uventet inflasjon som gir et stabilt resultat over tid. Forventet inflasjons påvirkning varierer i retning fra 70- til 80-tallet. Vi estimerte også VAR modeller ved å bruke faktisk inflasjon istedenfor uventet inflasjon, uten at det gav nevneverdige resultater. Vil vi derfor kun presentere resultater med uventet inflasjon siden dette målet er lettere å rettferdiggjøre fra et teoretisk og empirisk perspektiv. Antagelsen er videre at i Norge hvor inflasjonsmålet henger høyt hos Norges Bank vil antagelig den forventede inflasjonen allerede være priset inn.

Som nevnt i kapittel 2.2.3 kan uventet inflasjon grovt defineres som realisert inflasjon i denne perioden minus forventet inflasjon i forrige periode. Siden vi ikke har noe håndfast grunnlag for å definere hvordan forventet inflasjon kan måles, har vi i stedet benyttet Box-Jenkins ARIMA-metode på lik linje som Liow, Ibrahim og Huang (2006) (jf. kapittel 2.5.4). Modellen som gav oss lavest AIC var en ARIMA(1,0,0) modell. Residualene fra modellen er videre brukt som estimat på uventet inflasjon.

3.1.2 BNP

I 2016 begynte SSB å rapportere månedlig utviklingen i BNP. Før 2016 har det kun vært tilgjengelig kvartalsvise tall på BNP. Med konsensus i tidligere studier ønsker vi å utføre vår analyse med datamateriale på månedlige intervaller. Vi benyttet oss derfor av interpolering for å utvinne månedlige data fra kvartalstallene. Interpolering er en metode for konstruering av nye datapunkter innen området til en gruppe kjente datapunkter. Den spesifikke metoden vi har valgt å benytte oss av er kubisk spline interpolering, siden metoden gir et “glattere” resultat og har mindre feil enn ved vanlig lineær interpolering. Ved kubisk spline interpolering benyttes kubiske polynomer i hvert av intervallene mellom datapunktene istedenfor lineære (Menke og Menke 2009, s.206). Vi hentet kvartalsvise verdier fra SSB som vi så dividerte på tre for å finne gjennomsnittlig månedlige verdier i gjeldene kvartal. Dette gir en gjennomsnittlig månedlig verdi for hvert kvartal som så den kubiske interpolasjonen gjøres imellom.

Tilnærmingen gir oss månedlige tall, men tolkingen må gjøres med omhu. Tallene er i stor grad konstruert og som vi ser av Figur 5 vil perioden før 2016 være betydelig mindre volatil enn perioden etter 2016. Metoden vil til tross gi oss den grove bevegelsen til variansen i en gitt perioden.



Figur 5 Månedlige verdier av interpolert BNP (SSB 2018d)

3.1.3 NIBOR, M2 og Industriell produksjon (INDPROD)

Selskapene som er inkludert i undersøkelsen (nærmere presentert under) har alle gjeldsforpliktelser. De vil av den grunn være utsatt for endring av rentenivået i økonomien. Vi har derfor inkludert tre måneders NIBOR (Norwegian interbank offered rate) som proxy for den kortsiktige renten. Datamaterialet for variablene er hentet fra Norges Bank. De månedlige tallene for både industriell produksjon og pengemengden M2 har vi hentet fra Statistisk sentralbyrå.

3.2 Presentasjon av selskapene

Følgende kapittel er en presentasjon av selskapene som er inkludert i undersøkelsen. Selskapenes aksjepriser er hentet fra Titlon som daglige tall transformert til månedlige logaritmiske avkastninger. I presentasjonen inngår hovedvirksomhet og kort om inntekt og kostnadsstrukturen til de individuelle selskapene. Videre følger deskriptiv statistikk og korrelasjonsmatriser.

3.2.1 Olav Thon Eiendomsselskap (OLT)

Olav Thon Eiendomsselskap ble etablert i 1982 og notert på Oslo Børs allerede i 1983. Selskapet inngår i Olav Thon gruppen og driver hovedsakelig med utleie av kjøpesentereieendommer hvor de i dag er Norges ledende aktør. De er også en av de største aktørene generelt innen eiendomsbransjen og står for 32,49% av markedsverdien til Oslo børs eiendomsindeks som vist i Tabell 1. I tillegg til utleie av kjøpesentereieendommer leier de og

ut næringseiendommer, men andelen næringseiendommer er betydelig mindre, henholdsvis 81% og 19%. De opererer i all hovedsak i det norske markedet, men er noe eksponert i Sverige hvor leieinntektene i 2017 var rundt 245 millioner svenske kroner.

Av inntektene til selskapet er det leieinntektene som utgjør den største andelen. Denne inntekten var i 2017 på 2 770 millioner kroner. I tillegg har de regnskapsmessige inntekter på verdiendring av investeringseiendommer og finansielle instrumenter. Disse inntektene utgjorde 2 438 millioner kroner i 2017. De største kostandspostene til selskapet er eiendomsrelaterte kostnader og finanskostnader, herunder rentekostnader (Olav Thon Eiendomsselskap, 2017). Som de selv skriver på nettsiden, er de største påvirkningsfaktorene for konsernets resultat markedsutviklingen i eiendoms- og rentemarkedene (olt.no, u. å). Faktorene innebærer både korte og lange markedsrenter.

3.2.2 Selvaag Bolig (SBO)

Selvaag bolig er et eiendomsselskap som spesialiserer seg på utvikling og salg av boliger i Oslo, Bergen, Stavanger, Trondheim og Stockholm. De er delvis vertikalt integrert i hele prosessen som vil si at de styrer hele verdikjeden fra kjøp av tomter til salg av boliger. Selve byggeprosessene er det vel å merke eksterne entreprenører som tar seg av.

De er avhengig av salg av boliger for å sette i gang nye prosjekter, ettersom de har et krav om at prosjekter må være 60% finansiert gjennom salg før byggestart. Selvaag Boligs inntekter fra salg av boliger var 3 267 millioner i 2018. Videre er de største kostnadene naturlig nok knyttet til boligutbyggingen. I tillegg hadde de finansielle kostnader tilsvarende omtrent 2% av driftskostnadene (Selvaag Bolig, 2018)

3.2.3 Entra (ENTRA)

Entra er et hovedsakelig statseid selskap (ca. 63%) som utvikler, eier og drifter næringsbygg. Hovedvirksomheten er lokalisert i de største byene i Norge, herunder Oslo, Bergen, Stavanger og Trondheim. De satser på å få robuste leietakere for langtidsleie i lokalene, noe som vil bety at de sannsynligvis kan justere leieprisen årlig i forhold til generell prisstigning (jf. kapittel 2.2.3)

Av Entras totale gjeld har 60% en varighet på over 3 år, mens i underkant av 22% er kortsiktig gjeld med varighet under 1 år. Videre har 57% av total rentebærende gjeld fastrente.

Resterende gjeld er dermed utsatt for endringer i både kort- og langsiktig markedsrente (Entra, 2018)

3.2.4 Norwegian Property (NPRO)

Norwegian Property er et eiendomsselskap som eier 30 kontor-, forretnings- og boligeiendommer i Norge. Eiendommene er lokalisert i Oslo området, med unntak av noen eiendommer i Stavanger. Selskapet er det tredje største selskapet som er undersøkt i denne oppgaven med en markedsverdi per 31. desember 2018 på 5,8 milliarder kroner.

Norwegian Property har relativt høye rentekostnader. I 2017 utgjorde disse 263,2 millioner kroner, noe som er større en driftskostnadene samme år. Renteendringer vil av den grunn påvirke kostnadene og dermed resultatet i stor grad. For å begrense denne effekten har de iverksatt rentesikring med en sikringsgrad på 60%.

Videre skriver de i årsrapporten at selskapet er påvirket av endringer i markedsleie og inflasjon. Effekten av sistnevnte vil være noe dempet ettersom de nevner at majoriteten av leiekontraktene blir 100% justert i forhold til konsumprisindeksen. Dette stemmer overens med teorien beskrevet i kapittel 2.2.3 ettersom en vesentlig del av disse kontraktene også er langsiktige kontrakter. Kortsiktige kontrakter vil antagelig være mer utsatt for inflasjonsendringer.

3.3 Deskriptiv statistikk

3.3.1 Selskapene

Tabell 3 presenterer den deskriptive statistikken av den månedlige avkastningen til de 4 eiendomsselskapene over deres respektive perioder. Det inkluderer gjennomsnitt, standardavvik, mål på normalfordeling og maksimum- og minimumsavkastning for selskapene.

	<i>OLT</i>	<i>NPRO</i>	<i>SBO</i>	<i>ENTRA</i>
Antall	270	139	72	44
Gjennomsnitt	0,0114	-0,0103	0,015	0,016
Standardavvik	0,0631	0,1377	0,0723	0,0461
Minimum	-0,2336	-0,7277	-0,1234	-0,085
Maksimum	0,2284	0,7517	0,3133	0,1307
Skjevhet	0,2104	-0,2355	1,1678	0,0783
Kurtosis	6,0375	14,4009	6,3717	2,8061
JB statistikk	105,7 (0,00)	740,9 (0,00)	43,6 (0,00)	0,11 (0,94)

Tabell 3 Deskriptiv og normalfordistribusjon for selskapene

Over perioden er de gjennomsnittlige log avkastningene: -1,03 prosent (NPRO), 1,1 prosent (OLT), 1,5 prosent (SBO), 1,6 prosent (ENTRA). Den månedlige volatiliteten til avkastningen er høyest for Norwegian Property (13,77 prosent) etterfulgt av Selvaag (7,23 prosent), Olav Thon (6,26 prosent) og Entra (4,61 prosent). Med unntak av Norwegian Property er fordelingen av avkastningen positivt skjev selv om skjevhetsverdiene riktig nok er lave. Kurtosis større enn 3 ble funnet for samtlige selskap med unntak av Entra, derav vil hypotesen om normalfordeling avvises for Olav Thon Eiendomsselskap, Norwegian Property og Selvaag. Samme konklusjon kan trekkes fra Jarque-Bera testen.

I tillegg til foregående tester er selskapenes Pearson korrelasjon med makrovariablene presentert i Tabell 4.

	OLT	NPRO	ENTRA	SBO
BNP	0,148 **	0,126	0,120	0,019
INDPROD	0,018	-0,129	-0,032	-0,032
M2	0,027	-0,063	-0,049	0,050
OSEBX	0,433 ***	0,592 ***	0,230	0,220
NIBOR	-0,064	0,044	-0,042	0,229
UINF	-0,027	-0,122	-0,159	-0,090

***, **, * indikerer signifikans på 1%, 5% og 10% nivå respektivt

Tabell 4 Pearson korrelasjoner mellom selskapene og makrovariablene

Resultatet fra testen viser at det stort sett er lite korrelasjon mellom selskapene og makrovariablene. Her er det bare hovedindeksen som skiller seg ut med to positive og signifikante korrelasjoner med Olav Thon eiendomsselskap og Norwegian Property. I tillegg kan vi observere en positiv korrelasjon mellom Olav Thon eiendomsselskap og vekst i BNP.

3.3.2 Makrovariablene

Alle selskapene har ulike observasjoner og tidsseriene til de makroøkonomiske variablene må derfor tilpasses til hver VAR modell. All deskriptiv statistikk må videre gjøres for hvert system, ettersom forskjellige antall observasjoner vil gi ulik statistikk. Statistikken presenteres i følgende tabeller:

Olav Thon Eiendomsselskap						
	NIBOR	UINF	INDPROD	BNP	M2	OSEBX
Antall	270	270	270	270	270	270
Gjennomsnitt	-0,0064	-0,0001	0,0005	0,0047	0,0053	0,0081
Standardavvik	0,0601	0,0043	0,0168	0,0080	0,0147	0,0662
Minimum	-0,2926	-0,0132	-0,0541	-0,0349	-0,0447	-0,3276
Maksimum	0,2369	0,0221	0,0715	0,0282	0,1748	0,1748
Skjevhet	-0,6638	0,7086	0,1001	0,5827	0,5059	-1,2457
Kurtosis	6,5325	5,8977	5,3262	5,9085	3,4297	7,3653
JB statistikk	160,2 (0,00)	117 (0,00)	61,3 (0,00)	110,4 (0,00)	13,6 (0,00)	284,2 (0,00)

Norwegian Property						
	NIBOR	UINF	INDPROD	BNP	M2	OSEBX
Antall	139	139	139	139	139	139
Gjennomsnitt	-0,0095	-0,0001	0,0005	0,0033	0,0046	0,0056
Standardavvik	0,0632	0,0445	0,0171	0,0084	0,0140	0,0652
Minimum	-0,2926	-0,0132	-0,0417	-0,0349	-0,0447	0,0430
Maksimum	0,1804	0,0141	0,0680	0,0282	-0,3019	0,1654
Skjevhet	-1,0582	0,2559	0,1530	-0,8732	0,3118	-1,3029
Kurtosis	6,3311	3,5913	4,4152	7,1603	4,1109	7,6629
JB statistikk	90,2 (0,00)	3,54 (0,17)	12,3 (0,00)	117,9 (0,00)	9,4 (0,00)	164,7 (0,00)

Selvaag Bolig						
	NIBOR	UINF	INDPROD	BNP	M2	OSEBX
Antall	72	72	72	72	72	72
Gjennomsnitt	-0,0121	0,0002	0,0001	0,0027	0,0037	0,0118
Standardavvik	0,0567	0,0036	0,0167	0,0069	0,0144	0,0327
Minimum	-0,1347	-0,0091	-0,0417	-0,0126	-0,0447	-0,0936
Maksimum	0,1804	0,0071	0,0338	0,0282	0,0430	0,0842
Skjevhet	0,5275	-0,2735	-0,6011	1,0958	-0,0019	-0,7007
Kurtosis	4,2437	2,7465	3,4375	5,0884	4,6771	4,5125
JB statistikk	8,0 (0,02)	1,09 (0,58)	4,91 (0,08)	27,5 (0,00)	8,44 (0,01)	167,9 (0,00)

ENTRA						
	NIBOR	UINF	INDPROD	BNP	M2	OSEBX
Antall	44	44	44	44	44	44
Gjennomsnitt	-0,0108	0,0006	-0,0021	0,0028	0,0037	0,0086
Standardavvik	0,0679	0,0034	0,0283	0,0086	0,0161	0,0327
Minimum	-0,1347	-0,0091	-0,0417	-0,0126	-0,0447	-0,0936
Maksimum	0,1804	0,0071	0,0338	0,0282	0,043	0,0689
Skjevhet	0,4629	-0,4881	-0,5588	0,895	-0,1402	-0,9732
Kurtosis	3,292	3,276	2,9762	3,4297	3,4918	4,4439
JB statistikk	1,73 (0,42)	1,87 (0,39)	2,29 (0,32)	6,31 (0,04)	3,39 (0,18)	162,66 (0,00)

Tabell 5 Deskriptiv statistikk til variablene innen deres respektive VAR system

Tabellene ovenfor viser den deskriptive statistikken til variablene innen deres respektive VAR system. Tabellene viser at månedlige endringer i den kortsiktige renten (NIBOR) er i gjennomsnitt negativ i alle systemene, mens BNP, M2 og OSEBX har vært utelukkende positivt over alle periodene. Uventet inflasjon er i gjennomsnitt negativ i de lengre tidsseriene (Norwegian Property og Olav Thon eiendomsselskap), mens industriell produksjon er i gjennomsnitt negativ for Entra. De mest volatile variablene (målt med standardavvik) på tvers av systemene er kortsiktig rente og OSEBX.

Som man kan se fra tabellene utviser variablene ulike grader av skjevhet og kurtosis over ulike perioder. I all hovedsak fremstår distribusjonen av makrovariablene ikke normaliserte, spesielt for de lengre tidsseriene (Norwegian Property og Olav Thon eiendomsselskap). Den kalkulerede Jarque-Bera statistikken og korresponderende p-verdier er brukt for å teste nullhypotesen om at distribusjonen til de makroøkonomiske seriene er normalfordelt. Fra statistikken kan vi lese at for de lengste tidsseriene er p-verdiene mindre enn 0,05 for alle variablene med unntak av uventet inflasjon (0,17) for Norwegian Property. Derav avvises nullhypotesen om normalfordeling for disse variablene. Ved de korte tidsseriene indikerer flere av variablene normalfordelt. For Entra beholdes nullhypotesen for samtlige variabler unntatt BNP og OSEBX, og for Selvaag beholdes nullhypotesen for uventet inflasjon og industriell produksjon. Den generelle trenden er at datamaterialet i større grad er normalfordelt ved kortere tidsperioder.

4 Metode

For å undersøke vår problemstilling har vi valgt å bruke fire vektor-autoregressive modeller, en modell for hvert selskap. Fra disse modellene vil vi fokusere på likningene, varians dekomposisjonen og impuls-respons funksjonene til de aktuelle selskapene. Metodikken med VAR modeller er brukt tidligere av blant annet Brooks og Tsolacos (1999) og Mccue og Kling (1994) for å studere hvordan samspillet mellom makroøkonomiske variabler og eiendomsinstrumenter er. Forskjellen er at vi lager flere modeller hvor vi undersøker avkastningene til selskapene og ser etter likheter mellom forklaringsvariablene som kan peke på en generell effekt på eiendomsaksjer.

Vi estimerer Sims (1980) vektor-autoregressive modell for å utforske sammenhengen mellom de utvalgte makrovariablene og avkastningen til eiendomsselskapene. Følgende «ubegrenset» modell ble estimert:

Formel 17 Ubegrenset VAR modell

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + A_p y_{t-p} + e_t, \quad (28)$$

Der y_t er en k vektor av endogene variabler, A_1 til A_p er matriser av koeffisienter til estimering og A_0 er en vektor av konstanter. I tillegg er e_t vektorer av innovasjoner/sjokk som er antatt å være gjensidig ukorrelerte og uavhengig av y . Variablene som inkluderes velges på bakgrunn av økonomisk teori og tidligere forskning. Alle variablene inkludert i analysen omgjøres til naturlig logaritmisk endringsform og frekvensen er månedlig. Variablene testes også for stasjonaritet med augmentert Dicky-Fuller test.

Hvis en VAR modell skal være «ubegrenset» kreves det et likt antall lags for alle variablene brukt i alle ligningene. For valg av passende lag lengde har vi benyttet de statistiske informasjonskriteriene AIC og AICc (jf. kapittel 2.5.7). Etter utvelgelsen basert på informasjonskriteriene, utførte vi to postestimeringstester. Lagrange multiplikator test gjennomføres for å sjekke om strukturen i residualene kan defineres som hvitstøy. Hvis residualene ikke er hvite justeres antall lags i modellen. Resultatet fra LM-testene er presentert i appendiks B. Test av stabiliteten til modellene utføres ved inspeksjon av egenverdiene. Hvis verdiene ligger utenfor enhets sirkelen er ikke VAR – modellen stabil og en ny spesifisering bør gjennomføres. Enhetssirkelene sammen med egenverdiene finnes i appendiks A. Tilnærmingen er i linje med metoden benyttet av Clemets og Mizon (1991) og gav oss følgende antall lags i de forskjellige modellene:

	<i>OLT</i>	<i>NORPROP</i>	<i>ENTRA</i>	<i>SBO</i>
<i>Antall lags</i>	6	5	3	6

Etter koeffisientene har blitt estimert kan impuls-respons funksjoner kalkuleres for å videre undersøke effekten variablene har på avkastningen til selskapene. Dekomposisjon av predikert feilvarians blir også gjennomført for å bestemme størrelsen på andelen av bevegelse i avkastningen til eiendomsselskapene som er en konsekvens av egne sjokk istedenfor sjokk i variablene. Spesielt for varians dekomposisjonen vil rekkefølgen av variablene være viktig.

Rekkefølgen er definert ved å sette de variablene vi forventer å ikke ha noen sterk forklaringsevne sist, og å ha korrelerte variabler ved siden av hverandre hvis mulig. Vi testet flere rekkefølger uten at det endret resultatet av testene nevneverdig. Vi endte med å benytte følgende rekkefølge:

NIBOR, UINF, INDPROD, BNP, M2, OSEBX, SELSKAPET

Tidligere verdier av selskapet selv er ikke forventet å kunne forklare noen av makrovariablene og er derfor plassert sist i rekkefølgen. Det samme gjelder for OSEBX, men denne variabelen er plassert nest sist ettersom det er forventet at den påvirker selskapet.

5 Resultater

Variablene som er inkludert i undersøkelsen er Entra (ENTRA), Selvaag Bolig (SBO), Norwegian Property (NPRO), Olav Thon Eiendomsselskap (OLT), pengemengden M2 (M2), industriell produksjon (INDPROD), uventet inflasjon (UINFL), brutto nasjonalprodukt (BNP), norsk interbankrente (NIBOR) og Oslo Børs hovedindeks (OSEBX).

Alle tidsseriene i undersøkelsen er på sin ordinære form ikke-stasjonær, men har gjennom transformering til naturlig logaritmisk endringsform endret karakteristikk til stasjonær. Tabell 6 viser teststatistikkene fra augmentert Dicky-Fuller tester som er gjennomført på alle variablene med 3 lags.

Variabel	Test statistikk			
	n=44	n=72	n=139	n=270
ENTRA	-2,86 ***			
SBO		-4,41 ***		
NPRO			-4,17 ***	
OLT				-7,51 ***
M2	-3,07 ***	-4,45 ***	-5,8 ***	-7 ***
INDPROD	-3,32 ***	-4,14 ***	-5,78 ***	-9,43 ***
UINFL	-2,2 **	-3,96 ***	-6,14 ***	-8,85 ***
BNP	-2,38 **	-3,04 ***	-4,17 ***	-4,59 ***
NIBOR	-3,59 ***	-4,54 ***	-4,4 ***	-5,91 ***
OSEBX	-2,99 ***	-3,9 ***	-4,89 ***	-7,19 ***

***, **, * indikerer signifikans på 1%, 5% og 10% nivå respektivt

Tabell 6 Augmentert Dicky-Fuller test med variablene Entra, Selvaag (SBO), Norwegian Property (NPRO), Olav Thon Eiendomsselskap (OLT), pengemengden M2 (M2), industriell produksjon (INDPROD), uventet inflasjon (UINFL), brutto nasjonalprodukt (BNP), norsk interbankrente (NIBOR) og Oslo Børs hovedindeks (OSEBX)

Siden studien ser på forskjellige selskaper med ulike antall observasjoner, måtte testen gjøres flere ganger på makrovariablene ved ulike antall observasjoner. Antall observasjoner vises i overskriftsraden i Tabell 6 og ADF-statistikken for selskapet og makrovariablene med tilsvarende antall observasjoner følger i kolonnen under. De eneste tidsseriene som ikke er signifikante på 1% nivå finner vi ved 44 observasjoner. Grunnen til dette kan være at såpass få observasjoner fører til økt sannsynlighet for at serien i det tidsvinduet ikke er like stasjonær. Selv om vi ser en forskjell her er de fremdeles signifikante på 5% nivå, noe som tilsier at det ikke vil by på problemer å inkludere variablene i VAR modellen.

5.1 Parametere fra VAR modellene

Ved estimering av VAR modeller beregnes det koeffisienter for hver lagget variabel i alle ligningene. Dette fører til svært mange koeffisienter når modellen inneholder mange lags. Hvor mange lags som er beregnet i vårt tilfelle er beskrevet tidligere (jf. kapittel 4).

Koeffisientene gir en indikasjon på retning og størrelse på samvariasjonen ved ulike lags. Det er vel å merke ikke alle parameterne som er signifikante innenfor 5% nivå. I alle VAR modellene konstrueres det likninger for hver av variablene. Vi har i Tabell 7 derimot bare tatt med likningene til selskapene fra hver av modellene og koeffisientene som er signifikante på nevnt nivå.

I tillegg til å estimere parametere vil man gjøre en test for å undersøke hvorvidt de forskjellige likningene i modellen er signifikante, med andre ord om alle koeffisientene i hver likning er

signifikant ulikt null. Testen gir en p-verdi (notert i parentes på slutten av hver likning) hvor lav verdi indikerer likning med koeffisienter ulikt null.

VAR-modellkoeffisienter 5%

$$OLT = 0,22*OLT_{t-3} - 0,144*OLT_{t-4} + 0,68*INDPROD_{t-3} + 0,69*INDPROD_{t-4} - 0,2*NIBOR_{t-1} - 0,15*NIBOR_{t-2} + 0,18*OSEBX_{t-1} (0,00)$$

$$NPRO = 0,34*NPRO_{t-4} + 1,39*INDPROD_{t-4} - 3,89*BNP_{t-4} + 5,3*UINF_{t-2} - 0,42*NIBOR_{t-1} + 0,48*NIBOR_{t-3} - 0,68*NIBOR_{t-5} - 0,46*OSEBX_{t-3} (0,00)$$

$$SBO = -0,39*SBO_{t-4} + 0,32*SBO_{t-5} - 1,86*INDPROD_{t-6} + 2,62*BNP_{t-4} - 3,16*BNP_{t-6} + 1,78*M2_{t-2} + 7,83*UINF_{t-1} + 0,3*NIBOR_{t-4} - 0,56*OSEBX_{t-5} (0,00)$$

$$ENTRA = 1,013*M2_{t-2} (0,001)$$

Tabell 7 Alle signifikante (5%) koeffisienter fra selskapenes likninger i VAR modellene

Det kan være problematisk å se noe klart mønster fra koeffisientene i Tabell 7, men de gir oss en idé om hvilke lags av variablene som gir signifikante tall. For å studere modellene nøyere er det hensiktsmessig med varians dekomposisjon.

5.2 Varians dekomposisjon

Varians dekomposisjonen under viser oss hvilken andel av variasjonen til den avhengige variabelen som kan forklares av hver av de uavhengige variablene (jf. kapittel 2.5.10). Tabell 8 viser varians dekomposisjonen for alle selskapene på kort sikt (1 - 4 måneder frem i tid) og på lang sikt (12 - 24 måneder frem i tid).

Måneder frem i tid	<i>OlavThon</i>	<i>NIBOR</i>	<i>UINF</i>	<i>INDPROD</i>	<i>BNP</i>	<i>M2</i>	<i>OSEBX</i>
1	0,776	0,004	0,005	0,000	0,039	0,001	0,175
2	0,730	0,033	0,006	0,001	0,038	0,005	0,186
3	0,678	0,086	0,012	0,003	0,035	0,009	0,176
4	0,662	0,081	0,014	0,021	0,047	0,009	0,165
12	0,628	0,087	0,021	0,024	0,055	0,019	0,166
24	0,625	0,088	0,022	0,025	0,055	0,020	0,165
	<i>Entra</i>	<i>NIBOR</i>	<i>UINF</i>	<i>INDPROD</i>	<i>BNP</i>	<i>M2</i>	<i>OSEBX</i>
1	0,548	0,001	0,001	0,012	0,028	0,018	0,391
2	0,472	0,094	0,001	0,031	0,034	0,031	0,337
3	0,355	0,100	0,092	0,024	0,055	0,116	0,258
4	0,340	0,099	0,088	0,023	0,068	0,115	0,265
12	0,287	0,116	0,074	0,040	0,126	0,130	0,227
24	0,283	0,115	0,073	0,043	0,127	0,136	0,223
	<i>NORPROP</i>	<i>NIBOR</i>	<i>UINF</i>	<i>INDPROD</i>	<i>BNP</i>	<i>M2</i>	<i>OSEBX</i>
1	0,705	0,000	0,030	0,023	0,000	0,021	0,221
2	0,646	0,036	0,027	0,036	0,011	0,027	0,216
3	0,612	0,040	0,036	0,036	0,013	0,028	0,235
4	0,563	0,043	0,061	0,041	0,023	0,030	0,239
12	0,403	0,110	0,065	0,036	0,043	0,046	0,297
24	0,396	0,112	0,067	0,037	0,045	0,050	0,293
	<i>Selvaag</i>	<i>NIBOR</i>	<i>UINF</i>	<i>INDPROD</i>	<i>BNP</i>	<i>M2</i>	<i>OSEBX</i>
1	0,833	0,071	0,059	0,001	0,006	0,017	0,013
2	0,731	0,089	0,101	0,004	0,008	0,047	0,020
3	0,657	0,075	0,090	0,031	0,017	0,111	0,020
4	0,595	0,070	0,156	0,302	0,027	0,101	0,021
12	0,439	0,089	0,195	0,054	0,078	0,085	0,060
24	0,408	0,096	0,203	0,066	0,081	0,087	0,059

Tabell 8 Varians dekomposisjon for alle VAR modellene. Tabellen viser forklaring av prognosens feilvarians på kort og lang sikt

Varians dekomposisjonen for prognosen til Olav Thon eiendomsselskap viser oss at på kort sikt (opptil 4 måneder) forklares 66% av variansen av Olav Thon selv. Den uavhengige variabelen som forklarer mest av resterende varians er Oslo Børs hovedindeks som forklarer 16,5%. Prosentene endres ikke nevneverdig fra kort til lang sikt. Den største forskjellen vi ser er at uventet inflasjon forklarer en større del på lang sikt enn kort sikt, henholdsvis 2,2% og 1,4%.

Entra forklarer på kort sikt bare 34% selv, mens M2 og hovedindeksen forklarer henholdsvis 11,5% og 26,5%. På lang sikt reduseres hovedindeksens påvirkning, mens M2 øker påvirkningen med litt over 2%. På lengre sikt observerer vi også at den korte renten NIBOR har noe økende påvirkningskraft til maksimum 11,5% etter to år. Uventet inflasjon vil ha økende påvirkning på kort sikt, men prosenten reduseres på lang sikt.

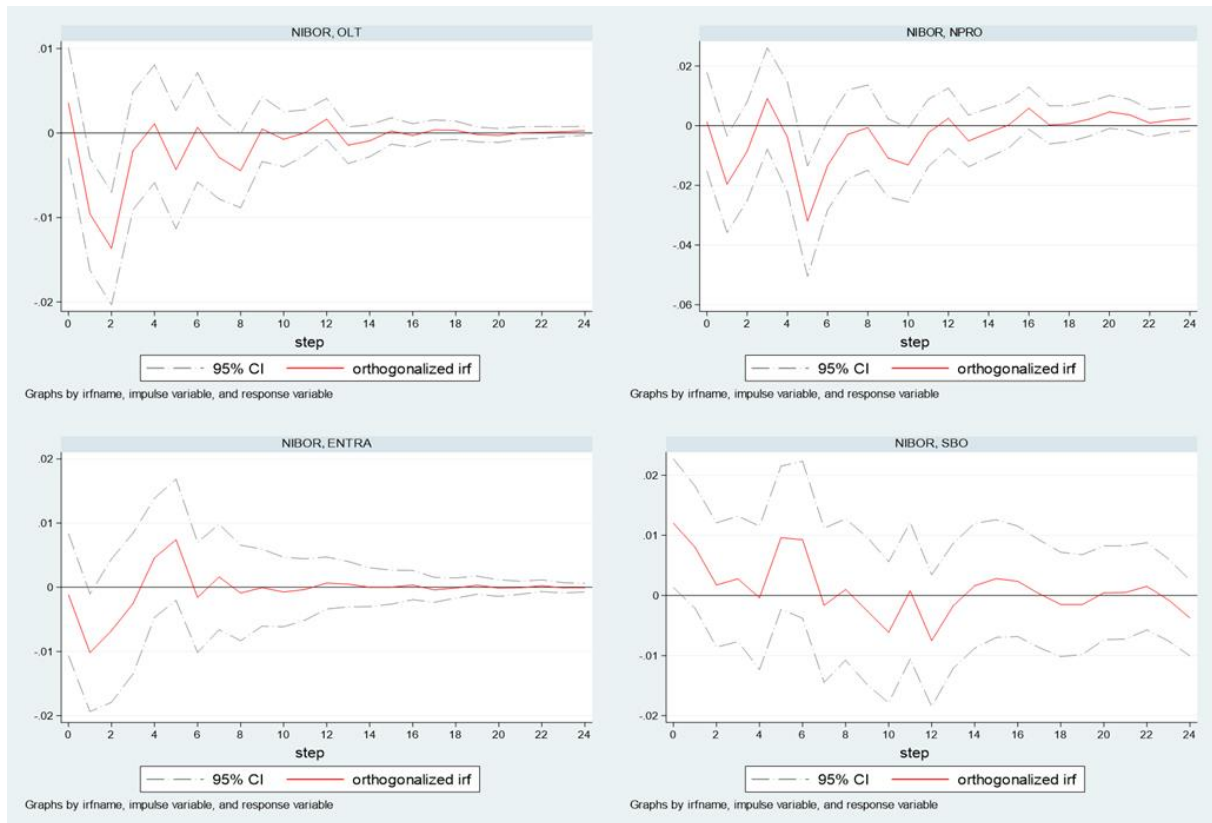
På lik linje med Olav Thon eiendomsselskap og Entra er variabelen som forklarer størst andel av variansen til Norwegian Property hovedindeksen. Påvirkningen er økende og går fra 23,9% på kort sikt til 29,3% på lang sikt. Her også observerer vi at NIBOR har økende påvirkning og hopper fra 4,3% på kort sikt til 11,2% etter to år.

Selvaag Bolig skiller seg noe ut fra de tre andre selskapene ettersom hovedindeksen maksimalt forklarer 5,9% av variansen. Største forklaringsvariabel her er derimot uventet inflasjon som også har en økende påvirkning fra 15,6% på kort sikt til 20,3% på lang sikt. Både M2 og industriell produksjon har økende påvirkning i løpet av de første 4 månedene, men reduseres på lang sikt. Den industrielle produksjonen reduseres relativt drastisk fra 30,2% til 6,6%.

5.3 Impuls-Respons funksjoner

I dette delkapittelet presenterer vi alle impuls-respons funksjonene som har signifikante resultater. Med signifikante resultater mener vi at et sjokk fører til responser som er så store at maksimum og minimum til konfidensintervallet har samme fortegn, med andre ord ligger på samme side av null på y-aksen. Funksjonene er delt inn etter makrovariabler og hovedindeksen for å få bedre oversikt over hvordan et sjokk i variabelen påvirker alle eiendomsaksjene. Avslutningsvis er responsen av et sjokk i selskapene selv presentert. Overskriftene til hver av de individuelle funksjonene indikerer først hvilken variabel det er simulert et sjokk i, etterfulgt av selskapet som funksjonen viser responsen til.

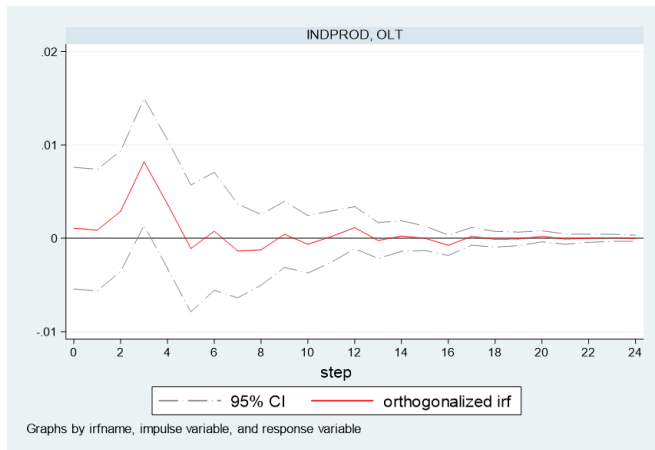
Sjokk i NIBOR



Figur 6 Respons av sjokk i den kortsiktige renten NIBOR

Et sjokk i den kortsiktige NIBOR renten har relativt lik effekt på alle selskapene på kort sikt. I løpet av 2 måneder vil alle oppleve minkende avkastning etterfulgt av en liten periode med økende avkastning. En forskjell vi kan observere er responsen til SBOs avkastning. Avkastningen her vil holde seg på den positive siden av null frem til det har gått omtrent 8 måneder. Her er det verdt å merke seg at OLT, NPRO og ENTRA har alle signifikante negative responser etter 2 og 5 måneder. SBO derimot har en positiv signifikant respons relativt umiddelbart etter sjokket. Entra og OLT har også avtagende responser på lang sikt, mens sjokkene har lengre påvirkningskraft på SBO og ENTRA.

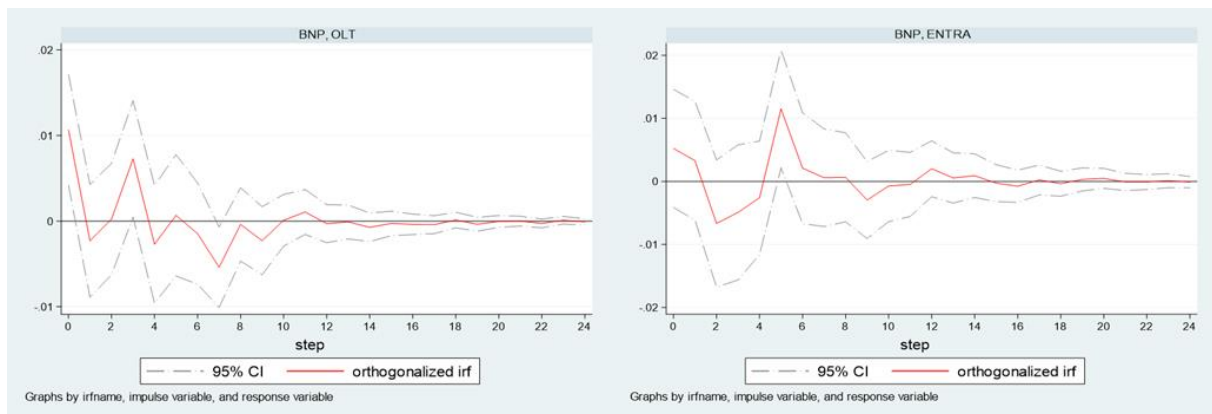
Sjokk i industriell produksjon



Figur 7 Respons av sjokk i industriell produksjon

Sjokk i industriell produksjon har begrenset påvirkning på selskapene i undersøkelsen. Som vi ser av Figur 7 er det bare OLT som har en signifikant positiv respons etter 3 måneder. Det positive sjokket i den industrielle produksjon vil altså gi OLT positiv avkastning på kort sikt. Etter 12 måneder ser vi at funksjonen flater ut, noe som tyder på at effektene av sjokket vil gi seg relativt kjapt.

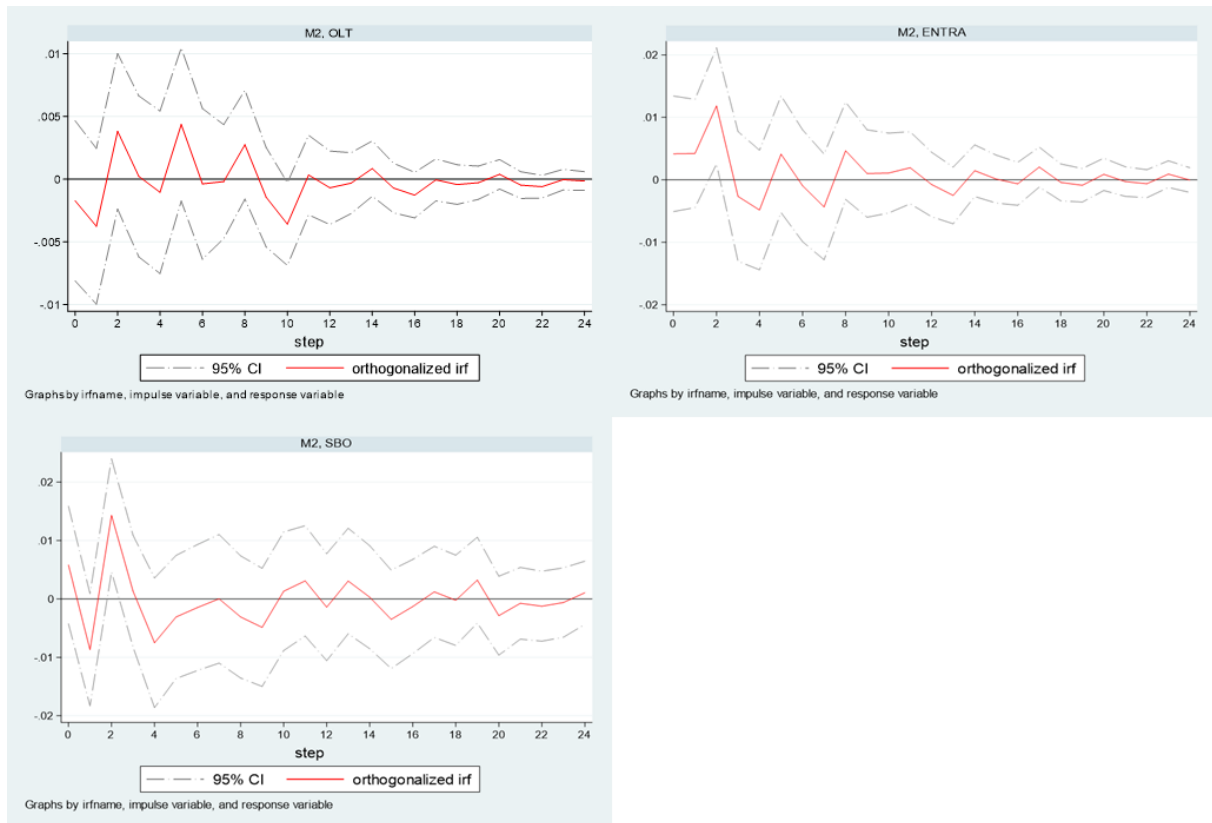
Sjokk i BNP



Figur 8 Respons av sjokk i BNP

På lik linje med industriell produksjon har også sjokk i BNP begrenset påvirkningskraft på selskapene. Av de fire selskapene er det bare OLT og ENTRA som reagerer signifikant. Begge reaksjonene er, som vi ser av Figur 8, positive og kommer etter 3 til 5 måneder. Responsene er her også betydelig størst på kort sikt, mens de dør ut på lang sikt.

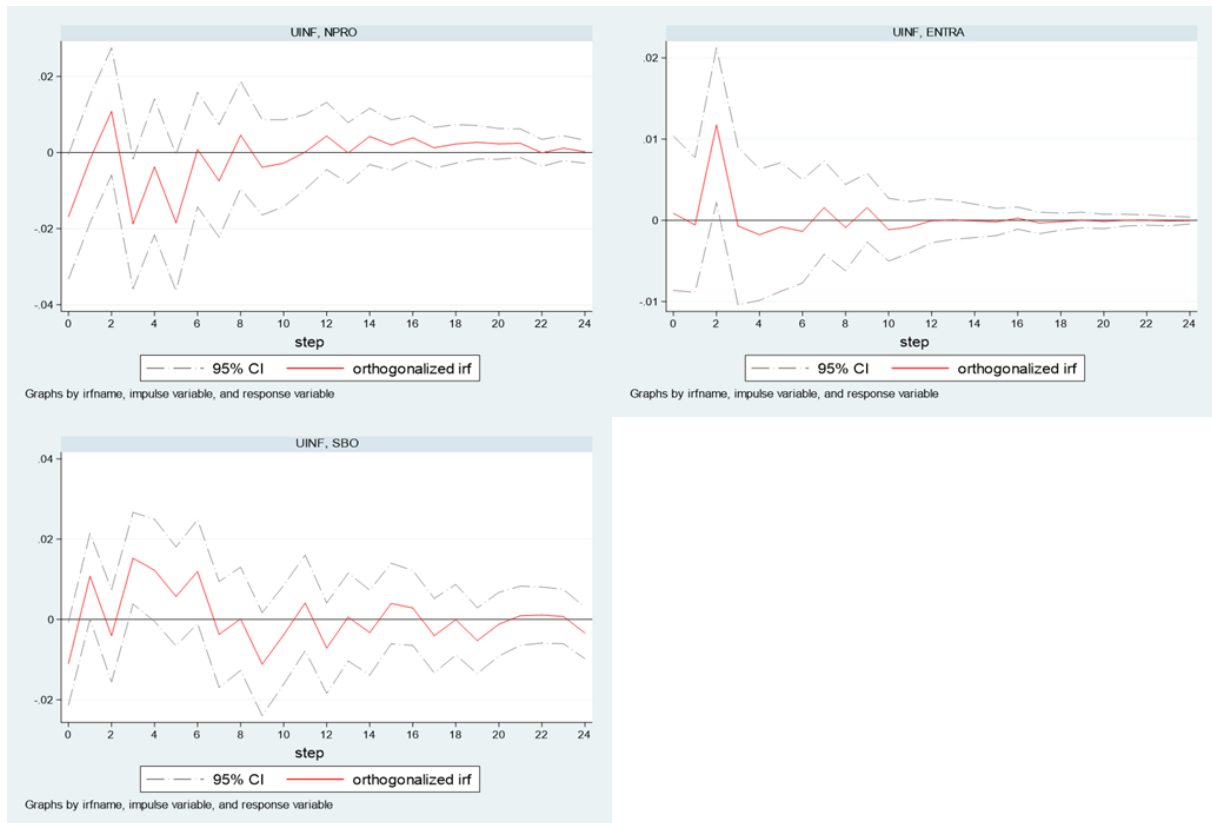
Sjokk i pengemengden M2



Figur 9 Respons av sjokk i pengemengden M2

Ved et positivt sjokk i pengemengden M2 ser vi noe varierte responser. Både ENTRA og SBO har etter 2 måneder en signifikant positiv respons. OLT har derimot en negativ respons etter 10 måneder. Denne responsen er svært liten, men akkurat innenfor 5% prosent signifikansnivå. Responsen til OLT etter 2 måneder ser vi også er lik responsene til ENTRA og SBO, men vel å merke med konfidensintervallet på begge sider av null. De mest drastiske reaksjonene ser vi hos ENTRA og SBO er etter kort tid, mens OLT har noe mer spredt respons. Sjokkene dør stort sett ut for alle selskapene på lang sikt.

Sjokk i uventet inflasjon



Figur 10 Respons av sjokk i uventet inflasjon

Uventet inflasjon gir noe ulike responser hos NPRO, ENTRA og SBO. Både ENTRA og SBO har en positiv respons på et positivt sjokk, med andre ord økt uventet inflasjon vil gi ENTRA og SBO økt avkastning på kort sikt. ENTRAs reaksjon derimot dør kjapt ut, mens SBO har mer volatilitet på lengre sikt som følge av sjokket.

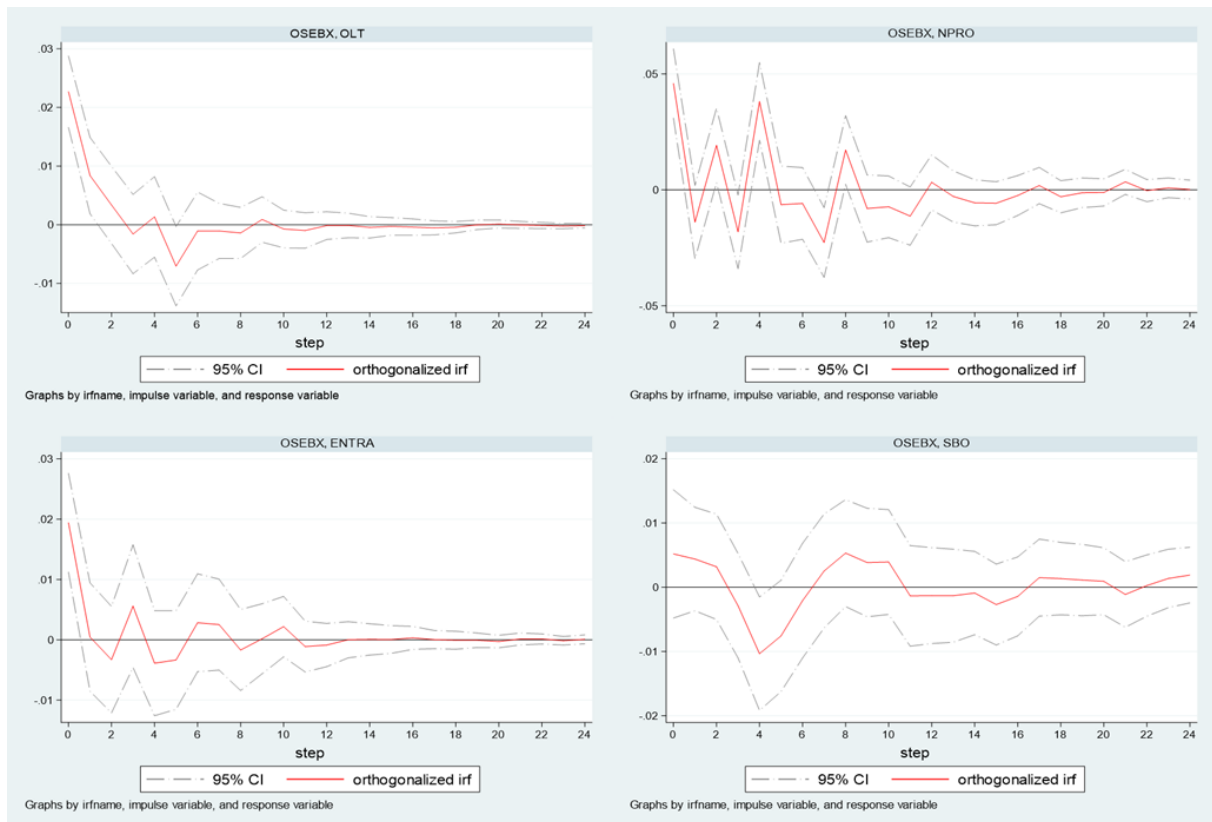
NPRO har, i motsetning til de to andre selskapene, en negativ respons etter 3 måneder.

Kurven vil så klatre oppover og potensielt gi positive avkastninger på lang sikt.

Konfidensintervallet etter 16 måneder viser at det er størst sannsynlighet for positive avkastninger, men at det fremdeles er sannsynlig at avkastningen vil være negativ.

Konklusjoner ut ifra slike resultater vil dermed være lite robuste.

Sjokk i Oslo Børs hovedindeks

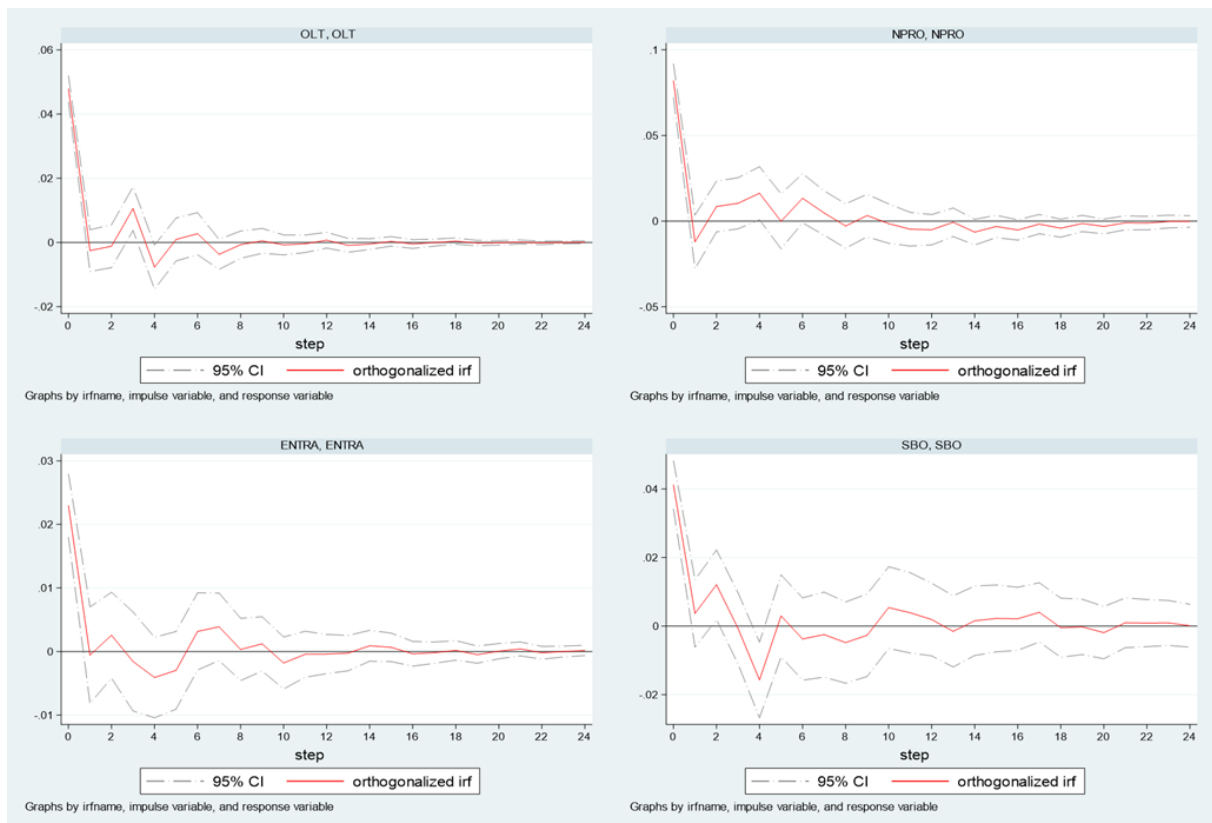


Figur 11 Respons av sjokk i Oslo Børs hovedindeks

Et sjokk i hovedindeksen på Oslo Børs vil ha lignende responser den første måneden for OLT, NPRO og ENTRA. Umiddelbart vil sjokket gi positive avkastninger, men som kjapt reduseres til mulige negative avkastninger i løpet av påfølgende måneder. Responseren er adskillig mer volatil for NPRO, men roer seg etter omtrent et år. Derimot vil sjokket dø ut etter 6 – 10 måneder for OLT og ENTRA og være mindre volatil på kort sikt.

SBO har størst sannsynlighet for å reagere positivt umiddelbart etter sjokket, men kan også gi negative avkastninger. Etter 4 måneder responderer SBO signifikant negativt. De påfølgende månedene reduserer absoluttverdien til avkastningen, men viser tilnærmet lik sannsynlighet for positive og negative avkastninger.

Sjokk i seg selv



Figur 12 Respons i avkastningen til selskapene av et sjokk i selskapet selv

Det siste sjokket som undersøkes er hvordan et sjokk i selskapene selv vil påvirke fremtidig avkastning til selskapet. Felles for alle responsene her er at de dør ut relativt raskt og åpner umiddelbart med signifikante positive avkastninger. Sistnevnte punkt er intuitivt, ettersom et positivt sjokk i selskapet selv naturligvis betyr at selskapet får positive avkastninger. Denne første responsen dør kjapt ut og bare OLT og SBO har signifikante responser i etterkant. OLT har tendenser til en ny positiv respons som følge av sjokket etter 3 måneder, mens SBO vil gi negativ avkastning 4 måneder etter sjokket.

6 Diskusjon

Av alle de makroøkonomiske variablene vi har inkludert i studien og i hver individuelle VAR modell er det variabelen for korte renter NIBOR og hovedindeksen på Oslo Børs OSEBX som gav flest signifikante responser og som forklarer mest av feilvariansen til prognosene til selskapene.

Responsene av et sjokk i NIBOR som har gitt signifikante utslag har hovedsakelig vært negative. SBO har derimot gitt en positiv respons. Retningen på responsen til OLT, ENTRA og NORPROP er forventet ut ifra teori (jf. kapittel 2.2.4). Økte renter vil i disse selskapene dytte avkastningen over på negativ side etter 2 – 5 måneder. Effekten ser ut til å avta etter 12 måneder. Observasjonen av renter som sentral forklaringsvariabel i avkastningen til eiendomsaksjer og -instrumenter er støttet opp av flere tidligere studier. Mccue og Kling (1994) observerer et sterkt forhold mellom nominelle renter og eiendomsavkastning i det amerikanske markedet. På lik linje finner West og Worthington (2006, s.14) at "...Interest rates are also a significant risk factor across all types of property portfolios".

Som beskrevet i kapittel 3.2.2 har SBO relativt lave finansielle kostnader i forhold til driftskostnader. Fra resultatene kan det se ut som at de ikke blir fullt så straffet ved økte renter. Det faktum at de hovedsakelig bare er engasjert i opportunistiske investeringer (jf. kapittel 2.1.1) kan også gjøre at responsen blir annerledes.

NORPROP er som forventet ganske påvirket av økt rentenivå. De har svært høye rentekostnader, men blir til tross ikke straffet nevneverdig mer enn noen av de andre selskapene ifølge varians dekomposisjonen. Dette kan tyde på at rentesikringen (jf. kapittel 3.2.4) kan se ut til å ha hatt noe effekt.

Hovedindeksen på Oslo børs er også en sentral forklaringsvariabel ifølge våre modeller. Alle selskapene, bortsett fra SBO, har en høy prosentandel forklart av OSEBX. Retningen på responsene er derimot varierende. OLT og ENTRA gir positive responser, mens SBO her og gir motsatt respons. NORPROP skiller seg ut med både positive og negative signifikante responser. På lik linje med vår undersøkelse er også avkastning på det Australiske markedet en sentral faktor for å beskrive avkastning på eiendomsaksjer i Australia (West og Worthington, 2006).

Resultatet fra et sjokk i pengemengden M2 gir positive responser i ENTRA og SBO og en liten negativ respons i OLT. Det er vel å merke bare ENTRA som har en substansiell del av variansen forklart av M2 (13,6%). Dette resultatet er overaskende ettersom vi, basert på teorien, forventet en motsatt respons i ENTRA og SBO, det vil si negative responser. Resultatet sammenfaller til tross med Liow, Ibrahim og Huangs (2006) undersøkelse hvor de også fant positiv sammenheng mellom eiendomsinstrumenter og pengemengden i det Japanske markedet, men strider med samme studie som fant en negativ sammenheng i Hong Kong.

På lik linje med pengemengden gir også et sjokk i uventet inflasjon lik respons i to selskaper og motsatt respons i et tredje, henholdsvis positiv respons i ENTRA og SBO og negativ respons i NORPROP. Variabelen har sterkest forklaringssevne i SBOs avkastning (20,3%) og noe lavere i ENTRA og NORPROP (henholdsvis 7,3% og 6,7%). Dette resultatet strider noe med Stevenson og Murrays (1999) undersøkelse som konkluderer med at eiendomsinvesteringer ikke kan anses som en hedge mot inflasjon. Uventet inflasjon har her gitt positive avkastninger i to av selskapene, med andre ord i et økonomisk klima hvor uventet inflasjon har vist seg å være stor vil investorer trekke mot eiendomsselskap. Grunnlaget for å trekke slike konklusjoner blir dog tynt siden NORPROP har gitt motsatt resultat og ENTRA og SBO er selskapene med færrest observasjoner i undersøkelsen. Positive sammenhenger mellom uventet inflasjon og eiendom er også påvist av Liow, Ibrahim og Huang (2006) i Singapore, Storbritannia og Hong Kong. Brooks og Tsolacos (1999) har og funnet at uventet inflasjon har en effekt på eiendomsavkastninger i det engelske markedet.

Ved økning i BNP ser vi bare signifikante påvirkninger i OLT og ENTRA. Retningen på responsene samsvarer i stor grad med teorien her. Økt BNP ser ut til å gi positive avkastninger for selskapene på kort sikt. Dette resultatet sammenfaller også med Liow, Ibrahim og Huang (2006) resultat i Hong Kong, Japan, Singapore og Storbritannia hvor variansen til BNP er positivt korrelert med den ekstraordinære avkastningen til eiendomsaksjer.

Av variablene som er brukt som forklaringsvariabler i denne undersøkelsen er det industriell produksjon som har gitt færrest signifikante responser. Den eneste reaksjonen vi observerer er en positiv respons i OLT etter 3 måneder. Positiv sammenheng mellom industriell produksjon og eiendomsaksjer sammenfaller med teorien og resultatene fra Fama (1981). Vi kan her også se lignende resultater i markedet i Japan, Singapore, Hong Kong og Storbritannia. Sammenhengen er derimot ikke så sterk i det norske markedet ettersom vi bare observerer et selskap med denne samvariasjonen. Det kan trekkes likheter til resultatet fra West og Worthington (2006) hvor de fant at industriell produksjon er en viktig faktor for å bestemme avkastningen spesifikt i kjøpesentereieendommer i Australia. Ettersom OLT hovedsakelig er engasjert i kjøpesentereieendommer i Norge er dette en interessant likhet.

Det faktum at avkastningene til selskapene reagerer forskjellig ved sjokk i variablene kan også skyldes bedriftsspesifikke forhold som gjør at selskapene takler sjokk i makrovariabler

ulikt. Videre er selskapene i forskjellige segmenter av eiendomsmarkedet og kan naturligvis derfor bli ulikt påvirket av sjokk.

Variablene som i alle modellene forklarte mest av selskapenes varians var de laggede variablene av selskapene selv. Det resultatet tyder på at tidligere avkastninger i selskapet har en sentral effekt på avkastningen i kommende perioder. Dette resultatet kan sammenlignes med Brooks og Tsolacos (1999) som også fant at variablene med mest signifikant innflytelse på eiendomsavkastning var tidligere verdier av avkastningen.

7 Konklusjon

Forskning på forutsigbarheten for avkastningen til eiendomsselskap er et område av interesse for både investorer og eiendomsselskapene selv, og krever at koblingen mellom avkastningen og det makroøkonomiske og finansielle miljøet er veletablert. Denne studien undersøker rollen utvalgte makrovariabler har til å forutse avkastningen til eiendomsselskapene i det Norske markedet. Resultatet viser at selskapene reagerer ulikt på sjokk i makrovariablene. Dette kan være en følge av at selskapene har virksomhet innenfor ulike felt av eiendomsnæringen og har ulik regnskapsmessig sammensetning.

Fra VAR-metodologien benyttet i oppgaven er det totalt sett vanskelig å trekke en konklusjon som gjelder for alle selskapene inkludert i analysen som et representativ for indirekte eiendomsinvesteringer i Norge. Den kortsiktige renten viser tegn på å påvirke avkastningen til eiendomsselskapene negativt, men ikke utelukkende. BNP og industriell produksjon har en positiv påvirkning på de selskapene som påvirkes av variablene. Resterende variabler gir resultater som er vanskelig å trekke en konklusjon fra, men som er potensielt mulig å forklare ut i fra selskapsspesifikke egenskaper og tidligere forskning. Fra varians dekomposisjonen så vi også at OSEBX forklarer en sentral andel av variansen til de fleste selskapene, noe som kan indikere at selskapene er relativt sterkt utsatt for markedskrefter. På lik linje med Brooks og Tsolacos (1999) har variablene som har stått for mesteparten av forklaringsevnen til modellene har vært laggede verdier av selskapet selv. Dette kan tyde på noen likheter mellom eiendomsavkastning i Storbritannia og Norge.

Resultatene fra denne studien kan styrke det empiriske grunnlaget for å konkludere med at makrovariablene som er inkludert har signifikant påvirkning på eiendomsaksjer selv om en universal retning på påvirkningene er vanskelig å finne.

Fra litteraturen finner vi ellers motstridende rapporter om effekten til variablene presentert i vår studie. Siden de motstridende rapportene vanligvis er basert på forskjellige metodologier og avkastningsserier vil en naturlig antakelse være at de estimerte resultatene fra eksisterende studier er sensitive til bestemte mål eller serier av eiendomsavkastning, utvalgsperiode og modeller benyttet. Dette er noe som kan undersøkes videre for å styrke teorien på området. Vår studie har heller ikke undersøkt potensiell effekt makrovariablene kan ha på direkte eiendom grunnet mangel på månedlige data. Videre arbeid kan gjøres med å estimere modeller med kvartalsvis data og ulike økonometriske teknikker.

Selv om det per dags dato vil gi korte tidsserier kan en undersøkelse med tilsvarende metodikk og makroøkonomiske variabler samt med en indeks for alle eiendomsselskapene være et naturlig steg videre fra vår undersøkelse.

7.1 Feilkilder

Undersøkelsen vi har gjennomført og beskrevet ovenfor er ikke uten feilkilder. Målet med å beskrive disse er for å understreke at resultatene som er oppnådd har begrenset pålitelighet, og for å belyse aspekter som må hensyntas ved videre forskning på temaet.

Formålet med metoden som er brukt er å danne et sammenlignbart grunnlag for å kunne si noe generelt om eiendomsaksjer. Ettersom selskapene er børsnotert på forskjellig tidspunkt og dermed har et ulikt antall observasjoner å studere, blir grunnlaget noe svekket. To av selskapene har attpåtil relativt få observasjoner, noe som videre svekker generaliseringsgrunnlaget.

Aksjeavkastninger er preget av ulik volatilitet i ulike perioder. Med andre ord vil avkastningen gjerne være mer volatil i urolige perioder, men så stabiliseres i roligere perioder (for eksempel under og etter finanskrisen i 2008). Denne effekten betyr at tidsserien for avkastningen er karakterisert av heteroskedastisk varians. Våre modeller har ikke tatt hensyn til denne effekten og dermed mistet noe av presisjonen til estimatene. En forbedring i fremtidige studier av samme tema kan være å lage modeller som innebærer en generalisert autoregressiv betinget heteroskedastisitet.

Presisjonen i BNP variabelen er også svekket ettersom vi gjennomførte kubisk spline interpolering for å få månedlige observasjoner. Denne dataen blir dermed ikke virkelige observerte tall, men tilnærmede tall basert på endringen i de kvartalsvise tallene. En slik grov tilnærming er naturligvis en feilkilde.

Litteraturliste

- Aastveit, K. A., og Anundsen, A. K. (2017) Assymetric effects of monetary policy in regional housing markets, *Norges Bank Research 2017 (25)* Tilgjengelig fra: <https://www.norges-bank.no/en/news-events/news-publications/Papers/Working-Papers/2017/252017/> [Lest: 19.11.2018]
- Arltová, M. og Fedorová, D. (2016) Selection of Unit Root Test on the Basis of Length of the Time Series and Value of AR(1) Parameter. *Statistika - Statistics and Economics Journal*, 96(3), s. 47-64. Tilgjengelig fra: https://www.researchgate.net/publication/308972405_Selection_of_Unit_Root_Test_on_the_Basis_of_Length_of_the_Time_Series_and_Value_of_AR1_Parameter
- Beckett S. (2013) *Introduction to Time Series Using Stata*. Texas, StataCorp LP.
- Beenstock, M. og Chan, K.F. (1988) Economic forces and the London Stock Market, *Bulletin of Economics and Statistics*, 50, s. 27-39. Doi: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1988.mp50001002.x>
- Bodie, Z., Kane, A. og Marcus, A. (2018) *Investments*. New York, Mcgraw-Hill Education
- Bodie, Z. (1976) Common stocks as a hedge against inflation, *Journal of Finance*, 31(2), s. 459-470. Doi: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1976.tb01899.x>
- Brooks, C. og Tsolacos, S. (1999) The impact of economic and financial factors on UK property performance, *Journal of Property Research*, 16(2), s.129-152. Doi: <https://doi.org/10.1080/095999199368193>
- Brooks, C. og Tsolacos, S. (2001)
Linkages between property asset returns and interest rates: evidence for the UK, *Applied Economics*, 33(6), s. 711-719. Doi: [10.1080/00036840122812](https://doi.org/10.1080/00036840122812)
- Burnham, K.P. og Anderson, D.R. (2004) Multimodel inference: understanding AIC and BIC in Model Selection, *Sociological Methods & Research*, 33, s. 261–304. Doi: <https://doi.org/10.1177/0049124104268644>
- Chan, K.C., Hendershott, P.H. og Sanders, A.B. (1990) Risk and Return on Real Estate: Evidence from Equity REITs, *Real Estate Economics*, 18, s. 431-452.
doi: [10.1111/1540-6229.00531](https://doi.org/10.1111/1540-6229.00531)

- Chen, N.F., Roll, R. og Ross, S.
(1986) Economic forces and the stock markets, *Journal of Business*, 59(3), s. 383-403.
Tilgjengelig fra: <http://www.jstor.org/stable/2352710>
- Clements, M.P. og Mizon, E.G. (1991) Empirical analysis of macroeconomic time series.
VAR and structural models, *European Economic Review*, 35(4), s. 887-932. Doi:
[10.1016/0014-2921\(91\)90042-H](https://doi.org/10.1016/0014-2921(91)90042-H)
- Dougherty, C. (2016) *Introduction to econometrics*. Oxford, Oxford University press.
- Entra, (2018) *Annual Report 2018*, Oslo. Tilgjengelig fra:
<https://www.entra.no/uploads/reports/123/entra-annual-report-2018-final.pdf> [Lest
12.04.19]
- Fama, E.F. og Gibbons, M.R. (1984) A comparison of inflation forecasts, *Journal of
Monetary Economics*, 13(3), s. 327-348. Doi: [https://doi.org/10.1016/0304-
3932\(84\)90036-9](https://doi.org/10.1016/0304-3932(84)90036-9)
- Fama, E.F. (1981) Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money, *The American
Economic Review*, 71(4), s. 545-565. Tilgjengelig fra:
<https://www.jstor.org/stable/1806180>
- Fama, E.F. og Schwert, G.W. (1977) Asset returns and inflation, *Journal of Financial
Economics*, 5(2), s.115-146. Doi: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(77\)90014-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(77)90014-9)
- Person, W. og Harvey, C. (1991) The Variation of Economic Risk Premiums, *Journal of
Political Economy*, 99(2), s. 385-415. Tilgjengelig fra:
<http://www.jstor.org/stable/2937686>
- Flåøyen, L. (2007) Hvorfor og hvordan investere i næringsseiendom, *Praktisk økonomi og
finans*, (23), s. 29-38. Tilgjengelig fra: [https://wwwa-idunn-
no.eazy.uin.no/pof/2007/04/hvorfor_og_hvordan_investere_i_neringseiendom](https://wwwa-idunn-no.eazy.uin.no/pof/2007/04/hvorfor_og_hvordan_investere_i_neringseiendom)
- Gjerde, Ø. og Sættem, B.F. (1999) Causal relations among stock returns and macroeconomic
variables in a small, open economy, *Journal of International Financial Markets,
Institutions and Money*, 9, s.61-74. Doi: [https://doi.org/10.1016/S1042-
4431\(98\)00036-5](https://doi.org/10.1016/S1042-4431(98)00036-5)
- Gujarati, N.D. (2003) *Basic Econometrics*. New York, McGraw-Hill Companies, inc.

- Gultekin, N.B. (1983) Stock market returns and inflation: evidence from other countries, *Journal of Finance*, 38(1), s. 49-65. Doi: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1983.tb03625.x>
- Hendry, F.D. (1980) Econometrics-Alchemy or Science? *Economica*, 47(188), s. 387-406. Doi: 10.2307/2553385
- Lerbak, M. N. (2013) Om pengemengden. *Norges Bank Staff Memo*, 2013 (14). Tilgjengelig fra: <https://www.norges-bank.no/Publisert/Signerte-publikasjoner/Staff-Memo/2013/Staff-Memo-142013/> [Lest 08.11.2018]
- Liow, H. K., Ibrahim, M. F. og Huang, Q. (2006) Macroeconomic risk influences on the property stock market, *Journal of Property Investment & Finance*, 24(4), s. 295-323. Doi: <http://doi.org/10.1108/14635780610674507>
- Liow, H. K., Ooi, L.T.J. og Wang, L.K. (2003) Interest rate sensitivity and risk premium of property stocks, *Journal of Property Research*, 20(2), s.117-132. Doi: <https://doi.org/10.1080/0959991032000109508>
- Lütkepohl H. (2005) *New introduction to multiple time series analysis*. Berlin, Springer Berlin Heidelberg.
- McCue, T.E. og Kling, J.T. (1994) Real Estate Returns and the Macroeconomy: Some Empirical Evidence from Real Estate Investment Trust, *Journal of Real Estate Research*, 9(3), s. 277-288. Tilgjengelig fra: <https://ideas.repec.org/a/jre/issued/v9n31994p277-288.html>
- Menke, W. og Menke, J. (2009) *Environmental data analysis with matlab*. Academic Press
- Mishkin, F. S. (2016) *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. Edinburgh, Pearson Education Limited
- Norges bank (2018) *Styringen av bankenes reserver – systemet i Norge* [Internett], Norges Bank. Tilgjengelig fra: <https://www.norges-bank.no/Bank-og-marked/Likviditetsstyringssystemet/Styring-av-bankenes-reserver/> [Lest 12.11.2018]
- Olav Thon Eiendomsselskap (2017) *Årsrapport 2017* [Internett] Tilgjengelig fra: http://www.olt.no/globalassets/arsrapport-2017/pdf-noen/OTE_arsrapport_2017.pdf [Lest 12.04.19]

- Olt.no. (u. å.) *Finansielle Forhold* [Internett], Olav Thon Eiendomsselskap. Tilgjengelig fra: <http://www.olt.no/finans/Finansielle-forhold/> [Lest 12.04.19]
- Oslo Børs (u. å.a) *Hovedindeksen* [Internett], Oslo Børs. Tilgjengelig fra: <https://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSEBX.OSE/overview> [Lest 20.04.19]
- Oslo Børs (u. å.b) *Notering* [Internett], Oslo Børs. Tilgjengelig fra: <https://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Notering> [Lest 26.11.18]
- Pinto, J. E. et al. (2015) *Equity Asset Valuation*. Hoboken, New Jersey, John Wiley & Sons, Inc.
- Quan, C.D. og Titman, S. (1999) Do Real Estate Prices and Stock Prices Move Together? An International Analysis, *Real Estate Economics*, 27(2), s.183-207. Doi: <https://doi.org/10.1111/1540-6229.00771>
- Selvaag Bolig (2018) *Annual Report 2018* [Internett] Tilgjengelig fra: http://s22.q4cdn.com/232574906/files/doc_financials/2018/SBO-Annual-report-2018-en.pdf [Lest 12.04.19]
- Sims, C. A. (1980) Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48, s.1-48. Doi: 10.2307/1912017
- Statistisk sentralbyrå (2018a) *Hva er egentlig BNP?* [Internett] Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/hva-er-egentlig-bnp> [Lest.10.12.18]
- Statistisk sentralbyrå (2018b) *Leiemarkedsundersøkelsen* [Internett]. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statbank/table/09895/tableViewLayout1/> [Lest 26.11.18]
- Statistisk sentralbyrå (2018c) *Makroøkonomiske hovedstørrelser 2006-2021. Regnskap og prognoser* [Internett] Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/342791/makrookonomiske-hovedstorrelser-2006-2021.regnskap-og-prognoser.prosentvis-endring-fra-aret-for-der-ikke-annet-framgar> [Lest 10.10.18]
- Statistisk sentralbyrå (2018d) *Nasjonalregnskap* [Internett]. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statbank/table/09189/tableViewLayout1/> [Lest 26.11.18]

Statistisk sentralbyrå (2018e) *Prisindeks for brukte boliger* [Internett]. Tilgjengelig fra:

<https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/bpi> [Lest 26.11.18]

Stevenson, S. og Murray, L. (1999) An examination of the inflation hedging ability of irish real estate. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 5, s. 59-69. Tilgjengelig fra:

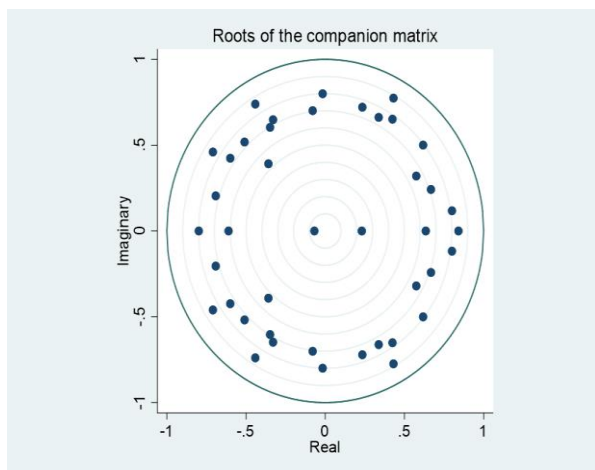
<https://search-proquest-com.eazy.uin.no/docview/197952365?accountid=26469>

West, T. og Worthington, A. C. (2006) Macroeconomic risk factors in Australian commercial real estate, listed property trust and property sector stock returns, *Journal of Financial Management of Property and Construction*, 11(2), s.105-116. Tilgjengelig fra:

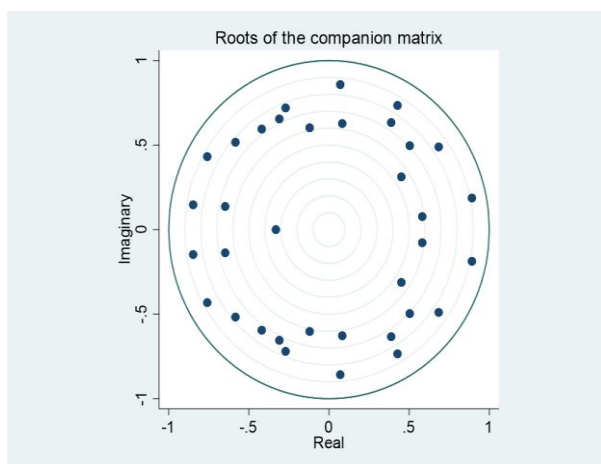
<https://search-proquest-com.eazy.uin.no/docview/1012067194?accountid=26469>

Appendiks

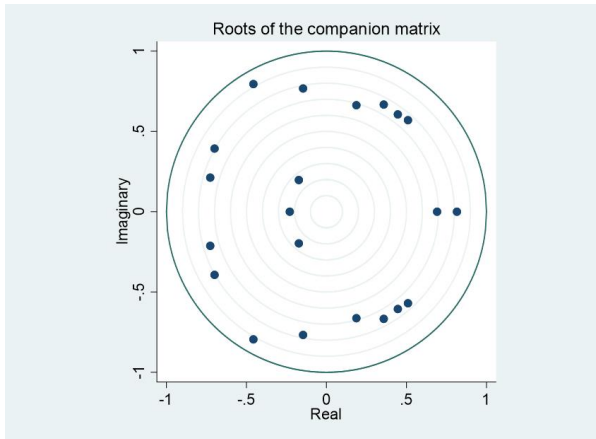
Appendiks A: Eigenverdier til VAR modellene plottet i enhetssirkler



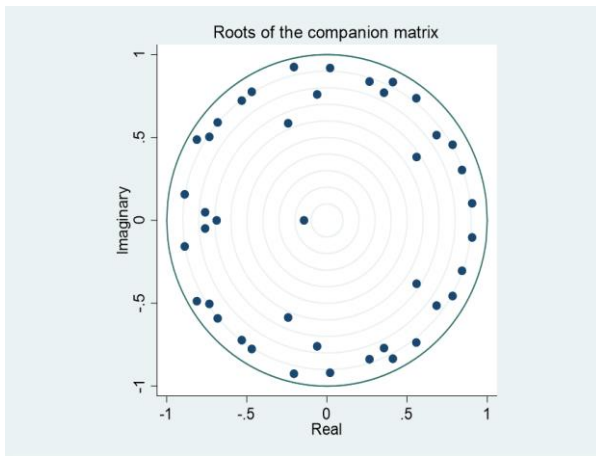
Figur 13 Enhetssirkel Olav Thon Eiendomsselskap



Figur 14 Enhetssirkel Norwegian Property



Figur 15 Enhetssirkel Entra



Figur 16 Enhetssirkel Selvaag Bolig

Appendiks B: Lagrange multiplikator (LM) -test for autokorrelasjon

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	56.2351	49	0.22234
2	61.9989	49	0.10059
3	61.3619	49	0.11066
4	57.5022	49	0.18939
5	52.3599	49	0.34496
6	55.4436	49	0.24476

H0: no autocorrelation at lag order

Tabell 9 LM-test Ola Thons Eiendomsselskap

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	59.0734	49	0.15351
2	48.0995	49	0.50958
3	56.7273	49	0.20911
4	54.2274	49	0.28191
5	53.4452	49	0.30746

H0: no autocorrelation at lag order

Tabell 10 LM-test Norwegian Property

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	42.6552	49	0.72665
2	48.8133	49	0.48064
3	55.0167	49	0.25743
4	43.4892	49	0.69531
5	47.7208	49	0.52504
6	40.5665	49	0.79897

H0: no autocorrelation at lag order

Tabell 11 LM-test Selvaag Bolig

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	49.0220	49	0.47224
2	46.1849	49	0.58795
3	57.7407	49	0.18359

H0: no autocorrelation at lag order

Tabell 12 LM-test Entra