

NHH



# Publisering av makroøkonomiske nøkkeltall

Hvordan reagerer det norske aksjemarkedet?

Eirin Ingvaldsen Brynestad

Julie Louise Johnsen

Norges Handelshøyskole

Bergen, Vår 2016

Selvstendig arbeid innen finansiell økonomi

Veileder: professor Rolf Jens Brunstad

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

---

## SAMMENDRAG

Denne masteroppgaven undersøker hvilke makroøkonomiske nøkkeltall aktører i det norske aksjemarkedet reagerer på, om reaksjonen varierer på tvers av sektorer og hvordan markedet reagerer på overraskelser. Dette gjøres ved å undersøke om planlagte publiseringer av nøkkeltall øker absolutt volatilitet i hovedindeksen, samt i åtte bransjeindekser som representerer ulike sektorer i det norske markedet. Videre undersøkes det hvordan overraskelser, det vil si når publisert nøkkeltall avviker fra forventning, påvirker både størrelsen og retningen på endringen i hovedindeksen. Analysen foretas med høyfrekvent intradagsdata på indeksene, helt ned til 1-minuttsintervall, og perioden som analyseres strekker seg fra april 2010 til desember 2015.

Nøkkeltallene vi har valgt sier noe om økonomisk utvikling i både Norge, USA og Europa. Vi inkluderer nøkkeltall fra petroleumssektoren spesielt med tanke på Norges oljeavhengighet. Ny informasjon om nøkkeltallene tenkes å kunne påvirke aktørenes forventninger om fremtidige kontantstrømmer og avkastningskrav, og dermed aksjeprisene. Spesielle forhold som påvirker aksjemarkedet tas også høyde for, herunder konjunktursituasjonen, samt åpningstids- og stengtidsvolatilitet på Oslo Børs.

Ved hjelp av multippelregresjon med dummyvariabler finner vi at aktørene i hovedsak reagerer på publiseringer av utenlandske nøkkeltall, dette gjelder både for hovedindeksen og på tvers av bransjeindekser. Nonfarm payroll og Federal Reserves rentemøter er de to publiseringene som øker volatiliteten mest. Dette er konsistent med funn fra aksjemarkeder verden over. Enkelte bransjeindekser skiller seg ut med tanke på hvilke nøkkeltall de reagerer på, men disse tilfellene stemmer godt med intuisjon. Av nøkkeltallene knyttet til petroleumssektoren finner vi at det særlig er Baker Hughes' riggtelling som påvirker markedet. Dette gjelder både hovedindeksen og de fleste bransjeindeksene.

Det er kun overraskelser i AKU, Ifo og ECBs rentemøter som skaper signifikante endringer i hovedindeksen. En positiv overraskelse, hvor faktisk utfall er høyere enn forventet, medfører økning i indeksen for AKU og Ifo, mens for ECBs rentemøter vil indeksen falle ved en slik overraskelse.

---

## FORORD

I løpet av studietiden på NHH har vi begge fått økt interesse for makroøkonomien og betydningen av denne ned på mikronivå. I arbeidet med å velge tema for masteroppgaven ble dermed makroøkonomi et naturlig utgangspunkt, og vi var i snakk med flere professorer og andre for inspirasjon og veiledning. Det var til slutt en samtale med professor Jan Tore Klovland og et tips om Norges Bank Staff Memo Nr. 3 2015, *Hvilke nøkkeltall reagerer aktører i valutamarkedet på?*, som ble avgjørende for valg av tema.

Oppgaven var avhengig av Oslo Børs' arbeid med å trekke ut og sende intradagsdata for ni indekser over en femårsperiode. Den finansielle støtten fra Christiania Bank og Kredittkasses legat gjorde det mulig å få tilgang til disse dataene. Videre bød oppgaven på en del utfordringer, særlig med tanke på konstruksjon av datasettet. Skrivningen har vært en utrolig lærerik og spennende prosess. Oppgaven har hele veien engasjert og gitt oss utfordringer å bryne oss på. Vi avslutter studietiden på NHH med bedre kunnskap og forståelse for makroøkonomien og dens påvirkning på aksjemarkedet.

Vi ønsker å takke professor Jan Tore Klovland og førsteamanuensis Carsten Bienz for deres tips og gode råd. Takk til Oslo Børs for arbeidet med å hente ut data, Christiania Bank og Kredittkasses legat ved professor Øystein Thøgersen for hjelp til finansiering av data, og Hong Xu, en av forfatterne av Norges Bank Staff Memo Nr 3 2015, for gode innspill. Til slutt vil vi takke vår veileder professor Rolf Jens Brunstad for engasjement og gode, veiledende samtaler.

Bergen, juni 2016

Eirin Ingvaldsen Brynestad

Julie Louise Johnsen

---

# INNHOLDSFORTEGNELSE

SAMMENDRAG.....	2
FORORD .....	3
INNHOLDSFORTEGNELSE .....	4
1 INNLEDNING .....	7
2 TEORI .....	9
2.1 Markedseffisiens .....	9
2.2 Markedsineffisiens .....	11
2.2.1 Overdreven selvtillit .....	12
2.2.2 Anomalier .....	12
2.3 Prisdannelse.....	13
2.4 Overraskelse i markedet.....	16
2.4.1 Overraskelseskomponent.....	17
3 VARIABLER .....	20
3.1 Oslo Børs.....	21
3.1.1 Indekser .....	21
3.1.2 Ulike indekser – ulik respons .....	24
3.2 Makroøkonomiske nøkkeltall.....	25
3.2.1 Norsk økonomi .....	25
3.2.2 Amerikansk økonomi .....	30
3.2.3 Tysk økonomi.....	33
3.2.4 Rentemøter.....	34
3.2.5 Petroleumssektoren.....	35
3.2.6 Konjunktursituasjon.....	37
3.2.7 Volatilitet gjennom dagen .....	39
3.3 Utelatte variabler .....	40
4 DATA .....	42
4.1 Datainnsamling.....	42
4.1.1 Oslo Børs .....	42
4.1.2 Makroøkonomiske nøkkeltall.....	42
4.2 Bearbeiding av data.....	43
4.2.1 Oslo Børs .....	43

---

4.2.2	Makroøkonomiske nøkkeltall .....	45
4.2.3	Samlet datasett .....	46
4.2.4	Begrensninger .....	47
4.3	Tidsforskjellsproblematikk .....	48
5	FREMGANGSMÅTE .....	49
5.1	Regresjonsmetode .....	49
5.1.1	Newey-West standardfeil .....	51
5.2	Del I og II .....	52
5.3	Del III .....	52
6	ANALYSE .....	54
6.1	Del I – Hovedindeksen .....	54
6.1.1	Resultater – Norsk økonomi .....	55
6.1.2	Resultater – Amerikanske nøkkeltall .....	58
6.1.3	Resultater – Tysk økonomi .....	59
6.1.4	Resultater – Rentemøter .....	60
6.1.5	Resultater – Petroleumssektoren .....	62
6.1.6	Resultater – Konjunktursituasjon .....	63
6.1.7	Resultater – Volatilitet gjennom dagen .....	64
6.1.8	Delkonklusjon .....	64
6.2	Del II - Bransjeindeksene .....	66
6.2.1	OSE10GI - Energi .....	66
6.2.2	OSE15GI - Materialer .....	69
6.2.3	OSE20GI - Industri .....	71
6.2.4	OSE25GI - Forbruksvarer .....	72
6.2.5	OSE30GI – Konsumvarer .....	73
6.2.6	OSE35GI – Helsevern .....	75
6.2.7	OSE40GI – Finans .....	76
6.2.8	OSE45GI – IT .....	78
6.2.9	Delkonklusjon .....	79
6.3	Del III – Overraskelse i markedet .....	80
6.3.1	Resultater .....	82
6.3.2	Delkonklusjon .....	87
7	KONKLUSJON .....	89

---

8	REFERANSELISTE .....	91
9	APPENDIKS .....	97
9.1	Oversikt over nøkkeltall, del I og II .....	97
9.2	Konjunktursituasjon, Norge 1980-2015 .....	98
9.3	Oversikt over forventningsverdier .....	99
9.4	Tester forutsetninger for OLS-regresjon del I og II .....	100
9.5	Tester forutsetninger for OLS-regresjon del III .....	105
9.6	Regresjonsutskrift del I .....	108
9.6.1	Hovedindeksen – OSEBX .....	108
9.7	Regresjonsutskrifter del II .....	109
9.7.1	OSE10GI - Energi .....	109
9.7.2	OSE15GI - Materialer .....	110
9.7.3	OSE20GI - Industri .....	111
9.7.4	OSE25GI - Forbruksvarer .....	112
9.7.5	OSE30GI - Konsumvarer .....	113
9.7.6	OSE35GI - Helsevern .....	114
9.7.7	OSE40GI - Finans .....	115
9.7.8	OSE45GI – IT .....	116
9.8	Regresjonsutskrift del III .....	117

---

## 1 INNLEDNING

I denne oppgaven benytter vi en multipel regresjonsmodell med dummyvariabler for å analysere effekten publiseringer av makroøkonomiske nøkkeltall har på det norske aksjemarkedet. Vi bruker intradagsdata fra perioden april 2010 til desember 2015 for hovedindeksen på Oslo Børs, samt åtte bransjeindekser. Liknende studier har blitt gjort tidligere, men så vidt vi vet har ikke det norske aksjemarkedet blitt undersøkt. Videre skiller oppgaven seg ut gjennom bruken av høyfrekvent intradagsdata. Vi gjør analyser helt ned til 1-minuttsintervall, og ikke bare daglige noteringer.

Makroøkonomiske forhold forteller om den økonomiske tilstanden i dag, hvordan det har vært og hvor vi kanskje er på vei. Mange makroøkonomiske forhold presenteres i planlagte, jevnlig publiseringer. Informasjonen som blir gitt i disse publiseringene vil være viktig for handelsmarkedene, inkludert aksjemarkedet. Det er ikke nytt at man forsøker å finne markedenes reaksjon på ny informasjon. Den som hadde visst det hadde aldri behøvd å løfte en finger igjen. Famas markedseffisienshypotese<sup>1</sup> er ikke fullt ut gjeldende i praksis, og arbitrasjemuligheter oppstår i markedet. Formålet med denne oppgaven er ikke å påvise arbitrasjemulighetene, men heller å se hvilke nøkkeltall markedet reagerer på og hvor raskt det tilpasser prisene deretter.

Blant de tidligere studiene på området undersøkte for eksempel Nikkinien et al. (2006) hvilken effekt publiseringer av amerikanske nøkkeltall har på ulike aksjemarkeder. Vår oppgave er inspirert av tidligere studier, og særlig har vi latt oss inspirere av Norges Bank Staff Memo Nr 3 2015, *Hvilke nøkkeltall reagerer aktører i valutamarkedet på?* Artikkelen er skrevet av Alexander Flatner og Hong Xu, og undersøker hvilken effekt publisering av makroøkonomiske nøkkeltall har på det norske valutamarkedet. I tillegg til å se på mervolatiliteten disse publiseringene skaper i valutakursen, undersøker de hvordan et avvik mellom faktisk og forventet verdi av nøkkeltallet vil påvirke valutamarkedet.

Oppgaven består av tre deler, der del I undersøker effekten de makroøkonomiske variablene har på hovedindeksen, del II undersøker effekten på åtte bransjeindekser, mens del III

---

<sup>1</sup> Fama, 1970

---

undersøker om en overraskelse i markedet har noe å si for påvirkningen. I del I og II er den avhengige variabelen i regresjonen den absolutte prosentvise endringen i volatilitet i indeksen mellom tid  $t-1$  og  $t$ . I del III ser vi ikke bare på størrelsen av effekten, men også hvilken retning den fører indeksen. Den avhengige variabelen i del III er derfor bare prosentvis endring i indeksen mellom tid  $t-1$  og  $t$ . De makroøkonomiske nøkkeltallene utgjør de uavhengige variablene i regresjonen, der de ved publiseringstidspunkt tar verdien 1, og 0 ellers. I del III inkluderer vi en overraskelseskomponent som erstatter dummyen for å se om et eventuelt avvik mellom faktisk og forventet verdi skaper en endring i indeksverdien.

Resten av oppgaven er organisert som følger. Kapittel 2 presenterer teori som kan være med å forklare effektene vi undersøker. Vi presenterer teori som både kan tale for og mot at en publisering av makroøkonomiske nøkkeltall skaper en reaksjon i markedet. Teori om generell prisdannelse blir lagt frem for å få bedre forståelse av hvilke momenter som vurderes når en aksje prises. I kapittel 3 presenteres indeksene på Oslo Børs, samt de makroøkonomiske nøkkeltallene. Valget av disse knyttes til empiri. I kapittel 4 snakker vi om innsamling og bearbeiding av data. Kapittel 5 presenterer fremgangsmåten som er benyttet for de tre ulike analysedelene. I kapittel 6 gjennomføres analysen og drøfting av resultatene for hver del, og kapittel 7 oppsummerer det hele i en konklusjon.



---

## 2 TEORI

### 2.1 Markedseffisiens

Markedseffisiens er en forutsetning for et effektivt aksjemarked. Hypotesen om markedseffisiens er formulert av Eugene F. Fama og sier at prisene i aksjemarkedet reflekterer all tilgjengelig informasjon, både historisk informasjon og forventninger i markedet (Fama, 1965). Markedseffisiens kobler aksjemarkedet og makroøkonomiske nyheter sammen da teorien forventer å se en umiddelbar reaksjon i markedet etter en publisering, siden nyheten med en gang blir priset inn i aksjemarkedet.

Det er tre kriterier som må være oppfylt for at man skal ha et effisient marked. For det første skal det ikke være noen transaksjonskostnader. Videre må all informasjon være kostnadsfri og tilgjengelig for alle markedsaktører, mens det tredje kriteriet sier at alle aktører må være enige om tolkningen av all informasjon og hva denne har å si for markedsprisene (Fama, 1970, s. 387). Fama påpeker videre at situasjonen disse tre kriteriene beskriver ikke er situasjonen man ser i praksis. Han kommenterer videre at de tre kriteriene er tilstrekkelige for markedseffisiens, men ikke nødvendige. For eksempel vil transaksjonskostnader som er tatt høyde for ikke nødvendigvis gjøre at prisene ikke reflekterer all tilgjengelig informasjon. Videre vil et stort nok antall investorer med adgang til informasjon, kunne være nok til å gjøre markedet effisient. Uenighet blant investorer om implikasjonen av ny informasjon på prisene, vil heller ikke nødvendigvis gjøre markedet ineffisient dersom det ikke finnes investorer som kan foreta bedre evaluering av tilgjengelig informasjon enn det som er reflektert i prisene. (Fama, 1970, s. 388)

Avhengig av hvilken informasjon som reflekteres i prisene, har vi tre ulike former for markedseffisiens. Under svak form legger man til grunn at eneste informasjon i markedet er historiske priser og avkastning. Semisterk form inkluderer all informasjon som er offentlig tilgjengelig, mens sterk form legger til grunn at all informasjon relevant for prisdannelse er tilgjengelig, inkludert innsideinformasjon. Den sterke formen beskriver en urealistisk situasjon, men kan brukes som en benchmark mot de andre formene, og for å forstå hvilken verdi informasjon faktisk har (Fama, 1970, s. 383). Fama konkluderte i sin studie med at bevisene for markedseffisiens er omfattende, og motstridende bevis er få. Vår studie vil kunne gi en indikasjon på om markedseffisiens er til stede i det norske aksjemarkedet eller ikke, ved å se

---

på tiden markedet bruker på en prisjustering etter at ny informasjon blir tilgjengelig gjennom publisering av makroøkonomiske nøkkeltall.

Likning 2.1 viser betingelsen for et effisient marked gitt Famas definisjon, og De Bondt og Thalers tolkning av denne (De Bondt & Thaler, 1985, s. 796):

$$E(\tilde{R}_{jt} - E_m(\tilde{R}_{jt}|F_{t-1}^m|F_{t-1})) = E(\tilde{u}_{jt}|F_{t-1}) = 0 \quad 2.1$$

der  $\tilde{R}_{jt}$  er avkastning på aktiva  $j$  ved tid  $t$ ,  $F_{t-1}$  representerer all informasjon tilgjengelig ved tid  $t-1$ ,  $E_m(\tilde{R}_{jt}|F_{t-1}^m)$  er markedets forventning til aktiva  $j$  sin avkastning ved tid  $t$ , basert på et sett med informasjon,  $F_{t-1}^m$ , og  $\tilde{u}_{jt} = R_{jt} - R_{mt}$  er meravkastning for aktiva  $j$  utover markedsavkastningen ved tid  $t$ . I følge hypotesen om markedseffisiens, vil forventningen aktørene har til porteføljeavkastningen til aktiva  $j$  ved tid  $t$  gitt all tilgjengelig informasjon ved tid  $t-1$  være lik null, relativt sett til et utgangspunkt. Det vil altså ikke være mulig for investorer å skape meravkastning i et effisient marked (De Bondt & Thaler, 1985). Informasjonen det norske aksjemarkedet har i dag vil dermed avgjøre forventningene investorer har til morgendagens avkastning, og gitt markedseffisiens, vil aksjemarkedet forvente en avkastning lik null.

Teoriens urealistiske kriterier gjør at markedseffisiens ikke holder i virkeligheten. I 1980 presenterte Grossman og Stiglitz noe de kalte effisiensparadokset. Dersom det er kostnader forbundet med å innhente informasjon for investorer, vil de ikke gjøre det hvis ikke denne informasjonen skaper mulighet for meravkastning utover markedsavkastningen. De markedsaktørene som investerer i informasjon gjør det for å få uttelling utover markedsavkastningen. Paradokset Grossman og Stiglitz påpekte, er at markedseffisiens forutsetter investorer som søker å utnytte feilprisinger i markedet, som i teorien ikke skal finnes (Grossman & Stiglitz, 1980).

---

## 2.2 Markedsineffisiens

Markedsineffisiens er vist i blant annet studier av Grossman og Stiglitz (1980) og Shleifer (2000). Prisene i markedet vil ikke reflektere all tilgjengelig informasjon grunnet friksjon i markedet. Man har transaksjonskostnader, andre kostnader som kan påløpe når man ønsker å skaffe seg informasjon og det er ofte uenighet blant aktørene om hvordan tilgjengelig informasjon skal tolkes og hva det har å si for prisen på hver aksje. Videre vil heller ikke markedsaktører opptre rasjonelt. (Shleifer, 2000)

Markedsaktører har en grad av irrasjonalitet, og ineffisiens i markedet skapes. Atferdsøkonomien forsøker å forklare irrasjonelle handlinger blant investorer. Studier har påvist systematiske irrasjonaliteter blant markedsaktører, som gjør at de foretar systematiske feilvurderinger når de prosesserer informasjon (Ilmanen, 2011, s. 87). I 1986 presenterte Black fenomenet støy, noe som støtter opp under argumentasjonen til atferdsøkonomien og hvordan denne forsøker å forklare investorers irrasjonalitet (Black, 1986).

Black definerer støy som det som gjør observasjoner imperfekte, og skaper usikkerhet rundt fremtidig etterspørsel og tilbud. Videre sier han at støy gjør markedet mer likvid. De som handler basert på støy vil som regel tape på denne handelen, men samtidig gjør de lønnsom handel mulig for de som handler på faktisk informasjon. Grunnen til at noen likevel handler på støy mener Black kan være at de enten rett og slett liker det, eller at de ikke er klar over at de handler på støy. I tillegg vil 'noise traders' føre til at støy blir priset inn i aksjeprisene. (Black, 1986)

I vår studie vil støy kunne spille inn på regresjonsresultatene. Jo lenger unna en nøkkeltallspubliseringsdato man kommer, jo mer støy må tas hensyn til når man tolker resultatene. Publiseringsdato vil mest sannsynlig ikke være kilde til eventuell økt volatilitet i lang tid etter publisering, da mye annen informasjon har kommet inn i markedet. Støy vil kunne være med på å forklare dette, da handelen etter hvert er preget av usikkerhet rundt fremtidig tilbud og etterspørsel. Vi kommer nærmere inn på dette i analysen.

---

Under følger forhold som kan forårsake ineffisiens, og som dermed kan forklare hvorfor markedseffisiens eventuelt ikke holder.

### 2.2.1 Overdreven selvtillit

De Bondt og Thaler bekrefter overdreven selvtillit blant individer i en studie fra 1995; “perhaps the most robust finding in the psychology of judgment is that people are overconfident” (De Bondt & Thaler, 1994, s. 6).

Overdreven selvtillit kan forårsake feilprosessering av informasjon både direkte og indirekte. Direkte vil en investor tillegge stor vekt til informasjon han selv har samlet inn grunnet overestimering av informasjonens presisjon. Dersom informasjonen er offentlig og gitt til alle, vil ikke en investor tillegge denne informasjonen like mye vekt og presisjon. Indirekte vil investoren kunne selektere informasjon og endre oppførsel for å kunne beholde egen selvtillit. Generelt vil man ignorere eller legge lite vekt på informasjon som kan svekke egen selvtillit. (Daniel & Titman, 2000)

Griffin og Tversky (1992) viste at eksperter vil ha større selvtillit enn andre, mindre erfarne individer. Videre vil individer tillegge informasjon som bekrefter deres syn og handlinger stor troverdighet. Informasjon som går mot dette synet og disse handlingene vil individet karakterisere som støy. Dersom det publiseres offentlig informasjon som ikke bekrefter individets syn, vil selvtilliten falle noe, men dersom informasjonen er bekræftende, vil selvtilliten øke signifikant (Griffin & Tversky, 1992). Aksjemarkedet vil dermed kunne bli svært påvirket av individers eget syn på den nye informasjonen som publiseres. Dersom informasjonen stemmer overens med det investorene selv forventet, vil det kunne gi store utslag i aksjemarkedet og økt selvtillit blant investorene. Dersom den nye informasjonen derimot strider mot investorenes forventning, vil informasjonen kunne tillegges liten vekt, og utslaget i aksjemarkedet vil bli mindre.

### 2.2.2 Anomalier

Anomalier er uventet prisoppførsel i et marked, som investorer kan utnytte for å skaffe meravkastning (Zacks, 2011, s. 1). Anomalier lar seg ikke forklare av allerede eksisterende

---

teorier og er et avvik fra teorien om markedseffisiens. Grunnen til at anomalier oppstår kan være brudd på ett eller flere av de tre kriteriene for markedseffisiens, presentert på side 9. Tidligere empiriske studier har avdekket flere typer anomalier, for eksempel “januareffekten” (Rozeff & Kinney Jr., 1976), “årsskifteeffekten” (Roll, 1983) og “størrelseeffekten” (Banz, 1981). Eksempelvis innebærer januareffekten at det er unaturlig høy avkastning i januar. Alle de nevnte effektene fører til en feilprising i markedet som forklares av andre teorier enn teori om prisdannelse. I vår oppgave forsøker vi å kontrollere for en slik anomali, nemlig økt volatilitet ved børsens åpningstid og at hovedindeksen generelt stiger like etter åpning. Mange internasjonale nyheter som er viktige for det norske aksjemarkedet slippes utenfor børsens åpningstider. At disse nyhetene prises inn i markedet når børsen åpner er i tråd med teorien om markedseffisiens, men det faktum at dette *øker* indeksverdien er vanskeligere å forklare ut fra teori. I analysen ser vi nærmere på hvordan denne anomalien kan påvirke resultatene.

### 2.3 Prisdannelse

All teori om prisdannelse bygger på det grunnleggende konseptet om at prisen er lik forventet neddiskontert kontantstrøm. Verdiskapningen til en bedrift avhenger av vekst i bedriften og at avkastning på kapital er høyere enn avkastningskravet (Koller, Goedhart, & Wessels, 2015, s. 3). Under følger flere prissettingsmetoder som kan benyttes for verdsettelse.

Det finnes enkle prissettingsmodeller som diskontert fri kontantstrømmetoden og justert nåverdimetoden. Den første modellen baserer seg på fri kontantstrøm, veid gjennomsnittlig kapitalkostnad (WACC) og vekstrate. Med fri kontantstrøm menes kontantstrømmen tilgjengelig for alle investorer, det vil si at eventuelle reinvesteringer er trukket fra generert kontantstrøm. Denne metoden er mest utbredt i praksis da den kun baserer seg på kontantstrøm ut og inn av selskapet, og ikke regnskapsførte inntekter (Koller, Goedhart, & Wessels, 2015, s. 137).

I motsetning til diskontert fri kontantstrømmetode, neddiskonterer ikke justert nåverdimetoden med WACC. I stedet brukes en estimert diskonteringsrente som følge av at selskapet ikke har en stabil gjeldsgrad. Metoden separerer verdien av selskapets operasjoner i to; verdien av operasjoner når selskapet kun finansieres med egenkapital og verdien av skatteskjoldet som oppstår fra gjeldsfinansiering. I stedet for å verdsette ulike finansieringsstrukturer gjennom

---

WACC, vil justert nåverdimetoden verdsette direkte gjennom effekten på kontantstrømmen (Koller, Goedhart, & Wessels, 2015, s. 156).

Det finnes mange metoder og modeller for verdsetting av markedsverdi, hver med sine fordeler og ulemper. Avhengig av selskapsstruktur og finansiering vil ulike metoder gi mer eller mindre korrekte resultater.

Cochrane presenterte i 2001 en prissettingsmodell basert på aktivas avkastning og en stokastisk diskonteringsfaktor. Modellen er generell og holder for alle typer aktiva. Videre avhenger den ikke av noen spesielle antakelser om egenskapene til aktivaet (Hördahl & Packer, 2006). Modellen består av to likninger (Cochrane, 2001, s. 8 og 47):

$$p_t = E(m_{t+1}x_{t+1}) \quad 2.3.1$$

$$m_{t+1} = f(\text{data}, \text{parameterer}) \quad 2.3.2$$

hvor  $p_t$  er prisen på aktiva i nåværende periode,  $x_{t+1}$  er verdien av aktivainvesteringen neste periode og  $m_{t+1}$  er den stokastiske diskonteringsfaktoren for neste periode.  $m_{t+1}$  er stokastisk fordi den i nåværende periode ikke er sikker. Prisen på aktivaet avhenger av forventet stokastisk diskonteringsfaktor og investeringens verdi neste periode. Likning 2.3.1 viser den fundamentale prissettingslikningen. Den stokastiske diskonteringsfaktoren er en funksjon av ulik data og informasjon tilgjengelig i markedet. De største fordelene med denne modellen er dens enkelhet og universalitet, som følger av de to likningene (Cochrane, 2001). Den stokastiske diskonteringsfaktoren lar oss bruke modellen uten å måtte ta mange forutsetninger. Dette forklares gjennom loven om én pris og arbitrasjemuligheter i markedet, og en antakelse om at investorers oppførsel opprettholder disse to teoremene. Loven om én pris sier at to aktiva med identiske kontantstrømmer må ha samme pris. Hvis dette ikke holder, vil det oppstå en arbitrasjemulighet i markedet (Cochrane, 2001).

Dette avsnittet presenterer en utledning av Cochranes fundamentale prissettingslikning, jamfør likning 2.3.1. Vi har en modell som kan innta S antall tilstander,  $s=1, 2, 3, \dots, S$ . Alle tilstander  $s$

---

har en sannsynlighet  $\pi(s)$  for å inntreffe. Anta et komplett marked der det eksisterer en pris for alle mulige tilstander, der  $P_c(s)$  er betinget pris som er tilgjengelig i hver tilstand og betaler kroner 1 i den daværende tilstanden, og ingenting i noen av de andre tilstandene. Anta at alle de betingede prisene er positive. Prisen på et hvert aktiva er da gitt av den betingede kontantstrømmen for hver tilstand,  $X(s)$ . (Campbell, 2014, s. 3)

$$P(X) = \sum_{s=1}^S P_c(s)X(s) \quad 2.3.3$$

Likning 2.3.3 viser at prisen på et aktiva med kontantstrøm  $X$ ,  $P(X)$ , er lik summen av betinget pris i hver tilstand,  $P_c(s)$ , multiplisert med betinget kontantstrøm  $X(s)$  i hver tilstand. Videre multipliserer vi og dividerer med sannsynligheten for at hver tilstand  $s$  skal inntreffe,  $\pi(s)$ .

$$P(X) = \sum_{s=1}^S \pi(s) \frac{P_c(s)}{\pi(s)} X(s) = \sum_{s=1}^S \pi(s) M(s) X(s) = E[MX] \quad 2.3.4$$

hvor  $M(s) = \frac{P_c(s)}{\pi(s)}$  er den stokastiske diskonteringsfaktoren i hver tilstand. Dette fører frem til prissettingslikningen, jamfør likning 2.3.1, som sier at pris er lik forventning til diskonteringsfaktor multiplisert med kontantstrøm. Denne er populært kalt den fundamentale prissettingslikningen, og det er denne vi legger til grunn når vi ser på endring i aksjepriser på Oslo Børs.

I kapittel 3.2 presenterer vi de ulike makroøkonomiske nøkkeltallene vi skal analysere i denne oppgaven. Valg av disse blir begrunnet med hvordan nøkkeltallene kan ha innflytelse på kontantstrøm og avkastningskrav til aksjene notert på børsen, og dermed kan endre prisen på aksjene. Av likning 2.3.2 ser vi at den stokastiske diskonteringsfaktoren er en funksjon av data og andre parametere. Dette inkluderer parametere og indikatorer som sier noe om den økonomiske situasjonen, herunder makroøkonomiske variabler. Dagens situasjon samt forventninger om situasjonen fremover blir dermed reflektert i prisen på aktiva.

---

Oppsummert ser vi at prisdannelsen i markedet avhenger av fremtidige kontantstrømmer og diskonteringsfaktoren, også kalt avkastningskravet. Investorenes vurdering av disse to elementene er dermed avgjørende for utviklingen i markedet. Vi omtaler investorenes vurdering av fremtidige kontantstrømmer som kontantstrømeffekten og vurdering av diskonteringsfaktoren som renteeffekten, noe vi kommer tilbake til i kapittel 3.2, samt i analysen i kapittel 6.

## 2.4 Overraskelse i markedet

I følge prissettingsmodellen til Cochrane som vi utledet i forrige delkapittel, er både forventninger og nåværende situasjon reflektert i markedsverdien av et aktiva. Markedets forventninger er ofte basert på forventningsestimater fra økonomer og andre eksperter som besvarer spørreundersøkelser. De Bondt og Thaler skrev om hva som kan skje dersom publiseringen eller nyheten ikke er lik den forventede verdien. De presenterte i 1985 overreaksjonshypotesen som viser hvordan markedet kan overreagere på nyheter som er uventede eller dramatiske, og hvordan denne reaksjonen videre påvirker aksjepriser. Tidligere empiriske studier viser videre at mennesker har en tendens til å overvurdere egne estimater knyttet til usikre variabler (Lichtenstein, Fischhoff, & Phillips, 1977). Dette kan forklares av blant annet stor tillit til små og usikre informasjonskilder (Kahneman & Tversky, 1977).

Ordet overreaksjon fordrer at det er en reaksjon som er satt som den normale, forventede reaksjonen. Tidligere ble denne normale reaksjonen ansett som best forklart av Bayes' lov. Bayes' lov sier at vi lærer av erfaring, at vi oppdaterer vår oppfatning når vi blir utsatt for ny informasjon og får en ny, bedre oppfatning basert på både gammel og ny informasjon (McGaryne, 2011, s. 8). Denne teorien er ikke lenger ansett som best forklarende for hvordan aktører reagerer på ny informasjon. Det er en tendens til at aktørene vektlegger ny informasjon mer enn gammel (De Bondt & Thaler, 1985, s. 793). David M. Grether fant i 1980 empiriske bevis på heuristikken *representativitet*. Kahneman og Tversky (1972) mente at aktører vil henvende seg til ulike heuristikker når de tar valg under usikre omstendigheter; tilgjengelighet, representativitet og forankring. Disse heuristikkene vil føre til forutsigbare og konsistente vridninger i hvordan et individ oppfatter sannsynligheten for usikre begivenheter (Grether, 1980, s. 538). Særlig vil representativitet få individer til å basere sannsynligheten for en usikker begivenhet på nylig fremlagt bevis, fremfor tidligere, egne erfaringer. Ny informasjon gjennom



---

publisering av nøkkeltall vil dermed kunne ha større påvirkning på investorer enn historisk data for det samme nøkkeltallet.

Overreaksjonshypotesen bryter med hypotesen om markedseffisiens. I likning 2.1 ble betingelsen for markedseffisiens presentert. Til sammenlikning vil betingelsen for hypotesen om overreaksjon være følgende (De Bondt & Thaler, 1985, s. 796):

$$E(\tilde{u}_{Wt}|F_{t-1}) < 0 \quad 2.4.1$$

$$E(\tilde{u}_{Lt}|F_{t-1}) > 0 \quad 2.4.2$$

Der  $\tilde{u}_{Wt}$  representerer meravkastningen utover markedsavkastning til en portefølje som har hatt store kapitalgevinster, en vinnerportefølje, mens  $\tilde{u}_{Lt}$  representerer meravkastningen til en portefølje med store tap, en tapsportefølje.  $F_{t-1}$  uttrykker all tilgjengelig informasjon ved tid  $t-1$ . Overreaksjonshypotesen sier at man kan forvente en høyere meravkastning for tidligere tapsporteføljer enn for porteføljer som tidligere ble ansett som vinnere. De Bondt og Thaler (1985) finner empiriske bevis på overreaksjonshypotesen. Resultatene deres viser asymmetri i overreaksjonen, som er mye større for tapsporteføljene. Teorien stemmer også overens med anomaliene presentert i kapittel 2.2.2, og resultatene til De Bondt og Thaler viser at mesteparten av avkastning utover det som var forventet kom ved årsskiftet og i januar. Overreaksjonshypotesen er nok et argument som strider mot Bayes' lov, som sier at vi lærer av erfaring og tilegner oss en ny, bedre oppfatning basert på både gammel og ny informasjon. Ny informasjon vil lede til overreaksjon blant de fleste markedsaktører (De Bondt & Thaler, 1985). I del III av denne oppgaven undersøker vi om markedet vil reagere ekstra på et avvik mellom faktisk og forventet verdi av en publisering. I følge overreaksjonshypotesen, vil vi se en markant endring i indeksverdien dersom et slikt avvik er til stede.

#### 2.4.1 Overraskelseskomponent

Det finnes ulike måter å måle overraskelse i markedet på. Flere tidligere studier har benyttet avviket mellom faktisk og forventet verdi for å måle overraskelsen som skjer i markedet ved en nyhetspublisering. Av nyere forskning har både en studie av Balduzzi et al. (2001) og

---

Andersen et al. (2003) benyttet denne metoden. Uttrykket for overraskelsesverdien vil dermed se slik ut:

$$O_{it} = \frac{A_{it} - E_{it}}{\hat{\sigma}_i} \quad 2.4.3$$

der  $O_{it}$  er overraskelsesverdien for publisering av nøkkeltall  $i$ ,  $A_{it}$  er faktisk verdi av nøkkeltall  $i$  ved publisering,  $E_{it}$  er forventet verdi og  $\hat{\sigma}_i$  er standardavviket til differansen mellom  $A_{it}$  og  $E_{it}$ . De ulike nøkkeltallene har ulike enheter de måles i. Ved å dividere med standardavviket blir overraskelsesmomentet standardisert og det blir mulig å sammenlikne regresjonskoeffisientene til de ulike nøkkeltallene. Med denne metoden vil også retningen på endringen overraskelsen medfører bli synlig. Denne metoden er også benyttet av Flatner og Xu i Norges Bank Staff Memo Nr 3 2015, der de blant annet undersøker overraskelsesmomentet i det norske valutamarkedet (Flatner & Xu, 2015).

I en studie av Rigobon og Sack (2006) argumenterer de for en annen måte å måle overraskelsen i markedet på enn å se på avvik mellom faktisk og forventet verdi. De påpeker at det er problemer med måling av en makroøkonomisk variabel, samt problemer ved måling av markedets forventninger til publiseringen og risikoen forbundet ved den. Videre nevnes problemer som oppstår ved en eventuelt korrekt estimert forventning og at reaksjoner på den faktiske verdien da kun blir oppfattet som støy. Dette gjør at slik vi konstruerer overraskelseskomponenten her, ikke nødvendigvis er et godt mål på den reelle overraskelsen i markedet. Til slutt påpekes det at en publisering ofte ikke skjer isolert for ett nøkkeltall, men som en samlet rapport, noe som kan skape mer støy rundt publiseringstidspunktet og gjør det vanskelig å vurdere den enkelte variabel isolert. Ved presentasjon av de makroøkonomiske nøkkeltallene i delkapittel 3.2, presiserer vi det dersom nøkkeltallet blir publisert i en samlet rapport, og ikke alene.

Rigobon og Sacks fremgangsmåte for å måle overraskelse i markedet, baserer seg på den faktiske reaksjonen som frembringes i markedet etter en publisering. De utviklet økonometriske modeller for å korrigere for målefeilene i den andre fremgangsmåten, der man ser på differansen mellom faktisk og forventet verdi. Resultatet viste at makroøkonomiske

---

hendelser betydde mer for rentemarkedet enn hva tidligere studier hadde vist. Når vi likevel i denne oppgaven har valgt å benytte en fremgangsmåte der vi ser på avvik mellom faktisk og forventet verdi, er det fordi denne metoden er enklere og mer tidsbesparende enn den økonometriske modellen utviklet av Rigobon og Sack. Videre er denne metoden mer utbredt blant liknende studier, og resultatene våre vil dermed være mer sammenliknbare med resultatene andre har oppnådd. Metoden benyttet i denne oppgaven blir videre presentert i delkapittel 5.3.

### 3 VARIABLER

I denne delen presenterer vi variablene vi har inkludert i vår analyse. Først presenterer vi Oslo Børs, mer presist hovedindeksen og åtte bransjeindekser. Indeksene fungerer som avhengige variabler i regresjonen og responsen i disse ved publisering av makroøkonomiske nøkkeltall er selve målet med analysen. Senere presenteres de makroøkonomiske nøkkeltallene og andre variabler vi inkluderer av ulike hensyn. Vi baserer valget av variabler på både teori, empiri og observasjoner av hva media er opptatt av. Hvordan nøkkeltallene kan tenkes å påvirke aksjemarkedet begrunnes ut fra teori og empiri. Tabell 2.4.1 viser de variablene vi har valgt å inkludere i oppgaven.

<b>Oslo Børs</b>	<b>Makroøkonomiske nøkkeltall</b>	<b>Andre variabler</b>
OSEBX – Hovedindeksen	Fastlands-BNP	Konjunktursituasjon
OSE10GI – Energi	Handelsbalanse	Børsåpning
OSE15GI – Materialer	Industriproduksjon	Børstenging
OSE20GI – Industri	Kredittindikator (K2)	
OSE25GI – Forbruksvarer	Konsumprisindeks (KPI-JAE)	
OSE30GI – Konsumvarer	Arbeidskraftundersøkelsen (AKU)	
OSE35GI – Helsevern	NAV-ledighet	
OSE40GI – Finans	Leading Economic Index (LEI)	
OSE45GI – IT	Nonfarm payroll	
	Ifo Business Climate Index	
	Rentemøte Federal Reserve	
	Rentemøte European Central Bank	
	Rentemøte Norges Bank	
	Oljeinvesteringer	
	Oljelager	
	Riggteiling	

Tabell 2.4.1 Variabler som inkluderes i analysen

---

## 3.1 Oslo Børs

Oslo Børs er det eneste regulerte markedet for handel av verdipapirer i Norge (Oslo Børs, 2016a). I tillegg til å være underlagt lover, blant annet aksjeloven, har Oslo Børs en IR-anbefaling<sup>2</sup> som skal bidra til at informasjonen fra aksjeselskapene er relevant, samlet og oppdatert. Dette gir en indikasjon på at markedet anser relevant og oppdatert informasjon som viktig i forbindelse med handel av aksjer.

Indeksene er kapitalveide, der hver aksjes markedsverdi dividert med total markedsverdi for hele indeksen utgjør den enkelte aksjes vektning. Til sammen summeres vektene til 100. Både bransjeindeksene og hovedindeksen har 100 poeng per 31.12.1995 som utgangspunkt. Aksjene på hovedindeksen er friflytjustert, noe som betyr at aksjer som ikke anses som tilgjengelig i markedet blir fjernet. Bransjeindeksene er basert på sektorklassifisering fra MSCI og Standard & Poors GICS-modell<sup>3</sup>. Utvalget av selskaper i hver indeks kan ha endret seg noe i løpet av analyseperioden siden de revideres jevnlig, men indeksene er uansett representative og dette skal ikke påvirke analysen nevneverdig. (Oslo Børs, 2016b)

### 3.1.1 Indekser

#### **OSEBX - Hovedindeksen**

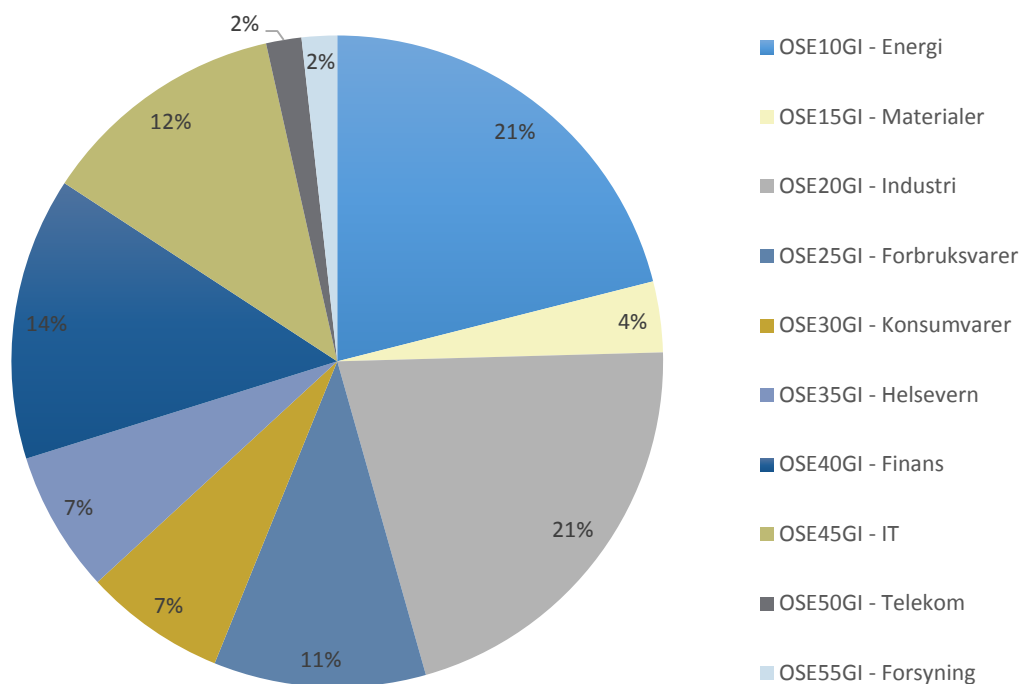
OSEBX (Oslo Stock Exchange Benchmark Index) er hovedindeksen på Oslo Børs. Denne inneholder et representativt utvalg av alle noterte aksjer på Oslo Børs innenfor de 10 ulike sektorene<sup>4</sup>. Våren 2016 består indeksen av 57 aksjer, men den revideres på en halvårlig basis i juni og desember. Figur 3.1.1 viser dagens sammensetning av aksjer fra de ulike bransjeindeksene som utgjør hovedindeksen. (Oslo Børs, 2016c)

---

<sup>2</sup> IR står for Investor Relations. Anbefalingen er utarbeidet av Oslo Børs i samarbeid med Norsk Investor Relations Forening (NIFR) og er basert på felles oppfatning om beste praksis innen rapportering av finansiell og annen IR-informasjon (Oslo Børs, 2014).

<sup>3</sup> Global Industry Classification Standard (GICS) skal gjøre det enklere å sammenlikne selskaper på tvers av markeder ved å ha en felles internasjonal definisjon av sektorer.

<sup>4</sup> Merk at OSE50GI (Telekom) og OSE55GI (Forsyning) ikke inkluderes i vår analyse, se delkapittel 4.2.1.



Figur 3.1.1 Andelen aksjer fra bransjeindeksene på hovedindeksen

### OSE10GI - Energi

OSE10GI er bransjeindeksen for energi. Indeksen består av 51 selskaper innen energisektoren, og deres virksomhet kan inkludere leting, produksjon, markedsføring, raffinering og transport av olje og gass. Selskapene driver også med bygging og levering av oljerigger, boreutstyr og andre energirelaterte tjenester og utstyr. Indeksen inkluderer blant annet Statoil, Frontline og Aker Solutions. (Oslo Børs, 2016d)

### OSE15GI - Materialer

Indeksen for materialer, OSE15GI består av åtte selskaper som produserer kjemikalier, bygningsmaterialer, glass, papir, trevirke og andre produkter som benyttes til emballasje. Selskaper som produserer og utvinner mineraler og metaller, samt selskaper som driver med gruvedrift er også med i denne indeksen. Indeksen inkluderer blant annet Norsk Hydro, Norske Skogindustrier og Yara International. (Oslo Børs, 2016e)

### OSE20GI - Industri

OSE20GI består av 34 selskaper med virksomhet innen ulik industri. Dette inkluderer produksjon og distribusjon av kapitalgoder som romfart og forsvar, produkter til konstruksjon,

---

prosjektering og bygging, elektrisk utstyr og industrimaskiner. Det kan også være kommersielle tjenester som trykking, dataprosessering, rekruttering og andre kontortjenester. Videre inkluderes transport som fly, budtjenester, shipping, vei og tog, samt infrastrukturen rundt disse. Indeksen inkluderer blant annet Veidekke, Kongsberg Gruppen og Norwegian Air Shuttle (Oslo Børs, 2016f). Legg merke til at dette er en bred definisjon av industri, da man nødvendigvis ikke assosierer disse bedriftene først og fremst med industri, men heller med transport<sup>5</sup>.

### **OSE25GI - Forbruksvarer**

Dette er bransjeindeksen som er mest sensitiv overfor konjunktursituasjonen. Indeksen består av ni selskaper som har virksomhet innen bilindustri, varige goder, tekstiler, klær og fritidsutstyr. Forbruksvarer inkluderer også et tjenestesegment med selskaper som har virksomhet innen hotellbransjen, restauranter og andre fritidsfasiliteter, samt medieproduksjon og -tjenester og detaljvare. Indeksen inkluderer blant annet Gyldendal, Kid og Europris. (Oslo Børs, 2016g)

### **OSE30GI - Konsumvarer**

Konsumvareindeksen er *ikke* så sensitiv overfor konjunktursituasjonen. Indeksen består av 10 selskaper som produserer og distribuerer mat, drikke og tobakk, samt produsenter av ikke-varige goder og hygieneprodukter. Videre inkluderes selskaper som driver med dagligvare. Indeksen inkluderer blant annet Marine Harvest, Orkla og Bakkafrost. (Oslo Børs, 2016h)

### **OSE35GI - Helsevern**

OSE35GI er indeksen for helsevern og består av åtte selskaper innen to hovedindustrier. Den første er selskaper som produserer utstyr og materiell til helsetjenester, som distributører av helseprodukter, tilbydere av helsetjenester og eiere av andre helseorganisasjoner. Den andre hovedindustrien består av selskaper innen forskning, utvikling, produksjon og markedsføring av farmasøytiske og bioteknologiske produkter. Indeksen inkluderer blant annet Bionor Pharma og Weifa. (Oslo Børs, 2016i)

---

<sup>5</sup> Inndelingen i bransjeindeksene følger som nevnt den internasjonale standarden GICS, hvor denne inndelingen altså er normen.

---

## **OSE40GI - Finans**

OSE40GI består av 18 selskaper innen finans. Dette inkluderer bank, forbruksfinansiering, investeringsbanker, meglerhus, kapitalforvaltning, forsikring og investering, samt eiendom. Indeksen inkluderer blant annet DNB, Selvaag Bolig og ABG Sundal Collier Holding. (Oslo Børs, 2016j)

## **OSE45GI - IT**

Bransjeindeksen for IT består av 19 selskaper med virksomhet innen software og teknologitjenester. Dette inkluderer blant annet utviklere, databasebehandling og konsulenttjenester, samt hardware. I tillegg inkluderes selskaper som leverer utstyr til IT-bransjen, eksempelvis produsenter og distributører av kommunikasjonsutstyr, data, elektronisk utstyr og andre relevante instrumenter. Indeksen inkluderer blant annet Atea og Funcom. (Oslo Børs, 2016k)

### 3.1.2 Ulike indekser – ulik respons

I og med at hovedindeksen er en bred indeks som inkluderer mange og ulike selskaper på tvers av bransjene, er det rimelig å anta at denne indeksen vil respondere på ulike typer makroøkonomiske nøkkeltall. Bransjeindeksene derimot er delt inn på en måte som gjør at vi kan anta at enkelte typer nøkkeltall er av større betydning for noen av indeksene.

Eksempelvis er det rimelig å anta at enkelte indekser ikke vil være like påvirket av makroøkonomiske forhold som andre. OSE30GI (Konsumvarer) er en indeks som per definisjon inneholder selskaper som produserer varer vi som regel konsumerer uavhengig av makroøkonomiske forhold. Dermed er det rimelig å anta at denne indeksen ikke er like volatil som andre. OSE35GI (Helsevern) er en indeks som kan være volatil, men denne volatiliteten avhenger ikke nødvendigvis av makroøkonomiske forhold. Den kan i større grad være preget av prestasjonene til de enkelte selskapene som er inkludert i sektoren, da deres verdi avhenger mer av eksempelvis forskningsresultater.

På den andre siden er det indekser som det er rimelig å anta at er svært påvirket av makroøkonomiske forhold. OSE10GI (Energi) er preget av oljeavhengige selskaper, dermed kan vi anta at publiseringer knyttet til olje vil kunne påvirke volatiliteten i denne indeksen.



---

OSE20GI (Industri) og OSE15GI (Materialer) er to indekser som er sterkt knyttet til industriell aktivitet. Dette kan bety at disse vil være følsomme for makroøkonomiske publiseringer som sier noe om den økonomiske situasjonen og dermed gir en indikasjon på fremtidig aktivitet innen industrien.

Denne diskusjonen kommer vi tilbake til i del II av analysen, hvor vi ser nærmere på faktiske forskjeller mellom indeksene og sammenlikner disse med hovedindeksen.

## 3.2 Makroøkonomiske nøkkeltall

I valget av makroøkonomiske nøkkeltall har vi tatt utgangspunkt i liknende studier og økonomisk intuisjon om hvilke variabler som kan påvirke det norske aksjemarkedet. I henhold til teori om prisdannelse presentert i delkapittel 2.3, ønsker vi å inkludere variabler som kan påvirke investorers forventninger om fremtidige kontantstrømmer og diskonteringskrav, da dette er viktig for endringer i aksjepriser. Dette brukes som en ramme for å vurdere hvordan publiseringer av nøkkeltallene kan tenkes å påvirke aksjemarkedet, men prisdannelsen er i praksis mer komplisert. Tabell 9.1.1 på side 97 i appendiks gir informasjon om nøkkeltallene som er inkludert i oppgaven.

Med tanke på dagens integrerte markeder vil hendelser både i og utenfor Norge kunne påvirke forventningene hos investorer på Oslo Børs, derfor inkluderer vi både norske og utenlandske nøkkeltall i analysen. Rentesetting i både Norge og utlandet kan påvirke investorenes forventninger. I tillegg har vi inkludert flere nøkkeltall relatert til petroleumssektoren. Dette har vi gjort fordi Norge er en oljeavhengig økonomi, og disse tallene kan derfor være interessante for markedet. Det er i teorien et uendelig antall variabler som kunne vært interessant å inkludere i analysen, men naturlig nok må vi begrense oss og vi har derfor valgt ut de variablene vi mener er mest interessante og som er potensielt viktigst for markedet.

### 3.2.1 Norsk økonomi

For å inkludere utviklingen i norsk økonomi bruker vi tall på bruttonasjonalprodukt, handel, industri, kredittvekst, inflasjon og arbeidsledighet.

---

## **Fastlands-BNP**

Bruttonasjonalprodukt (BNP) publiseres kvartalsvis av Statistisk Sentralbyrå (SSB) som en del av nasjonalregnskapet og er et mål på samlet økonomisk aktivitet i Norge. Vi skiller mellom samlet BNP og BNP for Fastlands-Norge. Vi velger å bruke prosentvis endring fra kvartal til kvartal for Fastlands-Norge da dette er et mål som har større nyhetsverdi for markedet enn total BNP. BNP for Fastlands-Norge inkluderer all økonomisk aktivitet utenom utvinning av råolje og naturgass, rørtransport og utenriks sjøfart. Dermed er fastlands-BNP et mål på økonomisk aktivitet i Norge uten de volatile og ekstraordinære inntektene fra petroleumssektoren. Det er viktig å merke seg at BNP publiseres med betydelig etterslep og revideres flere ganger i etterkant. (SSB, 2014)

BNP kan påvirke investorers forventninger om fremtidige kontantstrømmer ved at høyere økonomisk aktivitet innebærer økt inntjening og motsatt ved lavere aktivitet. Samtidig kan BNP påvirke renteforventninger ved at renter typisk settes ned i dårligere tider og opp i gode tider. Funke og Matsuda (2006) finner at nyheter om BNP særlig har effekt på sykliske aksjer, hvilket stemmer med ren intuisjon. Hanousek og Kočenda (2011) fant at nyheter om BNP i eurosonen som var på linje med forventningene i det ungarske aksjemarkedet hadde positiv effekt på avkastningen til indeksen der. Samtidig viser Dubreuille og Mai i en studie fra 2009 at det kun er nyheter om amerikansk BNP og ikke europeisk, som påvirker Euronext-indeksen. Empirien tilsier altså at hvor vidt innenlandsk BNP har effekt på aksjemarkedet varierer i ulike markeder.

## **Handelsbalanse**

Handelsbalansen publiseres hver måned av SSB. Den forteller hvor vidt Norge er netto eksportør eller importør. En positiv handelsbalanse impliserer at man er netto eksportør, ved negativ balanse er man netto importør. Inkludert eksport fra petroleumssektoren har Norge stort sett vært netto eksportør historisk sett. Om man kun ser på Fastlands-Norge, er situasjonen motsatt og Norge har lenge vært en netto importør. (SSB, 2016a)

For aktørene i aksjemarkedet er handelsbalansen interessant fordi den sier noe om inntjeningen til norske selskaper. Samtidig er det vanskelig å avgjøre hvordan en mer positiv eller negativ handelsbalanse kan påvirke selskapenes inntjening. Økt eksport kan innebære direkte økte

---

inntekter for norske selskaper, samtidig kan økt import henge sammen med økt innenlandsk etterspørsel som også gagnar bedriftene.

Aggarwal og Schirm (1992) viste i sin studie at et uventet underskudd på den amerikanske handelsbalansen, førte til nedgang på amerikansk børs. Samtidig var deres resultater avhengig av perioden som ble analysert og hvilke handelsavtaler som var gjeldende. Li og Hu (2008) kom frem til at den amerikanske handelsbalansen påvirket aksjemarkedet i USA, men kun når økonomien var i en ekspansjonsfase. Flannery og Protopapadakis (2002) viste i en senere studie at blant annet nyheter om handelsbalansen påvirker volatiliteten i aksjemarkedet i USA. Hvilken effekt publiseringer knyttet til handelsbalansen har er dermed noe betinget, men empirien antyder at markedet er opptatt av handelsbalansen.

### **Industriproduksjon**

Målet vi bruker for industriproduksjon er også korrigert for petroleumssektoren, da vi ønsker et mer rent industrielt mål. Vi korrigerer for hendelser i oljesektoren med andre, separate nøkkeltall. Tallene vi har hentet er fra den samlede indeksen 'Produksjonsindeks for olje og gass, industri, bergverk og kraftforsyning', som publiseres månedlig av SSB. Vi benytter prosentvis endring i industriell produksjon fra måned til måned.

Industriproduksjon er et interessant mål på økonomisk aktivitet fordi dette er en sammenfallende økonomisk indikator som ofte knyttes til prediksjon og datering av konjunkturer. Industriell produksjon er inkludert i for eksempel Conference Boards<sup>6</sup> 'Composite Index of Coincident Indicators', og har vist seg å være nyttig når det gjelder å fange opp fluktasjoner i total BNP i USA (Conference Board, 2016a). Chen, Roll og Ross konstaterte i 1986 at det eksisterer en langsiktig sammenheng mellom industriproduksjon og avkastning i aksjemarkedet. Sammenhengen mellom endringer i industriell produksjon og økonomiske utsikter, vil dermed kunne påvirke markedets forventninger. Økt industriell produksjon vil kunne skape forventinger om høyere kontantstrømmer i fremtiden og dermed høyere aksjepriser, videre kan dette øke volatiliteten i markedet. Samtidig er det lite empiri som tilsier at nyheter om industriell produksjon skaper en umiddelbar reaksjon. Li og Hu

---

<sup>6</sup> Conference Board er en global næringslivsorganisasjon og forskningsinstitusjon, særlig kjent for sine økonomiske indikatorer.

---

(1998) som har undersøkt det amerikanske aksjemarkedet, påpeker at dette kan skyldes at reaksjonen på realøkonomiske nøkkeltall avhenger av om økonomien er i ekspansjon eller resesjon. Vi ønsker å se om dette mønsteret også er å finne i det norske aksjemarkedet.

### **Kredittindikator (K2)**

Kredittindikatoren K2 er et mål på publikums samlede innenlandske kreditt. Det vil si at denne indikatoren reflekterer publikums bruttogjeld i både norske kroner og utenlandsk valuta. Denne statistikken publiseres også månedlig av SSB, vi bruker tolv måneders vekst. (SSB, 2016b)

Publikum inkluderer kommuneforvaltningen, ikke-finansielle foretak og husholdninger. Det betyr at økning i K2 kan skape forventninger om økte investeringer og etterspørsel fra husholdningene. Samtidig kan svært høy gjeldsvekst skape usikkerhet i markedet, dersom man frykter at en stor andel av låntagerne vil få problemer med å betjene gjelden. Det lave rentenivået de siste årene har blant annet bidratt til å drive gjeldsveksten i husholdningene opp, sammen med boligprisene (Tangeland, 2014). Sammenhengen mellom gjeldsvekst og renter, gjør også at investorers diskonteringskrav kan påvirkes. Høy andel innenlandsk gjeld, kan gjøre det vanskelig å heve renten i den nærmeste fremtid, noe som gjør at investorene forventer at dette ikke vil skje.

Flannery and Protopapadakis (2002) inkluderte det amerikanske målet 'consumer credit', som kan sammenliknes med K2, i sin studie av markedets respons på makroøkonomiske nøkkeltall. Deres funn var at nyheter om consumer credit ikke hadde påvirkning på markedet. Med tanke på den vedvarende diskusjonen om gjeldsveksten i Norge, er det interessant å se om K2 likevel kan ha betydning i det norske markedet.

### **Konsumprisindeks (KPI-JAE)**

Konsumprisindeksen er et mål på prisutvikling over tid, inflasjon ved prisøkning og deflasjon ved nedgang. Vi bruker konsumprisindeks justert for avgiftsendringer og uten energivarer (KPI-JAE). Denne indeksen tar høyde for spesielle faktorer som kan påvirke prisnivået uten at det skyldes endringer i den underliggende inflasjonen. Statistikken publiseres hver måned av SSB og vi ser på tolv måneders vekst. (SSB, 2016c)

---

Inflasjon og inflasjonsforventninger vil påvirke investorenes forventninger om både fremtidige kontantstrømmer og avkastningskravet. Høyere inflasjon innebærer forventninger om økte nominelle kontantstrømmer, men økt inflasjon innebærer også høyere nominelt avkastningskrav. Samtidig har vi da at økt inflasjon innebærer lavere reelle kontantstrømmer og lavere reelt avkastningskrav. Det motsatte gjelder ved lavere inflasjon. Med utgangspunkt i denne enkle sammenhengen, vil ikke inflasjon ha så mye å si fordi endringen i kontantstrømmen utliknes av endring i diskonteringskravet, men slik Modigliani og Cohn påpekte i 1979, lider markedet av 'inflation illusion'. Dette innebærer at investorer har en tendens til å sammenblande reelle og nominelle variabler. Modigliani og Cohn argumenterte for at markedet diskonterer reelle kontantstrømmer med nominelle avkastningskrav, hvilket fører til at aksjer overpriseres ved lav inflasjon og underpriseres ved høy inflasjon. Dette innebærer at det er grunn til å tro at ny informasjon om konsumprisindeksen kan bidra til volatilitet i markedet.

Empiri tilsier likevel at nyheter om inflasjon ikke er signifikant for volatiliteten i markedet. Nikkinen og Sahlström (2004) har undersøkt effekten av planlagte publiseringer av både innenlandske og amerikanske nøkkeltall på finsk og tysk børs, blant disse konsumprisindeksen. I denne studien var ikke innenlandsk konsumpris avgjørende hverken i Tyskland eller Finland. Med tanke på dette er det interessant å analysere om dette også gjelder for norsk børs.

### **Arbeidsledighet**

Arbeidsledighet er et viktig og nøye fulgt mål på tilstanden i en økonomi. Vi har inkludert både Arbeidskraftundersøkelsen (AKU) og NAVs hovedtall om arbeidsmarkedet. Statistikkene utarbeides i hovedsak med de samme kriteriene for å regnes som arbeidsledig, men NAV inkluderer kun de som har registrert seg som helt arbeidsledige hos NAV. AKU er basert på en månedlig spørreundersøkelse gjennomført av SSB og inkluderer dermed også personer som står uten arbeid, og søker etter nytt uten å ha registrert seg hos NAV. Dermed er AKU-tallene typisk litt høyere enn NAV sine. Begge nøkkeltallene får oppmerksomhet i markedet, og det er dermed interessant å få innsikt i om arbeidsledighet påvirker markedet i det hele tatt og i så fall om AKU og NAVs statistikk tillegges ulik vekt. (SSB, 2016d)

---

AKU rapporterer ledigheten som et tremåneders glidende, sentrert gjennomsnitt av prosentvis ledige i arbeidsstyrken, og det er dette tallet vi bruker i analysen. NAVs registrerte arbeidsledighet publiseres i en månedlig rapport med mye annen statistikk om arbeidsmarkedet. Det tallet vi bruker og som omtales mest i media, er arbeidsledige i prosent av arbeidsstyrken fra måned til måned.

Boyd, Hu og Jagannathan (2005) fant at S&P 500 i snitt økte som en følge av publiseringer av høyere arbeidsledighet enn ventet i USA i ekspansjonsperioder, mens indeksen falt i perioder med resesjon. De påpeker at hvordan markedet veier forventninger knyttet til avkastningskrav og kontantstrømmer er avhengig av den økonomiske situasjonen. I ekspansjon dominerer renteffekten. Basert på høyere ledighet enn ventet vil da konsekvensen være forventninger om lavere renter, dermed lavere diskonteringskrav og følgelig høyere aksjepriser. I resesjon dominerer forventningene om lavere vekst i kontantstrømmer og i snitt faller dermed prisene. Samtidig understreker de at i perioden de ser på (1972-2000) er amerikansk økonomi stort sett i ekspansjon, noe som kan innvirke på det faktum at S&P 500 øker som en følge av dårlige nyheter om ledighet i ekspansjonsperioder. Dette viser at nyheter om arbeidsledighet blir fulgt av markedet og kan potensielt skape reaksjoner.

### 3.2.2 Amerikansk økonomi

I tidligere studier og litteratur får makroøkonomiske nøkkeltall fra USA mye oppmerksomhet. Det er bred enighet om at USA fungerer som informasjonsleder på tvers av markeder og at nyheter knyttet til nøkkeltall herfra er av de som har størst effekt på volatilitet i ulike finansielle markeder. Eksempelvis finner Nikkinen et al. (2006) at planlagte publiseringer av amerikanske makroøkonomiske nøkkeltall påvirker volatiliteten i aksjemarkeder i G7-landene, enkelte andre europeiske land, og både utviklede og fremvoksende markeder i Asia. Derimot er ikke markedet i Latin-Amerika og overgangsøkonomier påvirket av amerikanske makroøkonomiske nøkkeltall. Norge er ikke inkludert i deres utvalg av europeiske land, men det er både Sverige, Danmark og Finland. Det er dermed interessant å vurdere om vi ser de samme effektene av amerikanske nøkkeltall i Norge som i land vi ellers sammenlikner oss mye med.

Nikkinen og Sahlström (2004) fant også at effekten av nyheter om amerikanske nøkkeltall er signifikant for både finsk og tysk børs, som er ganske ulike når det kommer til størrelse,

---

omsetning og grad av utenlandsk eierskap. Dubreuille og Mai (2009) har gjort en liknende studie av Euronext som er et samarbeid mellom aksje- og derivatmarkeder i Amsterdam, Brussel, Lisboa, London og Paris. Funnene er konsistente med at publisering av amerikanske nøkkeltall er overlegne innenlandske nøkkeltall.

Med bakgrunn i dette har vi inkludert flere amerikanske nøkkeltall i vår analyse. Flere av studiene vi refererer til her har inkludert svært mange amerikanske nøkkeltall som for eksempel inflasjon, BNP og varehandel. Siden vi ønsker å inkludere både innenlandske, amerikanske og europeiske tall i vår analyse har vi måttet begrense oss og inkluderer dermed ikke like mange amerikanske nøkkeltall som disse studiene gjør. Vi har plukket ut de vi anser som mest interessante, basert på empiri og intuisjon. Det er særlig to nøkkeltall som utpeker seg i tidligere studier, det er 'nonfarm payroll' og Federal Reserves rentemøter. Disse to nøkkeltallene var dermed en selvfølge å inkludere i vår analyse. Utover dette har vi inkludert amerikanske nøkkeltall som er knyttet til petroleumssektoren og den generelle økonomiske situasjonen i USA. Implikasjonene av å inkludere Federal Reserves rentemøter og amerikanske nøkkeltall fra petroleumssektoren utdypes i henholdsvis delkapittel 3.2.4 og 3.2.5. I resten av dette delkapittelet vil vi gå inn på valget om å inkludere Conference Boards Leading Economic Index (LEI) og nonfarm payroll.

### **Leading Economic Index (LEI)**

LEI er en indeks som produseres månedlig av Conference Board. Den er satt sammen av ti indikatorer som er å regne som ledende når det gjelder å predikere konjunkturer i USA. Indeksen inkluderer flere variabler som sier noe om utvikling i industri og produksjon, antall nye personer som har registrert seg som arbeidsledige, flere finansielle indikatorer, nye byggetillatelser og et mål på konsumentenes forventninger til økonomien fremover. LEI publiseres samtidig som Coincident Economic Index (CEI) og Lagging Economic Index (LAG). (Conference Board, 2016b)

Vi inkluderer LEI fordi det er en nøye fulgt ledende indikator for USA. Siden USA er en informasjonsleder når det kommer til makroøkonomi er det rimelig å anta at denne indikatoren også kan ha innvirkning på det norske markedet. I tillegg er det en fordel at vi ved å inkludere denne indeksen tar med flere viktige forhold fra USA i én variabel. Det kunne også vært mulig

---

å inkludere publiseringer om eksempelvis amerikansk industri og finansielle forhold separat, men vi ønsker ikke å inkludere for mange variabler. I analysen bruker vi prosentvis månedlig endring i indeksen som mål.

LEI kan potensielt påvirke markedets forventninger om fremtidig inntjening. Større vedvarende nedgang i LEI kan indikere at det er dårligere tider i vente og dermed lavere inntjening, motsatt vil gjelde ved vedvarende økning i indeksen. Basert på samme resonnering som tidligere vil også endringer i konjunktorene kunne påvirke renteforventninger ved at styringsrenten typisk settes ned i dårlige tider og opp i gode tider.

### **Nonfarm payroll**

Nonfarm payroll er et av målene på arbeidsledighet som publiseres månedlig av det amerikanske Bureau of Labor Statistics. Nonfarm payroll publiseres som en del av 'Employment Report', men er det enkelttallet i rapporten som det fokuseres mest på. Statistikken viser endring i antall ansettelser fra forrige måned, ekskludert landbrukssektoren. Ansettelser i landbruket er sesongavhengig og ekskluderes dermed for å gi et mer korrekt mål.

Sammen med arbeidsledighet i prosent, er nonfarm payroll et mål som Federal Reserve, heretter kalt Fed, følger tett i gjennomføringen av sin pengepolitikk. Å legge til rette for maksimal sysselsetting er viktig for Fed, dermed er mål på utvikling i arbeidsledighet viktig for sentralbanken når de skal sette styringsrenten. Fed har ikke et eksplisitt mål på hva som er maksimal sysselsetting, men publiserer estimer jevnlig (Federal Reserve, 2016). I tillegg til relasjonen til Feds pengepolitikk, er nonfarm payroll en viktig indikator for fremtidig utvikling i BNP og følges derfor tett (Gavin & Kliesen, 2002). Basert på dette er det grunn til å tro at nonfarm payroll vil kunne påvirke markedets forventning om fremtidig inntjening, da renteendringer vil påvirke avkastningskrav og utvikling i BNP henger sammen med selskapers fremtidige inntjening.

Empiri støtter opp om dette, S&P 500 øker i snitt som en følge av dårligere arbeidsledighetsnyheter enn ventet i USA i ekspansjonsperioder, mens indeksen faller i

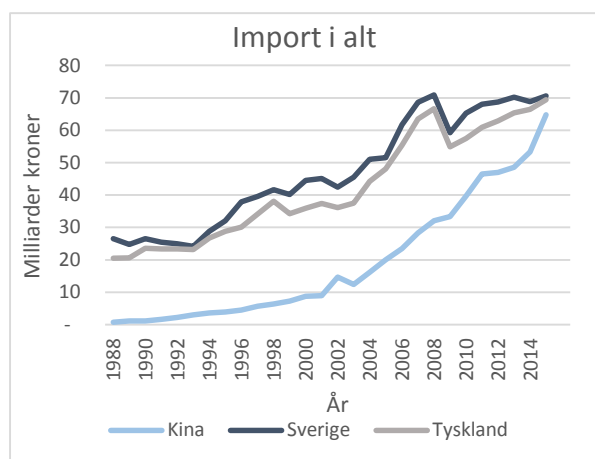


perioder med resesjon<sup>7</sup>. I andre markeder enn det amerikanske, har publisering av 'Employment Report', eller tallene for nonfarm payroll i seg selv, vist seg å være signifikante og overlegne publiseringer om innenlandsk arbeidsledighet. Nikkinen og Sahlström (2004) viste at publiseringer knyttet til arbeidsledighet var av de variablene som hadde størst påvirkning på både det finske og tyske markedet. Andersen et al. (2007) trekker frem nonfarm payroll som det viktigste amerikanske nøkkeltallet og viser at det påvirker både aksje-, obligasjons- og valutamarkeder på tvers av land. Med tanke på dette er nonfarm payroll et av de mest interessante nøkkeltallene vi inkluderer i analysen.

### 3.2.3 Tysk økonomi

Siden innenlandske nøkkeltall ikke nødvendigvis er de viktigste for aksjemarkedet, ønsker vi å undersøke om Oslo Børs også påvirkes av andre land enn USA. Derfor har vi inkludert et mål for utviklingen i tysk økonomi. Vi ønsket å inkludere flere handelspartnere, men dette var utfordrende, se delkapittel 3.3.

Det er interessant å inkludere Tyskland av to grunner. På den ene siden er det en direkte økonomisk sammenheng mellom Norge og Tyskland gjennom handel. Tyskland har i mange år vært blant Norges tre største handelspartnere, både innen import og eksport, se figur 3.2.1 og figur 3.2.2 (SSB, 2016e). På den andre siden er Tyskland en av de største økonomiene i Europa og ved å inkludere Tyskland tar vi dermed hensyn til mye av utviklingen i Europa generelt.



Figur 3.2.1 Norges tre største handelspartnere (import) i senere tid. Kilde: SSB



Figur 3.2.2 Norges tre største handelspartnere (eksport) i senere tid. Kilde: SSB

<sup>7</sup> Boyd, Hu, & Jagannathan, 2005

---

Nøkkeltallet vi har inkludert er det sammensatte målet på økonomisk aktivitet i Tyskland, Ifo Business Climate Index, heretter kalt Ifo. Dette er en indeks som produseres månedlig av CESifo Group Munich. Indeksen er basert på en undersøkelse og sier noe om hvordan et stort utvalg tyske bedrifter på tvers av bransjer vurderer dagens forretningsklima og forventningene til dette de neste seks månedene. Dette er en nøye fulgt og anerkjent ledende indikator for tysk økonomi (CESifo, 2016). Tolkningen av Ifo er på mange måter lik som for det mer kjente målet purchasing manager index (PMI). Begge disse målene sier noe om i hvilken grad økonomisk aktivitet er tiltakende eller avtakende og vil dermed kunne påvirke investorers forventninger om fremtidig inntjening og avkastningskrav. Siden Ifo følges tett og er mer unikt for Tyskland, inkluderer vi Ifo fremfor tysk PMI.

Funke og Matsuda (2006) som undersøkte effekten av publiseringer av makroøkonomiske nøkkeltall fra USA og Tyskland på både amerikanske og tyske aksjeindekser, fant at Ifo hadde en signifikant effekt på aksjeprisene i Tyskland, særlig i dårligere økonomiske tider. Ifo var ikke signifikant for USA. Norge er en annerledes økonomi enn USA og har et annet forhold til Tyskland. Derfor kan Ifo potensielt påvirke norske aksjemarkeder, gjennom investorenes forventninger.

#### 3.2.4 Rentemøter

Vi har inkludert rentemøtene til tre sentralbanker med potensiell innvirkning på det norske aksjemarkedet, nemlig Norges Bank, Federal Reserve (Fed) og European Central Bank (ECB). Norges Bank har vanligvis seks rentemøter i året, der pengepolitisk rapport fremlegges ved fire av disse møtene. Fed avholder vanligvis åtte møter og ECB avholder som regel møter månedlig. Alle sentralbankene har også mulighet til å innkalle til ekstraordinære rentemøter ved behov.

At det finnes en sammenheng mellom pengepolitikk og aksjemarkeder er bevist blant annet av Bjørnland og Leitemo (2009), som undersøkte sammenhengen mellom pengepolitiske sjokk og aksjemarkedet i USA. Videre er det interessant å undersøke om rentemøter i seg selv skaper volatilitet i markedet, uavhengig av om renten endres eller ei. Styringsrenten er viktig fordi den er med på å påvirke korte markedsrenter, realrenten og i forlengelsen av dette, investorenes avkastningskrav. Man ser også at investorer har en tendens til å trekke kapital ut av aksjemarkeder når nominelle renter er høye og motsatt når de er lave (Ritter & Warr, 2002).

---

Likevel tilsier empiri at det ikke nødvendigvis er denne mest åpenbare renteeffekten som er viktigst når det kommer til styringsrentens effekt på aksjemarkedet. Bernanke og Kuttner (2005) finner at Feds styringsrente også påvirker forventninger om fremtidige kontantstrømmer. Eksempelvis kan høyere rente og dermed mindre tilgang på lån, medføre at markedet ønsker en høyere risikopremie eller forventer lavere kontantstrømmer fordi bedrifters gjeld blir dyrere. Alternativt kan investorer bli mindre villige til å ta risiko fordi mindre tilgang på kapital kan skape forventninger om lavere fremtidig konsum. Bernanke og Kuttner understreker at disse effektene kan være vanskelig å skille fra hverandre.

Empiri støtter antakelsen om at rentemøter har effekt på aksjemarkeder. Nikkinen og Sahlström (2004) finner at sammen med amerikanske nyheter om arbeidsledighet, er Feds rentemøter den variabelen som har klart størst innvirkning på volatiliteten i aksjemarkedet i både Finland og Tyskland. Funke og Matsuda (2006) som også så på Tyskland i tillegg til USA, avdekker den samme sammenhengen hva gjelder Feds rentemøter. Det finnes mindre forskning på effekten av ECBs rentepolitikk og særlig kun på rentemøter i seg selv. Kim og Nguyen (2009) undersøkte effekten av pengepolitiske nyheter fra både Fed og ECB på aksjemarkeder i Sørøst-Asia og Oseania, men ser særlig på uventede renteendringer. Deres resultater viser at både Fed og ECB har signifikant påvirkning på volatiliteten i disse markedene. Bohl, Siklos og Sondermann (2008) finner de samme effektene av uventede renteendringer hos ECB i flere europeiske markeder. Samlet sett gir dette oss grunn til å undersøke effekten av både norske og utenlandske rentemøter.

### 3.2.5 Petroleumssektoren

Vi ønsker å inkludere variabler som sier noe om utviklingen i petroleumssektoren. Disse variablene er ikke blant de mest tradisjonelle makroøkonomiske nøkkeltallene som ofte inkluderes i andre studier, men vi mener det er relevant med tanke på Norges oljeavhengighet.

#### **Oljeinvesteringer**

‘Olje- og gassvirksomhet, investeringer’ er en statistikk som publiseres kvartalsvis av SSB. Fra 3. kvartal 2015 ble statistikken publisert sammen med ‘Investeringer i olje og gass, industri, bergverk og kraftforsyning’, men vi inkluderer her altså kun investeringer i olje og gass på norsk sokkel. Investeringer i olje- og gassvirksomhet inkluderer investeringer i både leting,

---

feltutbygging, produksjonsboring, samt ombygging og utbygging for å bedre prosessene på allerede eksisterende enheter (SSB, 2016f). Selv om oljeinvesteringene ikke er perfekt korrelert med oljepris, følger de utviklingen i oljeprisen i stor grad fordi lønnsomheten av investeringene er avhengig av prisnivået, og vi har dermed mulighet til å fange opp noen av effektene oljepris har på aksjemarkedet gjennom dette nøkkeltallet (Halvorsen, et al., 2016).

Norsk økonomi er avhengig av olje og har vokst mye i takt med oljeinvesteringene. Økte oljeinvesteringer henger sammen med økning i fastlands-BNP fordi økte investeringer i petroleumssektoren forplanter seg til andre sektorer i Norge (Halvorsen, et al., 2016). Høye oljeinvesteringer kan dermed ses i sammenheng med forventninger om økt fremtidig inntjening på tvers av sektorer og motsatt ved lavere investeringsnivå.

### **Oljelager**

‘Weekly Petroleum Status Report’ publiseres ukentlig av The U.S. Energy Information Administration (EIA). Rapporten inneholder mye informasjon om tilstanden i amerikansk petroleumsindustri. Nøkkeltallet vi bruker i vår analyse er ‘U.S commercial crude oil inventories’, heretter kalt oljelager. Dette er et mål på endringen i millioner fat olje som amerikanske bedrifter har fra uke til uke (EIA, 2016). Implikasjonen av dette målet er at det gir en indikasjon på hvordan tilbud og etterspørsel etter olje kan endre seg fremover og dermed oljeprisen.

Det finnes så vidt vi vet ikke studier som har inkludert oljelager i undersøkelsen av makroøkonomiske nøkkeltalls effekt på aksjemarkeder. Derimot finnes det empiri på hvordan publisering av EIAs ukentlige rapport påvirker energipriser, herunder spotpriser på blant annet olje og naturgass, handlet gjennom futureskontrakter på New York Mercantile Exchange (NYMEX). Denne studien tilsier at når publiseringen viser avvik fra forventet lager, fører det til store bevegelser i energiprisene (Halova, Kurov, & Kucher, 2014).

Oljeprissjokk påvirker avkastningen på Oslo Børs. Dette er blant annet dokumentert av Bjørnland i 2009. Oljepris er viktig i norsk økonomi fordi høyere pris medfører økte inntekter i oljesektoren og økte investeringer. Samtidig kan vi også forvente negative effekter, eksempelvis gjennom bedrifter som bruker olje fremfor å produsere det. Deres kostnader vil

---

øke som en følge av høyere oljepris. Dette gjør at endringer i oljepris både kan skape forventninger om høyere og lavere fremtidige kontantstrømmer, avhengig av hvordan selskapet er knyttet til oljeprisen. Sjokk som øker prisen viser seg å medføre økt avkastning på Oslo Børs og motsatt ved negative sjokk. Denne effekten er synlig på børsen kort tid etter at sjokket inntreffer og forplanter seg også ut i tid (Bjørnland, 2009). Dermed er det rimelig å tro at forventningene om økte kontantstrømmer ved høyere oljepris er den dominerende effekten. Basert på dette kan vi anta at publisering av nyheter om oljelager i USA påvirker oljeprisen og i forlengelsen av det avkastningen på det norske markedet.

### **Riggteiling**

‘Baker Hughes’ North America Rig Count’, heretter kalt riggteiling, er en ukentlig opptelling av antall aktive rigger i Nord-Amerika. Nøkkeltallet vi bruker inkluderer totalt antall rigger, det vil si produsenter av både olje, gass og andre produkter som utvinnes. Riggteilingen er et mål på aktiviteten i amerikansk petroleumssektor som følges tett av markedet (Baker Hughes, 2016). Dette kan dermed være viktig for Norge som oljeavhengig økonomi.

Kort sagt kan riggteilingen påvirke investorenes forventninger gjennom to kanaler. Eksempelvis kan økt antall aktive rigger antyde høyere aktivitet i sektoren, inkludert alle sektorer som leverer tjenester til riggene. Videre skaper dette forventninger om høyere fremtidige kontantstrømmer. På den andre siden sier riggteilingen, i likhet med oljelagertallene, noe om forventet tilbud og etterspørsel i markedet og dermed oljepris. Med bakgrunn i resonnetet i avsnittet om oljelager, vil vi dermed kunne anta at også riggteilingen potensielt påvirker volatiliteten på Oslo Børs.

#### 3.2.6 Konjunktursituasjon

Som vi allerede har påpekt er det flere av de liknende tidligere studiene som finner at publiseringenes effekt på markedet er ulik, avhengig av konjunktursituasjonen. Derfor har vi inkludert en dummyvariabel som tar verdien 1 når Norge er i resesjon og 0 i ekspansjon<sup>8</sup>. Denne variabelen er basert på beregninger av BNP-gap i Norge gjort av SSB, se figur 4.2.1 og

---

<sup>8</sup> I vår analyseperiode bruker vi en bred definisjon av resesjon, dvs. at vi omtaler resesjon som alle perioder hvor BNP-gapet blir mindre positivt og ekspansjon som perioder hvor gapet blir mer positivt. Det vil si at ekspansjon er alle perioder mellom bunn og topp i BNP-gapet og resesjon er alle perioder mellom topp og bunn.

---

delkapittel 4.2.2. Dette gir oss mulighet til å si noe om hvordan volatiliteten på børsen endrer seg med den økonomiske situasjonen.

Hamilton og Lin (1996) viste at det faktum at økonomien var i resesjon, forklarte mesteparten av volatiliteten i det amerikanske aksjemarkedet. Man kan altså forvente høyere volatilitet i markedet i resesjon enn i ekspansjon. Dette stemmer overens med intuisjon, siden dårlige økonomiske tider er forbundet med større usikkerhet, som dermed kan gi utslag i markedets forventninger om fremtidige renter og kontantstrømmer. Ved å inkludere vårt enkle mål på norsk konjunktursituasjon, kan vi dermed si noe om i hvilken grad resesjon øker volatiliteten i det norske markedet.

Konjunktursituasjonen har i hovedsak to effekter på analysen, utover den generelle økningen i volatilitet i resesjon. På den ene siden kan publiseringer miste signifikans om man ikke kontrollerer for konjunktursituasjon. For eksempel kan en publisering som er signifikant i resesjon, ikke nødvendigvis være signifikant under ekspansjon. Når man da analyserer en periode bestående av både resesjon og ekspansjon, vil en slik publisering kunne miste sin signifikans. På den andre siden kan konjunktorene medføre asymmetrisk respons på publisering av nøkkeltall. Dette ble tidlig påpekt av McQueen og Roley i 1993. Asymmetrisk respons angår realøkonomiske nyheter og kan skyldes at markedet vektet renteeffekten mer i gode tider, mens kontantstrømeffekten vektlegges mer i dårlige tider. McQueen og Roley påpeker at kontantstrømeffekten ikke nødvendigvis tillegges betydning i gode økonomiske tider i det hele tatt. Asymmetrisk respons kan også skyldes at samme nyhet kan betegnes som god eller dårlig avhengig av konjunktursituasjonen. McQueen og Roley påpekte eksempelvis at nyheter om økt industriell produksjon i dårlige tider ofte vil oppfattes som gode nyheter fordi man vil forvente økt inntjening hos bedriftene. I gode tider, hvor industrien allerede jobber i høygir, kan nyheter om økt industriell produksjon skape frykt for overoppheting og er ikke da nødvendigvis å regne som gode nyheter.

For å begrense oppgavens omfang skiller vi ikke på gode og dårlige nyheter, men ser kun på effekten av selve publiseringen. Siden vi analyserer perioden under ett, kan vi ikke skille ut eventuelle asymmetriske effekter, men vi inkluderer et enkelt mål som kan fange opp om volatiliteten øker i resesjon relativt til ekspansjon. Perioden vi ser på (2010-2015) er historisk

---

sett ikke preget av hverken kraftig ekspansjon eller resesjon, se figur 9.2.1 på side 98 i appendiks. Dette kan være med på å rettferdiggjøre den enkle tilnærmingen til konjunktursituasjonen.

### 3.2.7 Volatilitet gjennom dagen

Det er et kjent fenomen i finansielle markeder at volatiliteten har en tendens til å endre seg i et systematisk mønster avhengig av tid på dagen. I aksjemarkedet dreier dette seg i hovedsak om at volatiliteten ofte er høyere idet børsen åpner og idet børsen stenger. Dette fenomenet er veldokumentert, blant annet av Wood et al. (1985) som viste at avkastningen på NYSE (New York Stock Exchange) varierte unaturlig mye de første 30 minuttene av handledagen og i de siste 1 til 5 minuttene av dagen (avhengig av analyseperioden). I tillegg ble det påvist at avkastningen generelt stiger rett etter åpning. Harris (1986) fant samme mønster, men at volatiliteten ved åpning var høy i de første 45 minuttene. I studien påpekes det at det også finnes ukentlige mønstre, hvor børsåpning på mandager skiller seg ut med særlig negativ avkastning. Det er intuitivt at ny informasjon raskt reflekteres i prisene i det man har mulighet til å handle med informasjon som har kommet i løpet av natten, og at volatiliteten øker idet aktørene i markedet har absolutt siste mulighet til å handle for dagen. Derimot er det mindre intuitivt at avkastningen generelt stiger etter åpning og at mandager peker seg ut med negativ avkastning. Dette er et eksempel på en anomali, fenomenet vi presenterte i delkapittel 2.2.2, og viser at det ikke alltid er mulig å forklare endringer i markedet kun basert på teori om prisdannelse.

Siden vi ønsker å måle mervolatiliteten publisering av nøkkeltall fører til, er det viktig å ha et mål på den generelle volatiliteten knyttet til tid på dagen, særlig med tanke på at en del av publiseringene utspiller sin rolle i det Oslo Børs åpner. Derfor inkluderer vi to dummyvariabler, hvor den ene måler endring i det første intervallet etter åpning og den andre endring i det siste intervallet før børsen stenger. Det er likevel viktig å påpeke at åpningstidsvolatiliteten også påvirkes nettopp av publiseringer av makroøkonomiske nøkkeltall i løpet av natten og den generelle effekten er dermed vanskelig å isolere fullstendig. Vi korrigerer ikke for ukedag da dette blir for omfattende.

---

### 3.3 Utelatte variabler

I arbeidet med å velge variabler inkluderte vi først flere variabler enn de vi har endt opp med å bruke i analysen. Vi inkluderte flere variabler vi mener kunne være interessante, men grunnet overlapping i publiseringstider, resultater som ikke ga noen god tolkning og som ikke var signifikante, valgte vi å droppe disse.

Som nevnt i delkapittel 3.2.3, ønsket vi å inkludere mål på økonomisk aktivitet hos flere av Norges viktigste handelspartnere. Målene vi brukte var PMI for Kina, Japan, Sverige og Sør-Korea. Opprinnelig inkluderte vi også PMI for Norge. Alle disse nøkkeltallene falt i de fleste tilfeller på samme publiseringsdato og –tidspunkt, da vi flyttet publiseringene som falt utenfor børsens åpningstider til påfølgende dag, se delkapittel 4.2.3. Analysen av disse overlappende nøkkeltallene lar seg dermed ikke tolke på en fornuftig måte med vår modell. Vi vurderte å inkludere andre nøkkeltall fra disse handelspartnerne som ikke falt på samme publiseringstidspunkt, men konkluderte med at andre nøkkeltall ikke får samme oppmerksomhet i markedet som tallene for PMI. Vi hadde ikke mulighet til å gjøre en mer inngående analyse av hvilke andre gode mål på nåværende økonomisk aktivitet hos handelspartnere vi kunne ha benyttet. Vi inkluderer dermed ingen nøkkeltall fra de nevnte handelspartnerne.

PMI for Norge ble da heller ikke mulig å analysere isolert sett grunnet overlapp i publiseringstidspunkt, og nøkkeltallet ble utelatt fra modellen. Vi skulle gjerne hatt med variabler fra disse handelspartnerne fordi det er godt mulig at endringer i disse landene skaper reaksjoner i markedet og vi mener at det derfor hadde tilført merverdi til analysen. At vi ikke kunne inkludere PMI for Norge er derimot ikke avgjørende, siden vi har med flere andre norske nøkkeltall. Eksempelvis vil målet på norsk industriproduksjon til dels gi opplysninger om det samme som PMI. Uansett mener vi at vi har inkludert tilstrekkelig med interessante variabler, siden vi har med flere amerikanske nøkkeltall og en av Europas viktigste økonomier, nemlig Tyskland.

Andre norske tall vi ønsket å inkludere var Norges Banks regionale nettverk, publisering av pengepolitisk rapport, norsk varehandel og boligpriser fra Eiendom Norge. Regionalt nettverk,



---

pengepolitisk rapport og norsk varehandel gav aldri signifikante resultater. Vi synes ikke at det var relevant å kommentere disse resultatene i detalj og valgte derfor å ekskludere de for å fokusere analysen rundt de mer interessante variablene. Pengepolitisk rapport kommer i tillegg ut samtidig som pressemeldingen fra Norges Banks rentemøte og det vil dermed uansett være vanskelig å skille effekter knyttet til pengepolitisk rapport fra rentemøtene i seg selv. Boligpriser var noen ganger signifikant, men koeffisienten var da negativ og veldig liten. Dette tolker vi dermed som støy og vi ekskluderte boligpriser for å konsentrere oss om de mer interessante resultatene. Vi gjennomførte regresjonen både med og uten variablene vi har ekskludert. Resultatene vi fikk var relativt like, og vi konkluderte med at det vil være uproblematisk å droppe disse, da de ikke tilfører analysen verdi.

---

## 4 DATA

Denne delen omhandler datainnsamling og hvordan bearbeidelsen av rådataene er foretatt.

### 4.1 Datainnsamling

Vårt datasett består av to hoveddeler. Første del består av data på hovedindeksen, samt åtte bransjeindekser fra Oslo Børs. Andre del består av de makroøkonomiske nøkkeltallene, samt konjunktursituasjonen i Norge.

#### 4.1.1 Oslo Børs

Datamaterialet levert av Oslo Børs er høyfrekvent intradagsdata på hovedindeksen, samt de åtte bransjeindeksene som ble presentert i delkapittel 3.1.1. Dette er unike data som vi fikk levert i forbindelse med denne oppgaven. Rådataene vi mottok var sortert på månedsbasis, der alle indeksene var inkludert i én fil for hver måned.

#### 4.1.2 Makroøkonomiske nøkkeltall

Fra Bloomberg har vi hentet historiske, faktiske data for 15 av de variablene vi ønsker å analysere. Fra SSB og deres statistikk 'Olje- og gassvirksomhet, investeringer' har vi hentet datamateriale for oljeinvesteringer i Norge. Fra SSB fikk vi også tilsendt et Excel-ark<sup>9</sup> der de har beregnet BNP-gapet i Norge. Konjunkturvariabelen i regresjonsmodellen bygger på disse beregningene, se delkapittel 4.2.2 og figur 4.2.1.

Videre har vi hentet forventningsestimater på de samme 15 variablene fra Bloomberg Expectations Survey, der dette var tilgjengelig. Forventningene er gitt fra et representativt utvalg økonomer som besvarer en undersøkelse. I del III av analysen benytter vi medianverdien av disse forventningsverdiene for å beregne overraskelseskomponenten, da vi mener denne verdien best reflekterer forventningene i markedet. Samtidig er det viktig å påpeke at disse undersøkelsene produseres opptil noen dager i forkant av en publisering. Dermed kan de reelle

---

<sup>9</sup> Takk til Torbjørn Eika i SSB.

---

forventningene endre seg noe nærmere publisering. I tillegg gir undersøkelsen som nevnt kun et bilde på enkelte anerkjente økonomers forventninger. Det betyr at markedets forventninger generelt kan avvike fra dette, men det er vanlig at markedsaktører følger med på og forholder seg til disse økonomenes estimater. Uansett er denne forventningsundersøkelsen vårt beste alternativ for bruk i analysen. Bloomberg publiserer ikke forventningsverdier for alle nøkkeltallene. Dette gjelder handelsbalanse, riggtelling og nonfarm payroll. For de norske oljeinvesteringene har vi heller ikke forventningsverdier.

I datamaterialet fra Bloomberg har vi sørget for å hente de faktiske størrelsene som ble sluppet på det faktiske tidspunktet for publiseringen, og ikke reviderte størrelser. Dersom vi hadde benyttet reviderte tall, ville ikke overraskelseeffekten av publiseringen blitt fanget opp i analysen.

## 4.2 Bearbeiding av data

Vi har laget 10 datasett, hvor hvert sett inneholder én av indeksene og alle de makroøkonomiske nøkkeltallene, samt konjunkturvariabelen og variablene for børsåpning og -stenging. Vi presenterer først behandlingen av datamaterialet fra Oslo Børs, deretter dataene for de makroøkonomiske nøkkeltallene. Til slutt settes de to sammen.

### 4.2.1 Oslo Børs

Fra Oslo Børs fikk vi tilsendt høyfrekvent intradagsdata for de ni indeksene, hovedindeksen og de åtte bransjeindeksene, i den aktuelle perioden. Grunnet endringer i handelssystemer, var intradagsdata fra Oslo Børs kun tilgjengelig tilbake til 13. april 2010. Perioden vi analyserer er dermed fra 13. april 2010 til og med 31. desember 2015.

Vi bearbeidet rådataene med intradagsdata for hver indeks i databehandlingsprogrammet Stata. Vi skilte ut hver indeks for seg, slik at vi kunne foreta analyse på én og én indeks. Hver indeks ble koblet sammen med de 16 nøkkeltallene samt konjunkturvariablene, som indikerer resesjon og ekspansjon. I tillegg lagde vi to variabler, hvor den ene markerer det første intervallet etter at børsen åpner, mens den andre markerer siste intervall før stengt. Videre lagde vi en variabel som angir den absolutte endringen i indeksverdiene fra periode  $t-1$  til  $t$ . Dette er den

---

avhengige variabelen i regresjonsmodellen for del I og II, som viser volatiliteten i indeksen. Vi ønsker i disse to delene å undersøke hvordan volatiliteten endrer seg ved publisering av nøkkeltallene vi har valgt ut. For del III av analysen ble det laget en avhengig variabel som også ser på endringen i indeksen mellom tid  $t-1$  og  $t$ , men ikke den absolutte verdien. I del III ønsker vi også å se på retningen av sjokket publiseringen eventuelt fremprovoserer. Videre har vi generert en overraskelseskomponent for å måle effekten av overraskelser i de variablene vi har forventningsverdier for.

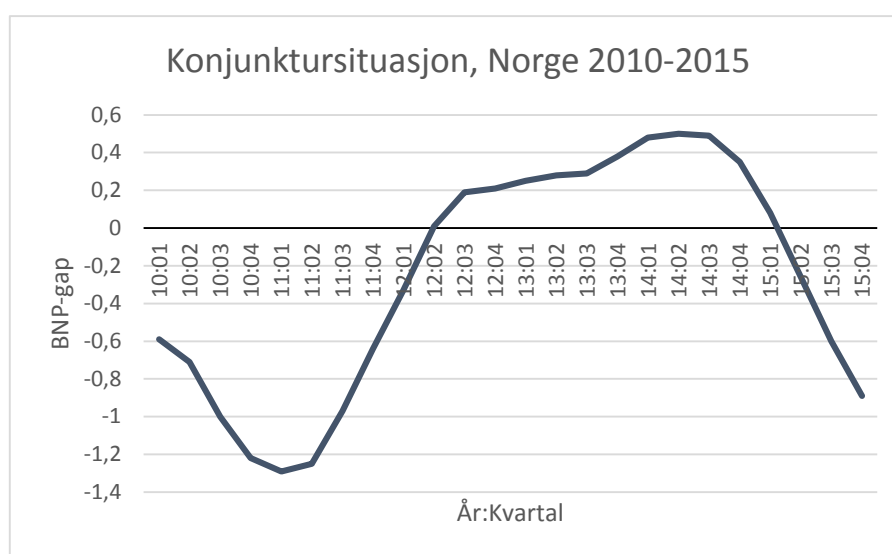
I del II analyserer vi bransjeindeksene og deres sensitivitet overfor de samme nøkkeltallene som i del I. Vi har ekskludert OSE50GI (Telekom) fordi denne indeksen kun består av to aksjer. Dermed er det ikke rimelig å anta at indeksen er representativ for hele bransjen. I tillegg er en av aksjene, Telenor, veldig dominerende med tanke på markedsverdi og antall daglige handler. I praksis blir derfor analysen nærmest utført på kun én enkeltaksje, hvilket ikke er formålet med vår oppgave. Vi velger derfor å droppe denne bransjeindeksen fra analysen. For bransjeindeksen OSE55GI (Forsyning) var det svært få observasjoner sammenliknet med de andre. Siden vår analyse baserer seg på korte intervaller og krever presisjon i målingen, er det dermed ikke meningsfylt å analysere OSE55GI siden intervallene ikke lar seg konstruere. Vi har derfor også valgt å ekskludere OSE55GI fra oppgaven.

Tidsrommet vi ser på hver dag, begrenser seg til Oslo Børs' åpningstider i det regulære handelsrommet, inkludert sluttauksjon. Tidsrommet er dermed fra klokken 09:00 til 16:25, der perioden fra 16:20 til 16:25 innebærer en sluttauksjon (Oslo Børs, 2016l). I perioden med sluttauksjon er det mulig å legge inn, endre og slette ordre. Førbørsperioden fra klokken 08:15 til 09:00 og etterbørsperioden fra klokken 16:25 til 17:30, er perioder der all elektronisk handel opphører og handelen som skjer må foregå gjennom en meglerkonto. Periodene utenfor den regulære åpningstiden gir investorer en mulighet til å handle på opplysninger som skjer i denne tidsperioden, men det er risiko forbundet med å handle i før- og etterbørsperioden. Det kan være vanskelig å finne riktig markedspris da ulike meglerkontoer kan oppgi ulik pris for samme aksje i denne tidsperioden. Det er også som regel færre kjøpere og selgere, noe som kan føre til en høyere pris utenfor åpningstid. Kjøpere og selgere som er på markedet da, vil ofte være profesjonelle investorer. Dersom man som privatperson går inn i dette markedet, vil man kunne være underlegen med tanke på informasjon og erfaring. Vi har valgt å ekskludere før- og etterbørsperioden på bakgrunn av dette. Da handelen i denne tidsperioden i tillegg skjer

gjennom megler vil det ikke her være like aktuelt å undersøke hva som skjer i korte intervaller etter nyhetsslipp, da prosessen med megler vil ta noe tid.

#### 4.2.2 Makroøkonomiske nøkkeltall

For handelsbalansen i Norge var det kun publiseringer fra og med 15. april 2013 på Bloomberg. Vi har benyttet SSB som kilde til handelsbalansen for den resterende perioden tilbake til 13. april 2010. Med utgangspunkt i SSBs beregnede BNP-gap, gjorde vi et grovt estimat for å datere hvilke kvartaler som kan klassifiseres som resesjon og ekspansjon i norsk økonomi, se figur 4.2.1. Figur 9.2.1 på side 98 i appendiks viser konjunktursituasjonen fra 1980 til i dag, basert på det samme beregnede BNP-gapet fra SSB. Dette gir et klarere bilde på at vår analyseperiode ikke har vært særlig preget av hverken lav- eller høykonjunktur. Resesjonsvariabelen presentert i delkapittel 3.2.6 skal kontrollere for konjunktursituasjonen, men da det i perioden 2010-2015 har svært små avvik fra trend-BNP<sup>10</sup>, vil resultatene mest sannsynlig ikke avhenge stort av konjunktursituasjonen.



Figur 4.2.1 Konjunktursituasjon i Norge, 2010-2015

<sup>10</sup> SSB benytter HP-filte med  $\lambda=40.000$  for å beregne trend-BNP (mailkorrespondanse med SSB ved Torbjørn Eika)

---

### 4.2.3 Samlet datasett

Hver av filene med intradagsdata for de ulike indeksene ble satt sammen med samtlige nøkkeltall, konjunkturvariabel og variabler som kontrollerer for åpning og stenging. Vi laget tidsintervaller på 1, 2, 3, 4, 5, 10 og 15 minutter for hvert datasett. Videre konstruerte vi en dummyvariabel som tar verdien 1 på publiseringstidspunkt for hvert nøkkeltall og 0 ellers. Dette blir nærmere forklart i delkapittel 5.2. Dersom publiseringstidspunktet for en variabel falt utenfor børsens åpningstider, flyttet vi publiseringstidspunktet til åpningstid neste børsdag. Vi testet også om disse publiseringene burde droppes, da vi ikke får den direkte effekten i markedet når publiseringen faller utenfor åpningstidene på Oslo Børs. Resultatene med og uten disse publiseringene var derimot svært like, og vi valgte å beholde variablene med en hypotese om at nyheten prises inn i markedet med en gang Oslo Børs åpner.

Opprinnelig lagde vi også et 30-minuttersintervall og analyserte dette for hver indeks. I resultatene ble det derimot tydelig at etter 30 minutter må man forvente at annen informasjon enn bare publiseringen av nøkkeltallet virker inn på volatiliteten og endringen i indeksen. I delkapittel 2.2 presenterte vi støy som det som skaper usikkerhet rundt fremtidig etterspørsel og tilbud<sup>11</sup>. Støy vil virke inn på resultatene våre, jo lenger unna en publisering vi kommer. Eksempelvis kunne resultatene vise økt volatilitet de første 3 minuttene etter publisering, så en reduksjon i de litt lengre intervallene, før vi i 30-minuttersintervallet kunne se at volatiliteten økte igjen. Ut fra teorien om markedseffisiens tyder det på at denne økte volatiliteten kun er støy, og ikke kan tolkes på noen fornuftig måte. Vi har på bakgrunn av dette valgt å ekskludere 30-minuttersintervallet fra analysen.

Vi har inkludert siste notering hver dag i alle datasettene. Dersom publiseringen skjer utenfor åpningstidene på Oslo Børs, vil vi se på endringen mellom siste notering dagen før og første notering neste dag. For hvert datasett er det derfor viktig at begge disse noteringene alltid er med, uavhengig av tidsintervall.

Avgjørelser fattet i ECBs rentemøter publiseres klokken 13:45 norsk tid. Dette bød på noen problemer for konstruksjon av partallsintervallene. Da intervallene ble laget med utgangspunkt

---

<sup>11</sup> Black, 1986

---

i Oslo Børs' åpningstid klokken 09:00, inkluderes dermed ikke tidspunktet 13:45 i disse intervallene. Vi har likevel beholdt faktisk publisering av ECB klokken 13:45 i alle intervaller, for å inkludere ECB i analysen. Dette betyr at når vi måler endringen i etterkant av en ECB-publisering, blir ikke det reelle intervallet lik det ønskede partallsintervallet. For eksempel blir det da slik at i 2-minuttersintervallet måler vi endringen fra 13:45 til 13:46, og det reelle intervallet er dermed 1 minutt, i stedet for 2 minutter. For 4-minuttersintervallet er reelt intervall for ECB 3 minutter, mens det i 10-minuttersintervallet kun blir 5 minutter. Dette er ikke ideelt for analysen, men lot seg ikke gjøre på en annen måte. Da de andre intervallene (1, 3, 5 og 15 minutter) er konstruert på riktig måte, valgte vi å ta med publiseringer knyttet til ECB likevel.

#### 4.2.4 Begrensninger

Datasettet som analyseres inneholder mange variabler med svært mange observasjoner. Det er et stort datasett, og vi erkjenner at det har sine begrensninger. Noen av operasjonene utført i Stata har blitt testet ved manuelt å lete etter eventuelle feil, da operasjonen vanskelig lot seg undersøke gjennom andre tester i Stata. I et så stort datasett, vil en slik fremgangsmåte gjøre det vanskelig å oppdage alle feil. Dette gjelder derimot mindre viktige operasjoner, og vi anser ikke dette som kilde til alvorlige feil i analysen.

Vi ser at noen av variablene også kan være kilde til eventuell feil i modellen. For eksempel har vi manuelt plottet noen av verdiene og datoene for rentemøte i Norges Bank og ECB. Konjunkturvariabelen *Resesjon* er beregnet ut fra SSBs tilsendte BNP-avvik, som forklart i delkapittel 4.2.2. Denne variabelen kunne vært beregnet på en mer sofistikert måte, og gir ikke nødvendigvis et helt korrekt bilde av konjunktursituasjonen i Norge i løpet av analyseperioden. Det er videre noen datoer for enkelte av nøkkeltallene der det ikke er oppgitt forventningsestimater<sup>12</sup>. Dette fører til at noen av observasjonene faller bort i del III av oppgaven, da vi ikke har en forventet verdi å sammenlikne den faktiske verdien mot. Dette gjelder så få observasjoner, at vi antar at dette ikke vil påvirke resultatene betydelig.

Vi har laget syv ulike tidsintervaller som vi ønsker å analysere; 1, 2, 3, 4, 5, 10 og 15 minutter. Genereringen av disse intervallene er gjort på best mulig måte, men vil ikke alltid være helt

---

<sup>12</sup> Dette gjelder industriproduksjon, rentemøte i Norges Bank, Fed og ECB.

---

korrekte for alle observasjoner. Dette er en av operasjonene der manuell leting etter eventuelle feil er gjennomført. Vi har gjort opptellinger på antall observasjoner for å få en indikasjon på om antallet kan stemme noenlunde overens med hva man ville forvente for de ulike tidsintervallene. Likevel kan dette være kilde til feil i tidsintervaller, og således forstyrre resultatene. For enkelte av bransjeindeksene er det noe spredning i observasjonene i løpet av en børsdag. Dette kan også naturlig gi andre tidsintervaller i datasettet enn hva vi har forsøkt å generere. For bransjeindeksen OSE55GI var intradagsdataene så spredt at vi som nevnt i delkapittel 4.2.1 besluttet å utelate denne indeksen fra oppgaven.

### 4.3 Tidsforskjellsproblematikk

Analysen vår er basert på både nasjonale og internasjonale variabler, og tidsforskjell mellom landene kan dermed by på problemer. I tillegg vil børsens åpningstider, samt sommer- og vintertid skape begrensninger for overlapp mellom de internasjonale publiseringene og aksjemarkedets åpningstider i Oslo. For eksempel publiseres rentesettingen i USA enten klokken 19:00 eller 20:00 norsk tid, avhengig av om det er sommertid eller ikke. Som nevnt vil en slik publisering som faller utenfor børsens åpningstider bli flyttet til åpningstid neste børsdag.

I vårt arbeid med innsamling av data er denne problematikken tatt hensyn til. For variablene hentet fra Bloomberg, har vi benyttet en formel for uthenting som tar hensyn til at vi er i Norge. Formelen gir oss dermed korrekte faktiske tidspunkt for publiseringene slik de var norsk tid. Bloomberg tar også i denne formelen hensyn til sommer- og vintertid.



---

## 5 FREMGANGSMÅTE

### 5.1 Regresjonsmetode

Regresjonsmetoden som benyttes er OLS-regresjon (Ordinary Least Squares). Denne metoden vil produsere den beste lineære sammenhengen mellom observasjonene ved å minimere avstanden mellom observasjonene og den tilpassede regresjonslinjen. Teknisk sett vil den minimere summen av de kvadrerte residualene, der residualene er differansen mellom den observerte verdien og den tilpassede regresjonslinjen. Dersom avstandene mellom observasjonene og linjen er små og ikke feilaktige, vil modellen være god (Keller, 2012).

Flere forutsetninger gjelder for at koeffisientene i en OLS-regresjon skal kunne tolkes fornuftig. Det er ikke ønskelig med autokorrelasjon i residualene, det må være et lineært forhold mellom variablene, residualene skal ha konstant varians (homoskedastisitet), variablene skal ikke være multikollineære, datasettet skal ikke inneholde ekstremverdier og residualene skal være normalfordelte (Hill, Griffiths, & Lim, 2012, ss. 172-173). Vi har testet disse forutsetningene i arbeidet med analysen. Vedlagt i appendiks er et eksempel på hvordan dette er gjennomført og hvilke resultater vi fikk, se 9.4 og 9.5. Vi legger ved kun ett eksempel for modellen i del I og II, samt ett eksempel for modellen i del III. Eksemplene viser kun ett intervall for én indeks, men er representativt for alle indeksene og de andre intervallene. Vi konkluderer med at modellen ikke har problemer med linearitet, multikollinearitet og ekstremverdier. Samtidig finner vi tegn til autokorrelasjon, heteroskedastisitet og at residualene ikke er normalfordelt. At residualene ikke er normalfordelt kan til dels veies opp for med det faktum at vi har et svært stort utvalg (Hill, Griffiths, & Lim, 2012, s. 64). For å forbedre modellen har vi benyttet en variant av OLS som beregner korrekte standardfeil, som er heteroskedastisitet- og autokorrelasjonskonsistente (Newey-West standardfeil). Det betyr at vi dermed korrigerer for autokorrelasjon og heteroskedastisitet, hvilket gjør at koeffisientene kan brukes for å tolke hvilken endring publisering av hvert enkelt nøkkeltall skaper i indeksene. Se delkapittel 5.1.1 for mer om Newey-West standardfeil.

$R^2$  er forklaringsgraden tilegnet de makroøkonomiske nøkkeltallene. Forklaringsgraden sier noe om hvor nær dataene er den tilpassede linjen, og beregnes som forklart varians over total varians (Hill, Griffiths, & Lim, 2012, s. 136).  $R^2$  blir i mange studier tillagt stor vekt for å

---

bedømme hvor godt modellen passer dataene. Med utgangspunkt i liknende studier har vi sett en trend for en lavere forklaringsgrad. Nikkinen et al. (2006) finner lav forklaringsgrad i sin modell, men legger vekt på om f-testen for regresjonen er signifikant. Det samme gjør Funke og Matsuda (2006) og flere, liknende studier. En lav  $R^2$  betyr dermed ikke nødvendigvis at man har en dårlig modell. Dersom våre resultater gir en signifikant f-test, vil det ikke være like avgjørende med en høy forklaringsgrad. Som nevnt kan vi forvente at en slik type regresjonsmodell som vi har, ikke vil gi høy  $R^2$ . De uavhengige variablene kan være signifikante selv om  $R^2$  er lav, og en analyse av hvordan disse vil påvirke den avhengige variabelen vil være interessant.

F-test er en annen måte å måle validiteten til modellen på. Denne viser total signifikans for modellen. Nullhypotesen sier at den tilpassede linjen i modellen er lik tilpasset linje i en modell med kun konstantledd. Det betyr at dersom p-verdien til f-testen er lavere enn signifikansnivået, kan man forkaste nullhypotesen og modellen er bedre enn en modell med kun konstantledd (Hill, Griffiths, & Lim, 2012). Det vil si at de uavhengige variablene i modellen er med på å forklare endringen i den avhengige variabelen.

P-verdiene for variablene i regresjonen sier noe om signifikansen til den enkelte variabel. Ved en lavere p-verdi enn signifikansnivået, vil en endring i den uavhengige variabelen gi en endring i den avhengige variabelen (Hill, Griffiths, & Lim, 2012). P-verdiene er dermed avgjørende for å kategorisere publisering av nøkkeltallene som signifikante eller ikke. I denne oppgaven benytter vi signifikansnivå på 5 %, 1 % og 0,1 %. Dersom p-verdiene er lavere enn 5 % signifikansnivå, kategoriserer vi dermed publiseringen av nøkkeltallet som signifikant for endringen i indeksverdien. T-verdiene sier også noe om usikkerheten rundt koeffisientenes signifikans (Midtbø, 2012, s. 102). Jo større absolutt t-verdi, jo sikrere kan man forkaste nullhypotesen.

Koeffisientene for hver enkelt variabel tolkes som gjennomsnittlig endring i den avhengige variabelen ved én enhets endring i den uavhengige variabelen, gitt at man holder de andre uavhengige variablene konstante. I en modell kun bestående av dummys, vil tolkningen være noe annerledes. Koeffisientene representerer gjennomsnittlig endring i den avhengige variabelen når dummyen tar verdien 1 relativt til når den tar verdi 0.

---

### 5.1.1 Newey-West standardfeil

Når regresjonsmodellen inneholder heteroskedastisitet og autokorrelasjon, er ikke koeffisientene de beste estimatorene for forholdet mellom avhengig og uavhengige variabler. Derfor korrigerer vi dette ved å inkludere Newey-West standardfeil i modellen. Det finnes andre metoder for slik korreksjon, men en av fordelene med Newey-West standardfeil er at man ikke må spesifisere autokorrelasjonen helt eksakt, noe som kan være utfordrende. Ved å inkludere et tilstrekkelig antall lag i modellen, kan vi anta at autokorrelasjon utover dette antallet er tilnærmet lik null. Det er nødvendig med et stort utvalg for å bruke metoden, i denne oppgaven er det ingen tvil om at vi har et stort antall observasjoner. (Hill, Griffiths, & Lim, 2012)

Siden Newey-West kun endrer på standardfeilene i modellen, og ikke residualene eller koeffisientene, vil forklaringsgraden være lik for regresjonen med og uten Newey-West standardfeil.

Utfordringen med Newey-West standardfeil er å velge et passende antall lags. Selv om man ikke må spesifisere autokorrelasjonen eksakt, er det viktig for store utvalg at antall lag er mange nok, men samtidig langt mindre enn antall observasjoner. Det er ikke et fasitsvar på hvordan dette skal velges, men det finnes flere tommelfingerregler som gir en pekepinn på antall lag som bør inkluderes. Vi velger å bruke en regel gitt av likning 5.1.1 (Stock & Watson, 2012, s. 641)

$$m = 0,75T^{1/3} \qquad 5.1.1$$

Her er  $m$  antall lag og  $T$  er antall observasjoner. Siden vi har ulikt antall observasjoner for de forskjellige indeksene og intervallene, har vi beregnet antall lag for hver indeks i hvert intervall. Antall lag inkludert i modellen står i de respektive regresjonsutskriftene i appendiks. Siden valget av antall lag ikke er helt rett frem, bør man teste modellen ved å inkludere litt ulike antall lag. Dette gjøres for å sjekke at modellen ikke er veldig sensitiv for antall lag (Stock & Watson, 2012). Vi har testet dette for vår modell og finner at den ikke er sensitiv for valg av lag som er litt større eller mindre enn  $m$  skulle tilsi. Dermed anser vi det som godt nok å bruke denne tommelfingerregelen for valg av antall lag.

---

## 5.2 Del I og II

For å undersøke hvilken effekt publisering av makroøkonomiske nøkkeltall har på Oslo Børs, benytter vi en standard, multipl regresjonsanalyse. Fremgangsmåten bygger på tidligere studier, særlig har vi benyttet Norges Bank Staff Memo Nr. 3 2015, for inspirasjon.

Datasettene som analyseres er som presentert i kapittel 4, og består av én av de ni indeksene samt de makroøkonomiske nøkkeltallene, konjunkturvariablene og variablene som korrigerer for åpning og stenging. Vi ønsker først å undersøke isolert effekt av publiseringen på indeksen, og ser bort fra hvilken retning effekten av publiseringen har.

$$absolutt(\Delta \ln(indeks_t)) = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i D_{it} + \alpha_1 X_t + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 Z_t \quad 5.2.1$$

der  $absolutt(\Delta \ln(indeks_t))$  gir den absolutte verdien på endringen mellom logaritmen av indeksen i periode  $t-1$  og  $t$ .  $\beta_0$  er konstantleddet i regresjonen og kan tolkes som gjennomsnittlig volatilitet for den aktuelle indeksen i periodene det ikke skjer publiseringer, økonomien er i ekspansjon og det hverken er første eller siste intervall den dagen.  $\beta_i$  viser mervolatiliteten til indeksen i det aktuelle tidsintervallet ved publisering av  $n$  antall nøkkeltall  $i$ .  $D_{it}$  er dummyvariabelen for nøkkeltall  $i$  som tar verdien 1 ved publiseringer og 0 ellers.  $X_t$  er en variabel som tar verdien 1 dersom økonomien er i resesjon ved tiden  $t$ , og 0 dersom økonomien er i ekspansjon.  $Y_t$  kontrollerer for åpningstidsvolatilitet og tar verdien 1 i det første intervallet hver dag og 0 ellers, mens  $Z_t$  kontrollerer for stenging og tar verdien 1 i det siste intervallet hver dag og 0 ellers.  $\alpha_1, \alpha_2$  og  $\alpha_3$  viser henholdsvis gjennomsnittlig prosentvis mervolatilitet som følger av at økonomien er i resesjon, i åpningstidsintervallet og i stengingsintervallet på Oslo Børs. Vi undersøker dermed om den absolutte volatiliteten i hovedindeksen endres ved publisering av nøkkeltall, mens vi kontrollerer for resesjon, børsåpning og børsstenging.

## 5.3 Del III

I denne delen undersøker vi hvordan overraskende endringer i nøkkeltallene påvirker indeksen. Til dette bruker vi forventningsverdier for nøkkeltallene. Forventningsverdier var ikke tilgjengelig for alle variablene vi inkluderte i del I og II, og datasettet i denne delen inkluderer

dermed ikke disse<sup>13</sup>. Tabell 9.3.1 på side 99 i appendiks viser en oversikt over variablene med forventningsverdi. Ellers vil oppsettet for modellen i del III av analysen være identisk med oppsettet for del I og II, men vi erstatter den tidligere dummyvariabelen som indikerte intervallet rett etter en publisering med en variabel som fanger opp overraskelsesmomentet i markedet etter publisering. Overraskelseskomponenten beregnes ved differansen mellom faktisk og forventet verdi, dividert på standardavviket til denne differansen, jamfør likning 2.4.3 forklart i delkapittel 2.4.1.

$$O_{it} = \frac{A_{it} - E_{it}}{\hat{\sigma}_i} \quad 2.4.3$$

$$\Delta \ln(\text{indeks}_t) = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i O_{it} + \alpha_1 X_t + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 Z_t \quad 5.3.1$$

Likning 5.3.1 viser regresjonen der overraskelseskomponenten  $O_{it}$ , er inkludert.  $\Delta \ln(\text{indeks}_t)$  viser prosentvis endring i indeksverdien fra tid  $t-1$  til  $t$ .  $\beta_0$  viser gjennomsnittlig prosentvis endring i indeksen når det ikke skjer publiseringer, når økonomien er i ekspansjon og når perioden er utenfor første og siste intervall den dagen.  $\beta_i$  viser den prosentvise endringen publiseringene skaper ved en overraskelse på 1 standardavvik fra forventning.  $X_t$ ,  $Y_t$  og  $Z_t$  er dummyer for henholdsvis resesjon, børsåpning og –stenging slik som i del I og II.  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  og  $\alpha_3$  viser nå gjennomsnittlig prosentvis endring ved henholdsvis resesjon, børsåpning og børsstenging. Regresjonen gir et mål på hvor sensitiv hovedindeksen på Oslo Børs er for overraskelser i publiseringer av de valgte nøkkeltallene.

Denne delen av analysen vurderer både størrelsen på effekten og hvilken retning effekten har. Regresjonen kan dermed både si noe om hvor mye overraskelsen endrer indeksen, samt om indeksen stiger eller faller som følge av endringen.

<sup>13</sup> Dette gjelder oljeinvesteringer, handelsbalanse, riggtelling og nonfarm payroll, se delkapittel 4.1.2.

## 6 ANALYSE

I denne delen presenterer vi analysen av hvordan markedet reagerer på publisering av makroøkonomiske nøkkeltall. I følge De Bondt og Thalers artikkel fra 1985 som ble nevnt i delkapittel 2.4, vektlegger markedet ny informasjon fremfor gammel, og det vil være rimelig å anta at vi vil se reaksjoner i markedet når det publiseres makroøkonomiske nøkkeltall. Vi undersøker også om reaksjonen varierer på tvers av sektorer og om den påvirkes av at markedet blir overrasket. Vi presenterer først resultatene for del I og II, der vi ser på effekten publiseringene har på absolutt volatilitet i hovedindeksen og de åtte bransjeindeksene på Oslo Børs. Deretter presenterer vi resultatene for del III, der vi ser på både størrelsen og retningen effekten av en overraskelse har på hovedindeksen.

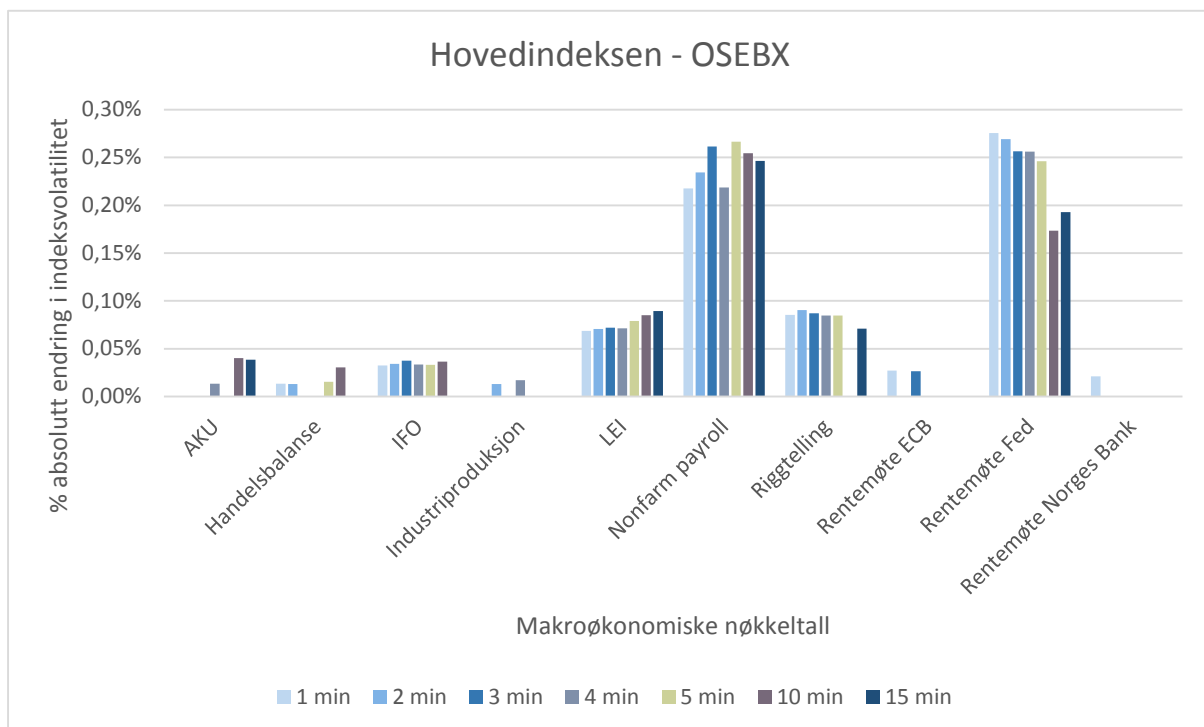
### 6.1 Del I – Hovedindeksen

Tabell 9.6.1 på side 108 i appendiks viser fullstendig regresjonsutskrift av analysen for alle variabler og intervaller. Følgende publiseringer av nøkkeltall skaper mervolatilitet i hovedindeksen; handelsbalanse, industriproduksjon, AKU, LEI, nonfarm payroll, Ifo, rentemøter hos Fed, ECB og Norges Bank, riggtelling, samt variablene for resesjon, åpning og stenging. De resterende nøkkeltallenes publiseringer ga ingen signifikant mervolatilitet i hovedindeksen. Dette gjelder BNP, K2, KPI-JAE, NAV, oljeinvesteringer og oljelager. Tabell 6.1.1 viser en oversikt over nøkkeltallspubliseringene som påvirker hovedindeksen og de som ikke gjør det.

Skaper mervolatilitet	Skaper <i>ikke</i> mervolatilitet
Handelsbalanse	BNP
Industriproduksjon	K2
AKU	KPI-JAE
LEI	NAV
Nonfarm Payroll	Oljeinvesteringer
Ifo	Oljelager
Rentemøte Fed	
Rentemøte ECB	
Rentemøte Norges Bank	
Riggtelling	
Resesjon	
Åpningstid	
Stenging	

Tabell 6.1.1 Oversikt over nøkkeltallenes effekt på volatiliteten i hovedindeksen

Regresjonene for alle åtte intervaller har relativt høy forklaringsgrad og f-testen bekrefter at modellen samlet sett har forklaringskraft når det kommer til å måle endringer i absolutt volatilitet i hovedindeksen. Justert forklaringsgrad er 23,88 % i 1-minuttsintervallet og faller gradvis til 19,48 % i 15-minuttersintervallet. Det er rimelig at forklaringsgraden faller med tiden, siden det vil bli mer støy ettersom tiden går. Figur 6.1.1 inkluderer publiseringene av nøkkeltall som påvirker volatiliteten i hovedindeksen. Utslagene som vises tolkes som den prosentvise endringen i absolutt volatilitet i det respektive intervallet.



Figur 6.1.1 Mervolatilitet i hovedindeksen som følger av nøkkeltallspubliserings

### 6.1.1 Resultater – Norsk økonomi

#### **BNP**

Publiseringer av BNP er ikke signifikant i noen av intervallene. BNP publiseres kun kvartalsvis og vi har dermed relativt sett få observasjoner for BNP sammenliknet med de andre nøkkeltallene. Et lite antall observasjoner kan gjøre det vanskeligere å dokumentere signifikans rent analytisk. Samtidig kan markedet være mer opptatt av nøkkeltall som publiseres hyppigere og dermed gir et mer kontinuerlig bilde på økonomisk utvikling. Som tidligere nevnt er BNP et mål som publiseres med betydelig etterslep og revideres mye i etterkant. Dette gjør at informasjonen har mindre verdi for prediksjon av fremtidige kontantstrømmer og avkastning.

---

Studien til Funke og Matsuda (2006), samt Dubreuille og Mai (2009) viste at innenlandsk BNPs effekt på aksjemarkedet var uklar eller ikkeeksisterende i det amerikanske og flere europeiske markeder. Denne sammenhengen finner vi altså også i det norske markedet.

### **Handelsbalanse**

Handelsbalanse er signifikant i 1-, 2-, 5- og 10-minuttersintervallet. Denne spredningen i signifikante resultater gjør at vi kan anta at det er noe støy i målingen, særlig i intervallene 5 og 10 minutter etter publisering. Likevel kan vi si at publiseringer knyttet til handelsbalansen skaper noe volatilitet i de første to intervallene etter publisering, men det er her snakk om et veldig lite utslag på henholdsvis 0,0134 % og 0,0132 %. Studiene vi refererte til i delkapittel 3.2.1, viste at nyheter om handelsbalansen påvirket en del markeder. Dette samsvarer med at vi finner en effekt også i det norske markedet. Funnene i noe av denne empirien var avhengig av tidsperioden som ble analysert eller av hvor vidt økonomien var i resesjon eller ekspansjon<sup>14</sup>. Det er altså noe usikkerhet knyttet til målingen av hvilken effekt publiseringer av handelsbalansen har på aksjemarkedet. Det kan tenkes at effekten av handelsbalansen hadde kommet tydeligere frem om vi kunne kontrollere for konjunktursituasjonen på en bedre måte.

### **Industriproduksjon**

Publiseringer knyttet til industriproduksjon viser en liten, signifikant effekt på volatiliteten 2 og 4 minutter etter publisering. Utslaget er lite, men antyder at publiseringer knyttet til industriproduksjon øker volatiliteten med 0,0170 % i løpet av de første 4 minuttene etter publisering. Med tanke på at de signifikante resultatene er spredt og at utslaget er veldig lite, vil vi tolke disse resultatene med noe forsiktighet. Siden effekten publiseringen av realøkonomiske nøkkeltall har på aksjemarkedet avhenger av om økonomien er i resesjon eller ekspansjon<sup>15</sup>, kan resultatene bli usikre. Vanskeligheter med å skille på dette ved hver enkelt publisering kan påvirke resultatet. Dette kan forklare at våre resultater ikke stemmer helt overens med Li og Hu (1998) som fant at nyheter om industriell produksjon ikke hadde effekt på aksjemarkedet.

---

<sup>14</sup> Aggarwal & Schirm, 1992 og Li & Hu, 1998

<sup>15</sup> Li & Hu, 1998



---

## **Kredittindikator - K2**

K2 er kun signifikant 10 og 15 minutter etter publisering. Dette tolker vi som støy med tanke på at det har gått såpass lang tid, og at K2 ikke har noen signifikant effekt i de kortere intervallene. Vi ønsket å undersøke om K2 er et viktig nøkkeltall for aksjemarkedet, særlig med tanke på den vedvarende diskusjonen om høy gjeldsvekst i Norge de siste årene. Det viser seg at selv om gjeldsvekstens betydning for norsk økonomi er et tilbakevendende tema, har ikke publiseringer av K2 en umiddelbar effekt på prisene i aksjemarkedet. Med tanke på at mye av gjeldsveksten er knyttet til investering i bolig og dermed bundet opp der, er det ikke urimelig at aksjemarkedet ikke påvirkes av publiseringene. Dette stemmer også overens med at 'consumer credit' ikke påvirker det amerikanske aksjemarkedet (Flannery & Protopapadakis, 2002).

## **Konsumprisindeksen (KPI-JAE)**

KPI-JAE er ikke signifikant i noen av intervallene, dermed ser vi det samme mønsteret i Norge som Nikkinen og Sahlström (2004) påviste i både det tyske og finske aksjemarkedet. Dette tilsier at en eventuell 'inflation illusion' som fører til over- og underprising i markedet, ikke påvirker volatiliteten på helt kort sikt. Det er også et poeng at i perioden vi ser på, har inflasjonen i Norge vært relativt lav og stabil. Det er naturlig at markedet er mer opptatt av nøkkeltall som fluktuerer mer, da hyppigere endringer innebærer forandringer i forventningene om fremtidig inntjening og avkastning.

## **Arbeidsledighet**

Publiseringene av NAV-ledighet er ikke signifikante i noen av intervallene. AKU har signifikant utslag på absolutt volatilitet 4, 10 og 15 minutter etter publisering. Etter 4 minutter har volatiliteten økt med 0,0133 %. Med tanke på at de største utslagene skjer først etter 10 minutter, vil vi være forsiktige med å si at dette er direkte knyttet til publisering av AKU. Annen empiri viste at publisering av nyheter om arbeidsledighet i USA hadde innvirkning på det amerikanske aksjemarkedet<sup>16</sup>. Vi finner at dette også kan gjelde for Norge, men det er ingen stor umiddelbar effekt på aksjemarkedet. At AKU kan ha noe mer påvirkning enn NAV er intuitivt med tanke på at AKU ofte omtales mer i media enn NAV-ledigheten, hvilket kan

---

<sup>16</sup> Boyd, Hu, & Jagannathan, 2005

---

indikere at AKU følges tettere. Samtidig er NAV det mest konservative målet på arbeidsledighet i Norge, og slik sett er det ikke unaturlig at AKU skaper noe mer volatilitet enn NAV, siden ledigheten målt ved AKU stort sett er høyere enn for NAV.

#### 6.1.2 Resultater – Amerikanske nøkkeltall

##### **Leading Economic Index (LEI)**

LEI blir publisert i børsens åpningstid, og er gjennomgående signifikant i alle intervaller. I de første tre intervallene, det vil si fra 1 til 3 minutter etter publisering øker volatiliteten i hovedindeksen gradvis, men marginalt. Utslaget er ikke veldig stort, men resultatet tilsier at i de 3 minuttene som følger etter publisering av nyheter om LEI, øker mervolatiliteten i hovedindeksen med 0,0722 %. Etter 4 minutter faller volatiliteten noe, deretter ser vi støy i målingen som gjør at volatiliteten øker igjen i de lengre intervallene.

Dette viser at markedet reagerer på publiseringer av LEI raskt, men at volatiliteten ikke øker veldig mye. Vi kan med dette konkludere med at også det norske markedet finner LEI viktig med tanke på forventninger om fremtidig inntjening og avkastningskrav. Dette er rimelig siden LEI historisk sett har vært nettopp en god ledende indikator for amerikansk økonomi og vi vet at konjunktorene i Norge følger de amerikanske med omtrent ett kvartal etterslep, det vil si forholdsvis raskt (Benedictow & Johansen, 2005).

##### **Nonfarm payroll**

Nonfarm payroll blir publisert i børsens åpningstid, og er signifikant på 0,1 % nivå i alle intervaller. Dette er et av nøkkeltallene som skaper mest mervolatilitet i hovedindeksen etter publisering. Absolutt volatilitet går mye opp og ned i de ulike intervallene, og det er vanskelig å tolke dette på en fornuftig måte. Basert på teorien om markedseffisiens er det rimelig å anta at ny informasjon som følger av publiseringen raskt er reflektert i prisene. Derfor vektlegger vi de tre første intervallene og konkluderer med at effekten av publiseringen har full effekt i markedet etter 3 minutter, da har volatiliteten i hovedindeksen økt med 0,2616 %. Mervolatiliteten i de senere intervallene er vanskelig å gjøre en direkte tolkning av siden volatiliteten går så mye opp og ned.

---

Nonfarm payroll er en god indikator for fremtidig utvikling i amerikansk BNP og er dermed i likhet med LEI en ledende indikator for amerikanske konjunkturer (Gavin & Kliesen, 2002). Siden dette igjen er viktig for norsk økonomi, kan vi anta at det er denne sammenhengen markedet vurderer når nonfarm payroll publiseres. Det er viktig å huske på at nonfarm payroll publiseres som en del av Bureau of Labor Statistics 'Employment Report', og vi kan dermed ikke se bort fra at annen informasjon fra denne rapporten også er reflektert i utslaget som vi her tillegger nonfarm payroll. Samtidig er nonfarm payroll det mest omtalte målet i rapporten og det er dermed ikke urimelig å fokusere på det.

Våre resultater stemmer overens med empirien presentert i delkapittel 3.2.2. Det vil si at vi ser det samme mønsteret i det norske markedet som er dokumentert i både det tyske og finske<sup>17</sup>. I likhet med Andersen et al. (2007) ser vi også her at nonfarm payroll er et av de desidert viktigste makroøkonomiske nøkkeltallene.

### 6.1.3 Resultater – Tysk økonomi

Ifo er gjennomgående signifikant. Av figur 6.1.1 ser vi at mervolatiliteten øker gradvis i de tre første intervallene, for deretter å synke noe. Mervolatiliteten er høyest 3 minutter etter publisering, da har volatiliteten i hovedindeksen økt med 0,0374 %. Selve utslaget er ikke så stort, men det er uansett høyere volatilitet i hovedindeksen i flere minutter etter publiseringer av Ifo, sammenliknet med perioder som ikke etterfølger en publisering.

Dette underbygger våre antakelser om at de tette båndene mellom Norge og Tyskland økonomisk sett, medfører at investorer følger med på økonomisk utvikling i Tyskland og at dette påvirker deres forventninger. Selv om Funke og Matsuda (2006) ikke fant publiseringer av Ifo signifikant for amerikanske aksjemarkeder, er det ikke overaskende at vi finner Ifo signifikant for det norske. USA er en stor, selvstendig økonomi og kan ikke antas å påvirkes av tysk økonomi på samme måte som Norge, som er en liten europeisk og åpen økonomi.

---

<sup>17</sup> Nikkinen & Sahlström, 2004

### **Rentemøte Fed**

Publiseringer knyttet til Feds rentemøter skaper signifikant vedvarende mervolatilitet i hovedindeksen inntil 15 minutter etter publisering. Utslaget i mervolatilitet er også det største av alle utslagene fra nøkkeltallene. Dette tyder på at markedet reagerer raskt og mye på publiseringer knyttet til Feds rentemøter, hvilket er konsistent med markedseffisiens. Vi ser av figur 6.1.1 at mervolatiliteten er på topp allerede 1 minutt etter publisering for deretter å avta gradvis. Etter 1 minutt har volatiliteten økt med 0,2755 %.

Feds rentemøter er et av nøkkeltallene som alltid blir publisert utenfor åpningstid og dermed flyttes frem til åpningstid dagen etter. Dette gjør at resultatet kan påvirkes av den generelle åpningstidsvolatiliteten. Effektene er vanskelige å skille fra hverandre og mervolatiliteten som tilskrives Feds rentemøter kan dermed være både under- og overvurdert. Siden utslaget i hovedindeksen er stort, kan vi likevel anta at publiseringer knyttet til Feds rentemøter alene skaper mervolatilitet.

Resultatet stemmer godt overens med empiri fra andre markeder og med økonomisk intuisjon. Amerikanske renter er å anse som ledende i markedet og er dermed avgjørende for investorenes vurdering av fremtidig avkastning. Samtidig er også Fed veldig opptatt av utviklingen i produksjonsgapet ved rentesettingen. Dette fører til at eventuelle renteendringer er sterkt knyttet til Feds forventninger om utviklingen i økonomisk aktivitet i USA fremover. Videre inkluderes dette i investorenes forventninger om fremtiden, og dermed aksjeprisene.

De empiriske studiene vi refererte til i delkapittel 3.2.4 analyserte i hovedsak overraskende renteendringer og ikke kun rentemøter i seg selv, slik vi gjør her. I perioden vi ser på har det kun skjedd én renteendring, derfor reflekter analysen i hovedsak volatilitet som følger av at det har vært rentemøter i seg selv. Selv om det ikke har vært renteendringer, kan det naturligvis ha vært forventninger om det som har skapt volatilitet, men basert på Bloombergs Expectations Survey vet vi at det ikke har vært avvik mellom forventning og faktisk rente i USA i analyseperioden. Dette impliserer at rentemøtene i seg selv genererer mye støy i markedet, noe som ikke er rasjonelt ut fra forventninger, men konsistent med Black (1986) og teorier om

---

investorers irrasjonalitet. Som nevnt i delkapittel 2.4.1, pekte Rigobon og Sack (2006) på problemet ved reaksjonen som oppstår ved en korrekt estimert forventning som altså samsvarer med faktisk verdi. Denne reaksjonen burde i teorien ikke oppstå, og den kan derfor oppfattes som støy i markedet. Det er altså interessant å merke seg at det ikke kun er Feds renteendringer som er av interesse for markedet. Rentemøtene i seg selv skaper volatilitet.

### **Rentemøte ECB**

Publiseringer knyttet til ECBs rentemøter påvirker volatiliteten i 1- og 3-minuttersintervallene. Som nevnt i delkapittel 4.2.4, vil partallsintervallene kunne være kilde til feil for dette nøkkeltallet. Dette kan være med på å forklare hvorfor vi ikke får et signifikant resultat i 2-minuttersintervallet. Publiseringene skaper noe mer volatilitet kort tid etter publisering, men denne volatiliteten er ikke særlig vedvarende, hvilket er i tråd med markedseffisiens. Mervolatiliteten er på topp allerede i det første minuttet, da er volatiliteten i hovedindeksen 0,0273 % høyere enn i andre 1-minuttsperioder som ikke følger en publisering knyttet til ECBs rentemøter. Publiseringene skjer alltid innenfor børsens åpningstider.

I perioden vi ser på har renten vært relativt lav og stabil, men den har blitt endret flere ganger. Sammenliknet med Fed som kun har gjort endringer én gang, kunne man intuitivt tenke at ECBs rentemøter ville skape mer volatilitet i markedet<sup>18</sup>. At vi ikke ser dette kan både antyde at det norske markedet anser Feds rente som viktigere enn ECBs, samt at det er rentepubliseringen i seg selv som er viktig for markedet, ikke nødvendigvis en endring i renten. Samtidig kan det også reflektere at ECB er gode på å kommunisere sin pengepolitikk, slik at avgjørelsene som tas på rentemøtene ofte er reflektert i markedet før de publiseres.

Kim og Nguyen (2009) viste at overraskende renteendringer fra ECB påvirket flere internasjonale markeder. Våre funn er konsistente med at ECBs avgjørelser har effekt på markedets forventninger om fremtidig inntjening og avkastning, men vi viser samtidig at publiseringer av rentemøter i seg selv skaper volatilitet og ikke kun overraskende endringer. Overraskelser i pengepolitikken går vi nærmere inn på i del III av analysen.

---

<sup>18</sup> Den større mervolatiliteten skapt av Feds rentemøter i forhold til rentemøtene i ECB, kan også forklares ut fra åpningstidsvolatiliteten som virker inn på aksjeprisene. Dette kan skje siden Feds rentebeslutninger alltid materialiserer seg i markedet ved åpningstid, mens ECBs beslutninger alltid skjer innenfor Oslo Børs åpningstid.

---

## **Rentemøte Norges Bank**

Publiseringer knyttet til Norges Banks rentemøter er signifikante i 1-minuttsintervallet. Dette betyr at disse publiseringene øker volatiliteten i hovedindeksen med 0,0211 % i snitt i 1-minuttsperioder som følger publiseringene relativt til 1-minuttsperioder hvor det ikke publiseres noe.

Dette er konsistent med at investorene tar Norges Banks styringsrente med i beregningen av sine forventinger om fremtiden. At informasjonen absorberes raskt er i tråd med markedseffisiens og er antakelig også et resultat av at Norges Bank er tydelige i sin kommunikasjon av potensielle renteendringer. I perioden vi ser på har den norske styringsrenten i likhet med ECBs vært relativt lav og stabil, men med et lite antall gradvise endringer underveis. Man skulle dermed kunne tro at usikkerheten ville være større knyttet til Norges Banks rentemøter enn Fed, men dette ser vi altså ikke. Norges Bank ønsker ikke å overraske markedet med sine beslutninger, og resultatet viser at de i stor grad lykkes med dette, målt ut fra absolutt volatilitet i hovedindeksen.

### 6.1.5 Resultater – Petroleumssektoren

#### **Oljeinvesteringer**

Oljeinvesteringer i Norge er ikke signifikant i noen av intervallene. Dette nøkkeltallet publiseres kun kvartalsvis, dermed kan det lave antallet observasjoner gjøre det vanskeligere å dokumentere signifikans. Videre kan slike sjeldne publiseringer være mindre interessante enn de mer regelmessige. Oljeinvesteringer publiseres sjeldent og øker typisk etter at oljeprisen har steget en stund. Dermed følger oljeinvesteringer oljeprisen, fremfor å være et mål som sier noe om fremtidig utvikling i prisen, hvert fall på kort sikt. Dette betyr at publiseringer om oljeinvesteringer antakelig inneholder mye informasjon som allerede er i markedet. Videre kan dette kan være årsaken til at nøkkeltallet ikke påvirker volatiliteten, selv om Oslo Børs er et marked som generelt er knyttet til petroleumssektoren.

#### **Oljelager**

Publiseringer av endringer i oljelager i USA skaper ingen signifikant mervolatilitet i hovedindeksen i noen av intervallene. Dette er noe overraskende nettopp med tanke på

---

sammenhengen mellom endring i oljelager og oljepris<sup>19</sup>, når vi vet at Oslo Børs påvirkes av utviklingen i oljepris (Bjørnland, 2009). En mulig forklaring på dette kan være at oljelager er et av nøkkeltallene som alltid slippes utenfor åpningstid og effekten vil dermed utfolde seg idet børsen åpner. Det kan tenkes at publiseringene medfører noe mervolatilitet, men at dette ikke lar seg skille fra åpningstidsvolatiliteten.

### **Riggteiling**

Publisering av riggteiling har signifikant påvirkning på Oslo Børs i løpet av de første 5 minuttene, deretter ser vi noe støy i målingen. Mervolatiliteten er høyest etter 2 minutter for deretter å avta gradvis. 2 minutter etter publisering har volatiliteten i hovedindeksen økt med 0,0904 %.

I likhet med oljelager er riggteilingen et nøkkeltall som alltid slippes utenfor åpningstid og dermed er det eksakte utslaget i mervolatilitet vanskelig å måle. Resultatene viser at publiseringer av riggteiling skaper mervolatilitet utover åpningstidsvolatilitet, men effektene kan være vanskelig å skille helt fra hverandre.

Investorenes forventninger kan påvirkes gjennom to kanaler. Den ene er igjen sammenhengen mellom oljeproduksjon og oljepris. Den andre er at antallet aktive rigger sier noe helt konkret om aktiviteten i oljesektoren og alle sektorer som leverer tjenester hit.

#### 6.1.6 Resultater – Konjunktursituasjon

Variabelen som måler gjennomsnittlig mervolatilitet i resesjon relativt til ekspansjon er signifikant i alle intervaller. Dette stemmer godt overens med intuisjon, siden vi vil forvente at større usikkerhet i dårligere økonomiske tider medfører økt volatilitet i aksjemarkedet. Utslaget er dog veldig lite og vi ser en marginal, gradvis økning i volatiliteten ettersom tiden går. I resesjon må man påregne 0,0016 % mer volatilitet i hovedindeksen relativt til ekspansjon i et 1-minuttsperspektiv, mens det i 15-minuttsperspektivet i snitt må regnes en økt volatilitet på 0,0125 %. Dette er rimelig med tanke på at jo lenger tidsperiode det er snakk om, desto flere

---

<sup>19</sup> Halova, Kurov, & Kucher, 2014

---

hendelser og mer informasjon påvirker investorene i markedet. At selve utslaget er så lite kan knyttes til at perioden vi ser på hverken er preget av kraftig ekspansjon eller resesjon.

Hamilton og Lin (1996) fant at resesjon forklarer mesteparten av volatiliteten i aksjemarkedet. Vi bekrefter her at resesjon innebærer økt volatilitet i det norske aksjemarkedet, men viser samtidig at det er mange andre makroøkonomisk faktorer som skaper økt volatilitet på børsen, hvert fall på kort sikt.

#### 6.1.7 Resultater – Volatilitet gjennom dagen

Variabelen som markerer det første intervallet hver børsdag er signifikant i alle intervaller. Mervolatiliteten som følger av børsåpning er relativt stor. Denne volatiliteten når en topp etter 2 minutter, men strekker ut i tid. I løpet av de første 2 minuttene etter åpning er volatiliteten i hovedindeksen 0,3815 % høyere relativt til 2-minuttsperioder som ikke er det første intervallet etter åpning. Variabelen for det siste intervallet hver dag er signifikant i alle intervallene. Mervolatiliteten er høyest rett før stenetid, men den er betydelig lavere enn ved åpning. Volatiliteten er størst 1 minutt før stenetid og avtar desto lenger det er til børsen stenger. Det siste minuttet før Oslo Børs stenger er volatiliteten 0,1175 % høyere enn i andre 1-minuttsintervaller.

Dette stemmer godt overens med funnene til både Wood et al. (1985) og Harris (1986). Åpning og stenging påvirker volatiliteten i markedet, samt at volatiliteten er høyere og mer vedvarende ved åpning enn ved stenging. Dermed ser vi klare tegn på at investorene raskt tar hensyn til ny informasjon som er kommet i løpet av natten og morgenen, samt at de er opptatt av å få gjort de siste handlene mens det fortsatt er mulig.

#### 6.1.8 Delkonklusjon

I denne delen av analysen har vi vurdert hvilken effekt publiseringer av ulike nøkkeltall har på absolutt volatilitet i hovedindeksen på Oslo Børs. De nøkkeltallene som skaper mervolatilitet i hovedindeksen er AKU, handelsbalanse, industriproduksjon, Ifo, LEI, nonfarm payroll, riggtelling, samt rentemøter i Norges Bank, Fed og ECB. Dermed kan vi konkludere med at informasjon om disse nøkkeltallene påvirker investorenes forventninger til fremtidige



---

kontantstrømmer og avkastningskrav. I tillegg øker volatiliteten rundt åpnings- og steningstid, samt i perioder med resesjon. Vi understreker at oljelager, riggtelling og Feds rentemøte er variabler som alltid slippes utenfor børsens åpningstid. Resultatene kan dermed være påvirket av åpningstidsvolatiliteten.

I all hovedsak stemmer funnene med det som er å forvente i henhold til empiri. Vi har vist at amerikanske nøkkeltall generelt er de viktigste og de som skaper mest mervolatilitet. Funnene er også konsistente med at nonfarm payroll og Feds rentemøter er de to nøkkeltallene som har størst betydning for aksjemarkedet, ellers skaper også LEI mervolatilitet etter publiseringer. Samtidig har også tysk økonomi, representert av Ifo, innvirkning på volatiliteten. Vi finner også at tre norske nøkkeltall i tillegg til Norges Banks rentemøte, har noe påvirkning. Dette gjelder AKU, handelsbalanse og industriproduksjon, men resultatene er noe mer usikre. Med tanke på dette viser vi at også i det norske markedet er innenlandske nøkkeltall av mindre betydning. De tre rentemøtene er signifikante, men Fed skaper langt mer volatilitet enn Norges Bank og ECB, og den er i tillegg mer vedvarende.

Vi har vist at publiseringer knyttet til petroleumssektoren påvirker volatiliteten. Også her var den amerikanske riggtellingen viktig, mens de norske oljeinvesteringene ikke var signifikante. Publiseringer knyttet til oljelager var noe overraskende ikke signifikant, men dette kan forklares med metodiske måleproblemer på grunn av at dette nøkkeltallet publiseres utenfor åpningstid.

Resultatene viser også at volatiliteten er høyere i perioder med resesjon, samt ved åpningstid og like før Oslo Børs stenger. Dette stemmer overens med hva vi forventet, basert på tidligere empiri. Av resultatene ser vi også at desto lenger ut i tid man går, jo mindre intuitive resultater får vi. Dette skyldes støy i målingen ettersom markedet påvirkes av annen informasjon etter hvert som tiden går. Et slikt resultat er ikke overraskende, men det fordrer at resultatene må tolkes med mer forsiktighet i de lengre intervallene.

---

## 6.2 Del II - Bransjeindeksene

Her presenterer vi hvordan nøkkeltallene påvirker åtte av bransjeindeksene på Oslo Børs. Dette gir et sammenlikningsgrunnlag med resultatene fra hovedindeksen. Dermed kan vi undersøke om noen deler av økonomien er mer sensitive overfor enkelte nøkkeltall og konjunktursituasjon. Regresjonsmodellen er lik som i del I, og vi analyserer samme antall intervaller for hver indeks. For å begrense omfanget av oppgaven presenterer vi kun de resultatene som er unike for hver indeks, eller som skiller bransjeindeksen fra resultatene for hovedindeksen.

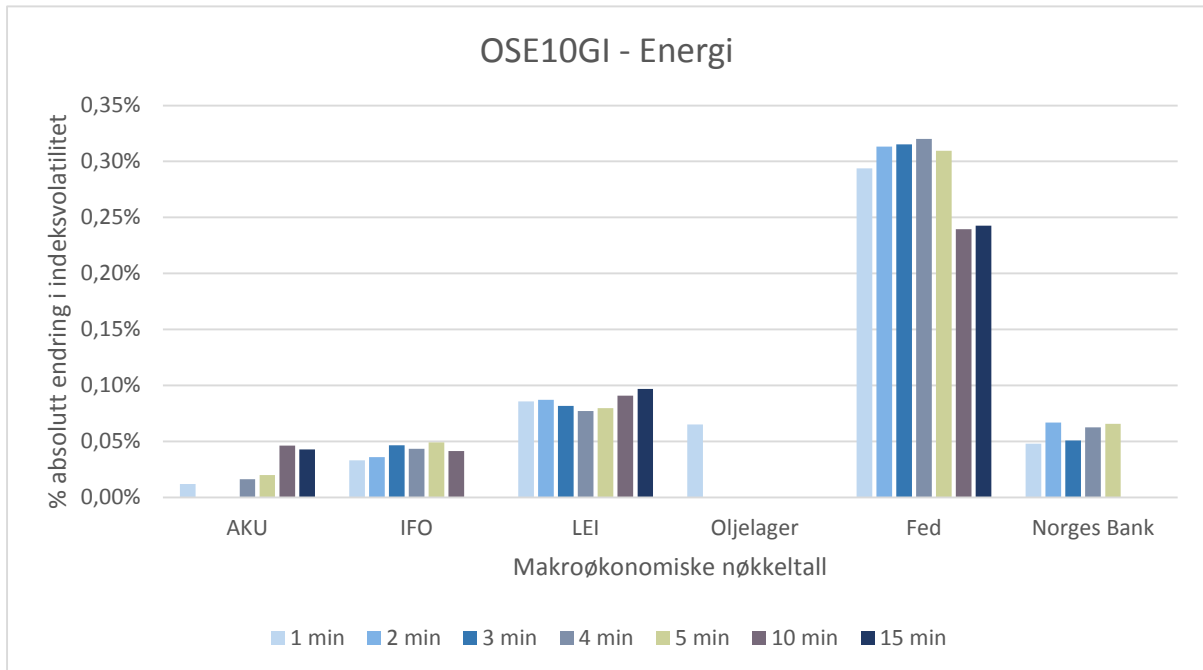
For alle bransjeindeksene øker volatiliteten i indeksen ved publisering av Ifo, LEI og nonfarm payroll, samt resesjon, stenging og åpning. Det er kun et par tilfeller der dette ikke gjelder. Disse unntakene blir fremhevet ved presentasjon av resultatene for hver enkelt indeks. Videre viste resultatene aldri eller sjeldent signifikans for BNP, handelsbalanse, K2, KPI-JAE, NAV, oljeinvestering og oljelager. Unntakene vil igjen bli presisert ved presentasjon av hver bransjeindeks. De resterende nøkkeltallene ga signifikante resultater av og til.

Figurene i dette kapitlet viser kun utvalgte nøkkeltall, der resultatet er spesielt interessant. Det kan derimot være flere signifikante nøkkeltall for den enkelte indeks enn de som blir grafisk fremstilt. Fullstendige regresjonsutskrifter er vedlagt i appendiks. Enkelte av disse nøkkeltallene vil ikke være inkludert i figuren fordi resultatet ikke anses som unikt for bransjeindeksen eller at det ikke skiller seg særlig fra resultatene for hovedindeksen, for eksempel nonfarm payroll som gir signifikante resultater for alle indeksene. Andre nøkkeltall er ikke inkludert fordi resultatene må tolkes som støy, eksempelvis gir Norges Banks rentemøte lavere mervolatilitet for OSE35GI, som ikke kan forklares ved hjelp av teori eller tidligere empiri.

### 6.2.1 OSE10GI - Energi

Aksjer fra denne bransjen utgjør 21 % av hovedindeksen, og inkluderer bedrifter som driver med utvinning og transport av olje og gass. Overordnet ga modellen et godt resultat med tanke på justert forklaringsgrad som var 19,46 % for 1-minuttsintervallet. Til forskjell fra del I der høyeste forklaringsgrad var i 1-minuttsintervallet, øker forklaringsgraden utover

tidsintervallene for OSE10GI, og er størst for 3-minuttersintervallet på 21,33 %. Det strider noe mot intuisjon at justert forklaringsgrad ikke er størst i 1-minuttsintervallet, da reaksjonen på en nyhet burde skje umiddelbart jmfør markedseffisienshypotesen<sup>20</sup>. Siden vi så størst forklaringsgrad for hovedindeksen i 1-minuttsintervallet, gir dette en indikasjon på at aksjene notert på OSE10GI har noe etterslep på prisjustering etter en publisering (på omtrent 3 minutter), sett i forhold til hovedindeksen.



Figur 6.2.1 Mervolatilitet i OSE10GI som følger av utvalgte, signifikante nøkkeltallspubliseringer.

Da denne indeksen omfatter det meste av petroleumsindustrien i Norge, hadde vi ventet at indeksen ville være sensitiv overfor de oljerelaterte publiseringene. Regresjonsresultatene viser derimot at det kun er oljelager innen 1 minutt etter publisering som gir signifikant økt volatilitet i OSE10GI på 0,0651 %. Dette kan også bare være en effekt av åpningstidsvolatiliteten som utspiller seg i det oljelagernyheden trer i kraft på Oslo Børs, da publiseringen alltid blir flyttet til påfølgende børsdag. Videre er oljelager publisert i en rapport sammen med mye annen informasjon, og det er dermed vanskelig å fange opp volatiliteten av oljelagertallet isolert sett. På den andre siden ga ikke oljelager noen signifikante resultater for hovedindeksen. Dette

<sup>20</sup> Fama, 1970

---

resultatet kan begrunnes med at OSE10GI er mer oljeprisavhengig enn hovedindeksen, siden OSE10GI primært inneholder selskaper i petroleumssektoren.

Rentemøtene til Fed gir signifikant, økt volatilitet i alle intervaller, og når en topp på 0,3201 % etter 4 minutter. Denne publiseringen skjer utenfor åpningstid og blir dermed flyttet til påfølgende børsdag, noe som kan gjøre at nøkkeltallets signifikans både kan påvirke og bli påvirket av åpningstidvolatiliteten. USA er en ledende økonomi på verdensbasis og de påvirker tilbuds- og etterspørselssiden i oljemarkedet gjennom sin oljeproduksjon. Dette kan være med på å forklare at publiseringer knyttet til Fed og LEI skaper en signifikant endring i OSE10GI.

OSE10GI er en av de få indeksene der Norges Bank er signifikant. Mervolatiliteten når en topp på 0,0670 % etter 2 minutter. Rentebestemmelsene her hjemme påvirker norske bedrifter og det norske markedet består av mange bedrifter innen energisektoren. På den andre siden er mange av bedriftene i denne indeksen internasjonale og antakelig lite direkte påvirket av norsk rente. Derfor er dette resultatet noe vanskelig å forklare, men det kan tenkes at sammenhengen mellom norsk rente og verdien av den norske kronen er det som gjør at rentebestemmelsen likevel er signifikant for internasjonalt eksponerte bedrifter, eksempelvis Statoil og Frontline. Resultatene er ikke lenger signifikante etter 5 minutter, noe som tyder på at en renteendring raskt blir priset inn i markedet.

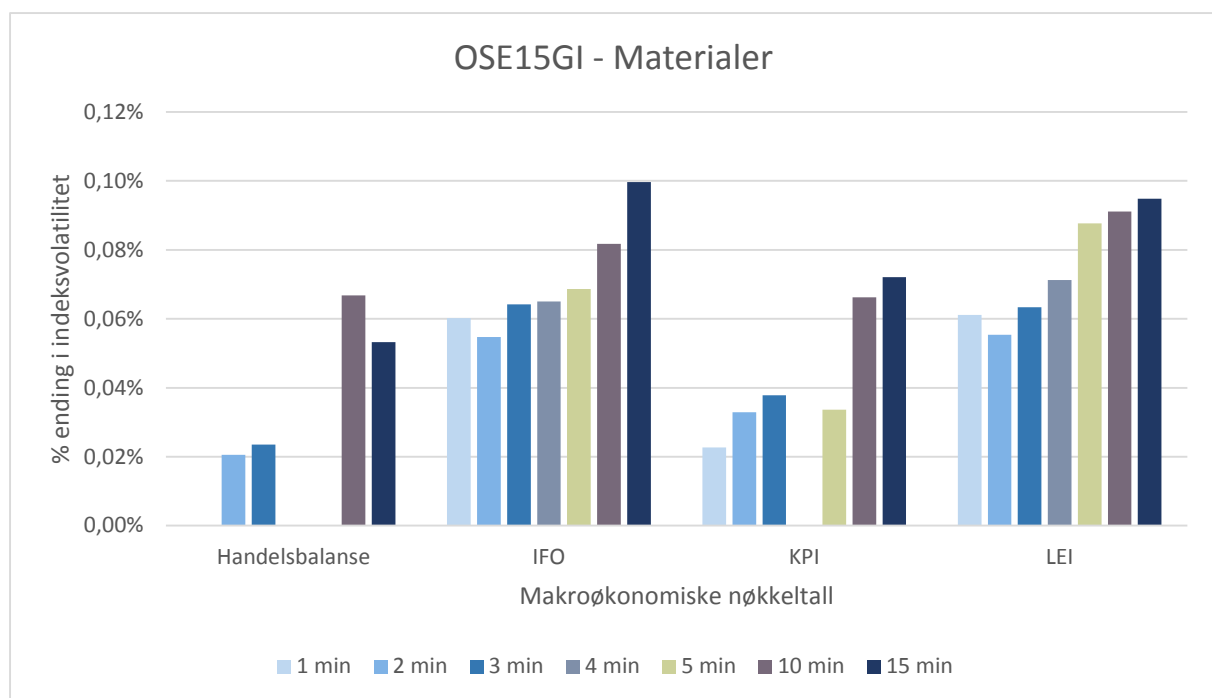
Publiseringer av AKU gir også signifikant økt volatilitet i OSE10GI i alle tidsintervallene utenom 2 og 3 minutter. Toppen kommer i 10-minuttersintervallet på 0,0462 %. Dette er ikke konsistent med markedseffisienshypotesen. Som nevnt i del I, må resultater så lang tid etter publisering tolkes med forsiktighet. Arbeidsledigheten i Norge gjenspeiler økonomisk situasjon både for bedrifter, og privatmarkedet. AKU-ledigheten er sammenfallende med dagens økonomiske situasjon og kan dermed indikere hvilken retning økonomien er på vei.

Ifo er et annet nøkkeltall som er signifikant i alle intervaller utenom 15 minutter. Ser man på resultatet for de første intervallene som vi kan anta ikke inneholder støy, når nøkkeltallet en topp i mervolatilitet på 0,0493 % etter 5 minutter. Ifo sier mye om den økonomiske situasjonen i Tyskland, og sammen med Storbritannia og Nederland, er Tyskland største mottaker av norsk

olje (SSB, 2016g). Hvordan det går med økonomien i Tyskland vil dermed være svært viktig for eksport av norsk olje, og kan således gi utslag i OSE10GI.

### 6.2.2 OSE15GI - Materialer

OSE15GI består av bedrifter som blant annet produserer materialer som aluminium, papir og biokjemikalier. Regresjonsresultatene ga en justert forklaringsgrad på 17,27 % for 1-minuttsintervallet, med topp på 18,40 % for 3-minuttersintervallet. Deretter avtar forklaringsgraden.



Figur 6.2.2 Mervolatilitet i OSE15GI som følger av utvalgte, signifikante nøkkeltallspubliseringer.

LEI og Ifo er også her signifikante, og mervolatiliteten øker utover i tidsintervallene. Begge nøkkeltallene skaper mest mervolatilitet i 15-minuttersintervallet, henholdsvis 0,0949 % og 0,0997 %. Både LEI og Ifo kan bety mye for produksjon og dermed materialesektoren, da de begge forteller om den økonomiske aktiviteten i de to landene og om framtidsutsikter. Som påpekt tidligere i delkapitlene 3.2.2 og 3.2.3, er både den amerikanske og tyske økonomien av betydning for det norske aksjemarkedet.

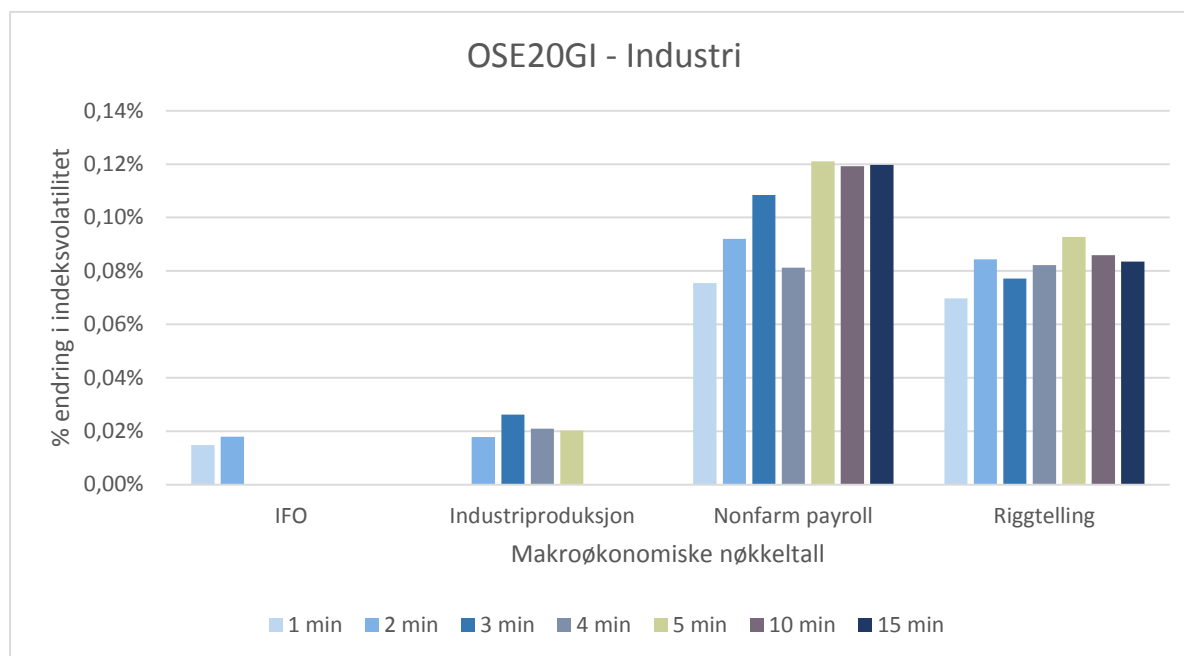
---

OSE15GI er eneste indeks der KPI-JAE er signifikant. Aksjer fra OSE15GI utgjør bare 4 % av utvalget på hovedindeksen, noe som kan forklare signifikans i bransjeindeksen og ikke i hovedindeksen. Nøkkeltallet er signifikant i alle intervaller utenom 4 minutter. Toppen nås i 15-minuttersintervallet på 0,0721 %, men dette resultatet kan være påvirket av støy. Resultatet etter 3 minutter på 0,0379 % kan dermed anses som den faktiske toppen for reaksjonen. Innenlandsk prisnivå vil kunne bety mye for lønnsomheten av produksjonen, både gjennom kontantstrømeffekten og renteeffekten. Mange bedrifter har produksjonen sin ute, ofte av den grunn at det er billigere. De bedriftene som har produksjon her i landet kan dermed tenkes å påvirkes i større grad av prisnivået i Norge. For eksempel er Norsk Hydro en global organisasjon, men med hovedkontor og produksjon i Norge. Vi erkjenner at det er mulig at disse resultatene også bare er støy, da KPI-JAE ikke er signifikant for de andre indeksene.

Handelsbalanse er signifikant i flere av intervallene, med en topp i 10-minuttersintervallet på 0,0668 %. Norge er Europas største produsent av aluminium (Norsk Industri, 2016). Aluminiumsprodusenten Norsk Hydro vil kunne gjøre indeksen sensitiv overfor utviklingen i norsk handelsbalanse med deres avhengighet av eksport av aluminium til Europa.

### 6.2.3 OSE20GI - Industri

Sammen med OSE10GI, utgjør aksjer fra OSE20GI størst andel av hovedindeksen med 21 %. Justert forklaringsgrad er størst for 3-minuttersintervallet med 16,70 %.



Figur 6.2.3 Mervolatilitet i OSE20GI som følger av utvalgte, signifikante nøkkeltallspublikasjoner.

Industriproduksjon er signifikant fra 2 til 5 minutter med en topp på 0,0262 % i 3-minuttersintervallet. Ikke overraskende er nyheter om industriproduksjon viktig for industrisektoren. Industriproduksjon gir et bilde på dagens økonomiske situasjon og kan gi bedrifter informasjon om markedet de opererer i.

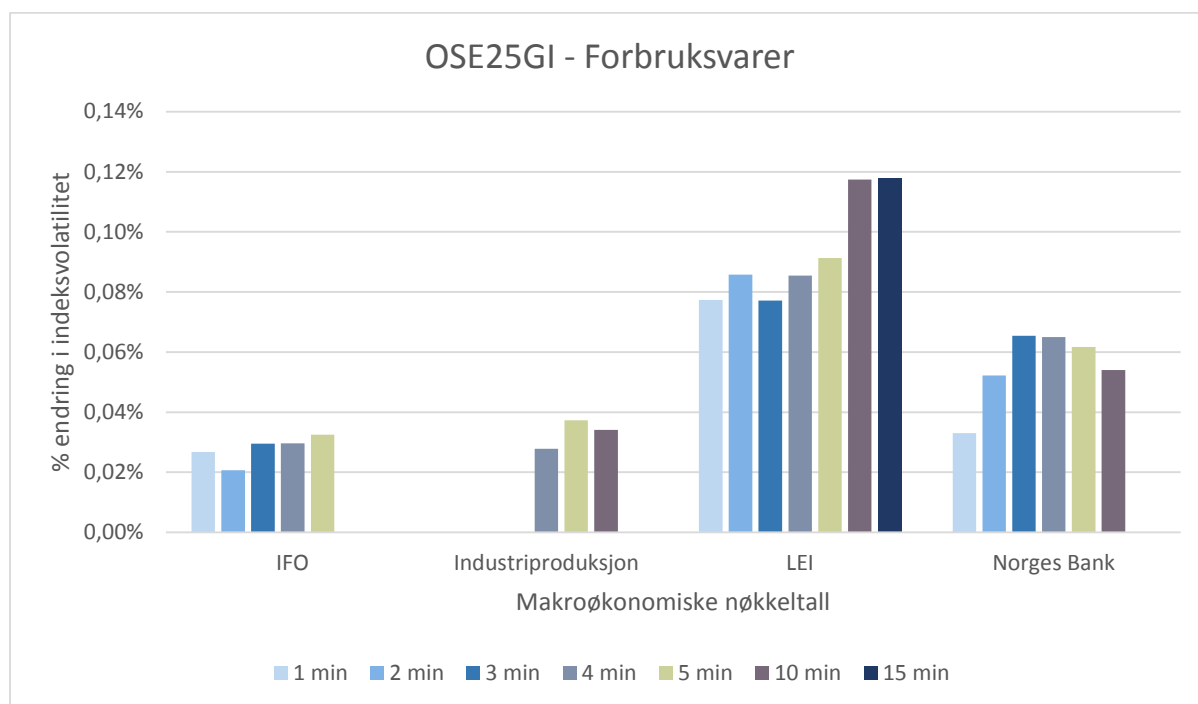
Både LEI og Ifo har signifikante resultater i noen intervaller. LEI er kun signifikant fra og med 5 minutter, noe som kan tolkes delvis som støy. For Ifo er de to første intervallene signifikante med størst utslag i 2-minuttersintervallet på 0,0179 %. Begge disse nøkkeltallene kan også knyttes til industri og produksjon i henholdsvis USA og Tyskland.

Videre gir riggtelling signifikant resultat i alle intervaller, med en topp i 2-minuttersintervallet på 0,0844 %. Mervolatiliteten er høyere i 5-minuttersintervallet, men vi tolker dette som støy.

Norwegian Air Shuttle<sup>21</sup> har høye drivstoffkostnader, og er således sterkt påvirket av oljeprisen. Bedrifter som Veidekke og Kongsberg Gruppen er påvirket av oljepris både direkte i egen produksjon og indirekte gjennom leverandøravtaler til andre bedrifter som er sensitive overfor oljeprisen<sup>22</sup>. Dermed vil riggtelling intuitivt kunne gi signifikante resultater for OSE20GI.

#### 6.2.4 OSE25GI - Forbruksvarer

OSE25GI er indeksen som er mest sensitiv overfor konjunktursituasjonen. Forklaringsgraden er høyest i 2-minuttersintervallet, der den er 16,12 %. Sektoren for forbruksvarer er dermed en av sektorene som raskest prisjusteres etter en nøkkeltallspubliserings.



Figur 6.2.4 Mervolatilitet i OSE25GI som følger av utvalgte, signifikante nøkkeltallspubliserings.

Som den mest konjunktursensitive indeksen er det ikke overraskende at resesjon er signifikant i alle intervaller, men dette gjelder for de fleste andre indeksene også. Mervolatiliteten til resesjon for OSE25GI er heller ikke høyere enn for andre indekser, på 0,0016 % og 0,0068 % i henholdsvis 1- og 15-minuttersintervallene. Som nevnt kan begrensningen i vår beregning av

<sup>21</sup> Den brede definisjonen av industri, som nevnt i delkapittel 3.1.1, gjør at Norwegian Air Shuttle kategoriseres som industri.

<sup>22</sup> Eksempelvis produserer Veidekke asfalt, mens Kongsberg Gruppen lever støttetjenester til oljesektoren.



---

resesjon og ekspansjon forklare hvorfor resultatet ikke gir større utslag. Videre har det ikke vært store konjunktursvingninger i løpet av vår analyseperiode. Dette kan også kan redusere påvirkningen konjunktursituasjonen har på volatiliteten i indeksen.

Norges Bank er signifikant til og med 10 minutter etter publisering, med en topp etter 3 minutter på 0,0654 %. Renten i Norge er viktig for husholdningenes kjøpekraft, noe forbruksvaresektoren naturlig nok blir påvirket av da flesteparten av husholdningene i Norge har lån med flytende rente<sup>23</sup>. Jo større andelen lån med flytende rente er, jo raskere har pengepolitikken en effekt på realøkonomien (Almklov, Tørum, & Skjæveland, 2006). Betydningen av renten for forbruksvarer kommer enda tydeligere frem da hovedindeksen kun hadde signifikant resultat for norsk rentepublisering i 1-minuttsintervallet, mens den for forbruksvareindeksen er signifikant i alle intervaller utenom 15-minuttersintervallet. Noe som er viktig å merke seg, er at Norges Bank publiserer pengepolitisk rapport fire ganger i året og slipper denne da samtidig som renten. Dette kan forstyrre resultatene noe, da pengepolitisk rapport inneholder annen viktig informasjon for de økonomiske utsiktene til Norge, og det kan bli vanskelig å måle effekten av rentebestemmelsen isolert.

Både LEI og Ifo gir signifikante resultater, og vil kunne påvirke bedriftene gjennom kontantstrømeffekten, da disse nøkkeltallene er gode mål på økonomisk situasjon hos noen av Norges viktigste handelspartnere. Varsler for eksempel LEI dårligere tider i USA, kan dette påvirke fremtidig kontantstrøm i bedrifter her hjemme. Dårligere økonomiske tider vil særlig påvirke etterspørselen etter forbruksvarer, og vil dermed kunne påvirke bedrifter som Gyldendal og Kid. Videre gir også industriproduksjon her hjemme signifikant resultat for 4-, 5- og 10-minuttersintervallene, noe som bygger videre opp under at forbruksvarebransjen følger med på resultatene og utsiktene for industrien, både hjemme og ute.

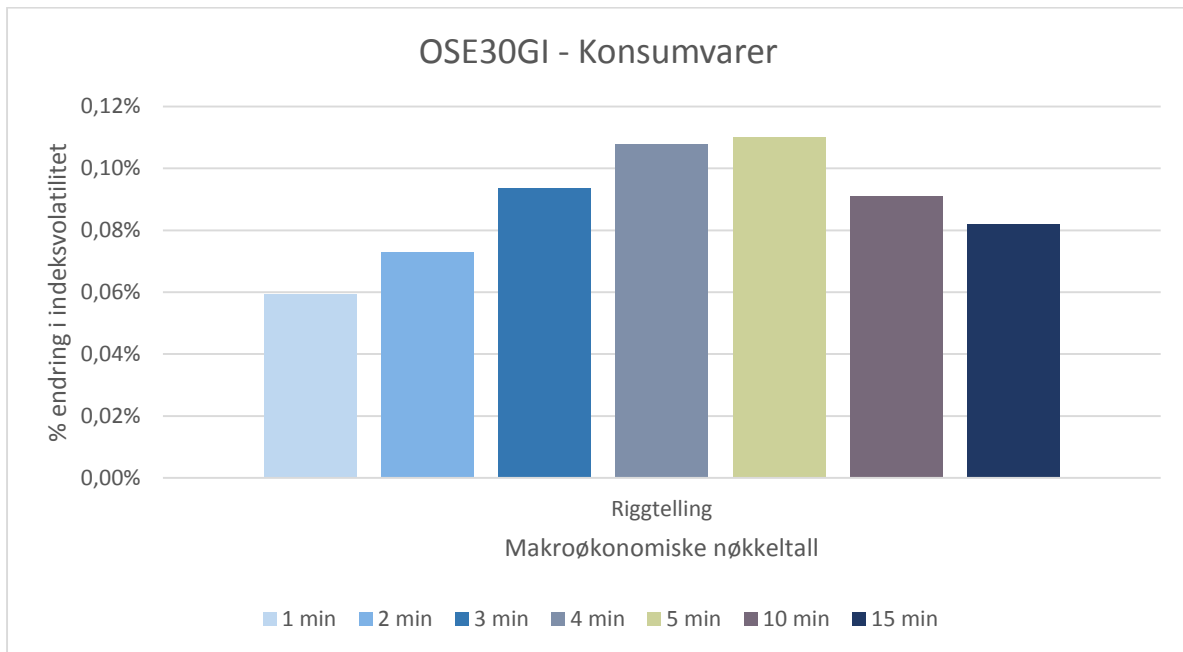
#### 6.2.5 OSE30GI – Konsumvarer

Mens OSE25GI er sensitiv overfor konjunktursituasjonen, er OSE30GI den indeksen som er minst påvirket av om økonomien er i resesjon eller ekspansjon. Mengden konsum er

---

<sup>23</sup> Kredittmarkedet i Norge har de senere årene vokst kraftig, og andelen fastrentelån har gått fra et lavt nivå til enda lavere (Almklov, Tørum, & Skjæveland, 2006).

forholdsvis konstant uavhengig av konjunktursituasjon<sup>24</sup>. For eksempel inkluderer indeksen bedrifter som Orkla, Marine Harvest og Grieg Seafood, som vil produsere varer til en mer eller mindre konstant etterspørsel. Resultatet har høyest justert forklaringsgrad i 4-minuttersintervallet på 15,98 %, noe som tyder på et større etterslep i prisjustering etter publisering, i forhold til hovedindeksen og de andre bransjeindeksene.



Figur 6.2.5 Mervolatilitet i OSE30GI som følger av utvalgte, signifikante nøkkeltallspubliseringer.

OSE30GI er eneste indeks der resesjon ikke er signifikant i flertallet av intervallene. Resultatet gir signifikans kun i 1- og 15-minuttersintervallene. I tillegg er de signifikante verdiene negative, noe som betyr at dersom økonomien er i resesjon vil dette gi en lavere volatilitet i OSE30GI, enn ved ekspansjon. I 1-minuttsintervallet er koeffisienten for resesjon lik -0,0013 %, som betyr at konsumvareindeksen blir 0,0013 % mindre volatil i resesjonsperioder for 1-minuttsintervallene.

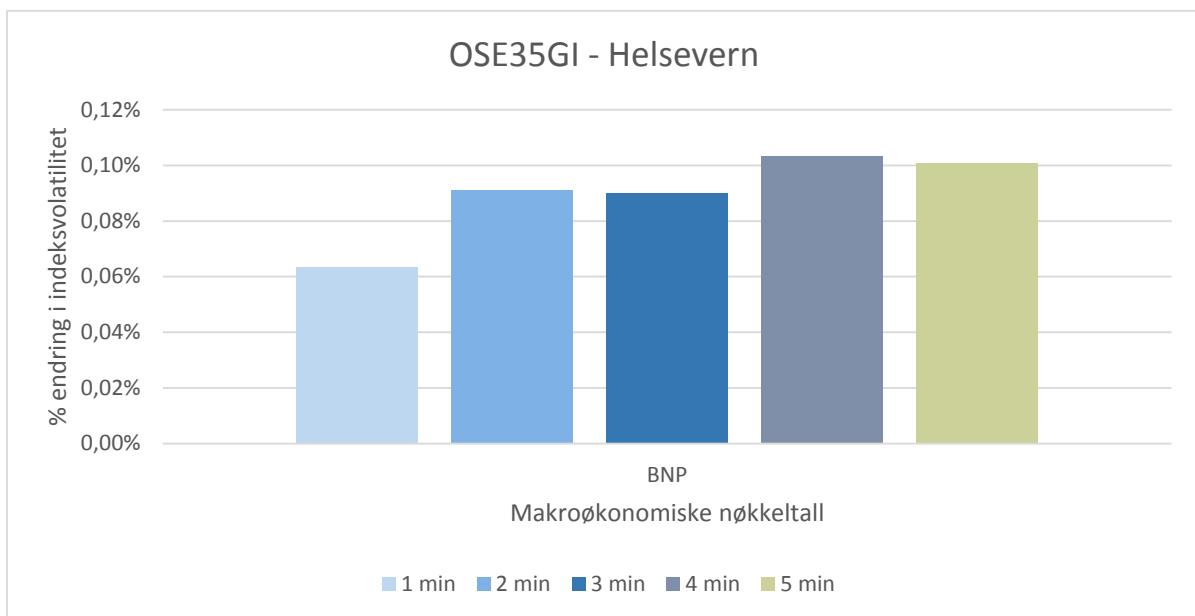
Videre er riggtelling signifikant i alle intervaller, og har en topp etter 5 minutter på 0,1100 %. Oljeprisen har en mulighet til å endre den økonomiske situasjonen i Norge betydelig dersom den skulle reduseres mye og over lenger tid. Dette vil igjen kunne påvirke befolkningens kjøpekraft.

<sup>24</sup> Dette kan blant annet begrunnes i teorien om livssyklushypotesen (Ando & Modigliani, 1963).

LEI er ikke signifikant for OSE30GI. Dette nøkkeltallet er signifikant for alle andre indekser, med unntak av helsevern. USA er på fjerdeplass på listen over land Norge importerer fra (SSB, 2016g), og vi har sett og vist tidligere at den økonomiske situasjonen i USA påvirker det norske aksjemarkedet. Derimot består importen fra USA i liten grad av konsumvarer<sup>25</sup>, og konsumvareindeksen kan dermed tenkes ikke å bli påvirket av hva som skjer i USA selv om vi ser at de fleste andre deler av den norske økonomien påvirkes av dette nøkkeltallet.

#### 6.2.6 OSE35GI – Helsevern

Regresjonsresultatet viser en justert forklaringsgrad som faller fra 2,87 % i 1-minuttsintervallet til 2,51 % i 15-minuttersintervallet. Den lave forklaringsgraden kan tyde på at helsevern ikke blir særlig påvirket av den makroøkonomiske situasjonen. Dette gjenspeiler seg videre i at det var få nøkkeltall som her ga noen signifikante resultater. OSE35GI er den eneste indeksen der nonfarm payroll ikke er signifikant. Ifo og LEI gir heller ingen signifikante resultater for denne indeksen. Dette skiller seg sterkt fra resultatene for hovedindeksen, der alle de nevnte nøkkeltallene ga signifikante resultater. Av aksjene på hovedindeksen utgjør aksjer fra OSE35GI kun 7 %.



Figur 6.2.6 Mervolatilitet i OSE35GI som følger av utvalgte, signifikante nøkkeltallspubliseringer.

<sup>25</sup> I følge SSB består importen fra Nord-Amerika først og fremst av varer til bruk i industrien, i tillegg til tekniske instrumenter og kjøretøy (SSB, 2015).

---

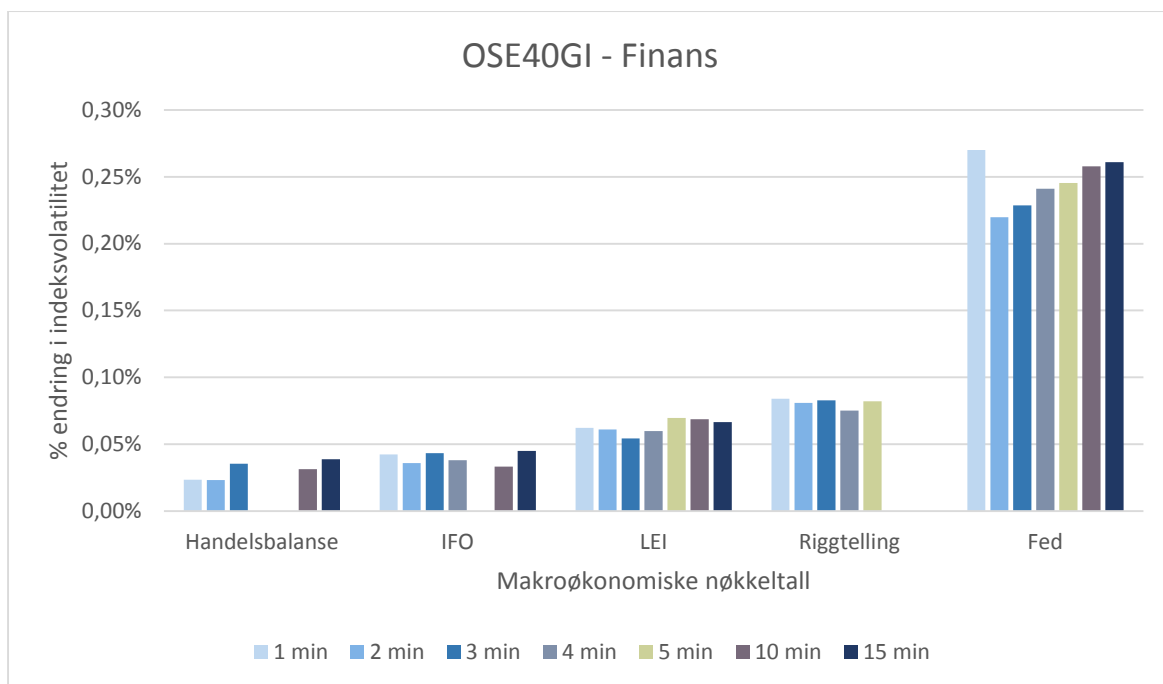
Derimot har OSE35GI den høyeste gjennomsnittlige volatiliteten utenom publiseringer, det vil si konstanten i regresjonen. Verdiene for konstanten endrer seg fra 0,0747 % til 0,1775 % fra 1 til 15 minutter. Dette er ikke betydelig mye høyere enn for de andre bransjeindeksene, men kan likevel tyde på at helsevernindeksen varierer noe mer i gjennomsnitt enn de andre. Dette bygger opp under at det er andre faktorer enn makroøkonomiske nøkkeltall som påvirker denne bransjen.

Helsesektoren er en sektor der det foregår mye forskning og utvikling, og nyheter herfra kan tenkes å påvirke indeksen. For eksempel satser Bionor Pharma mye på forskning på en kur mot HIV, og har patentrettigheter på en mulig vaksine. Dersom disse rettighetene endrer seg eller andre bedrifter kommer med konkurrerende vaksiner, vil dette påvirke Bionor Pharma og gi utslag på OSE35GI. Videre er verdien av disse selskapene i stor grad avhengig av deres forskningsresultater og om produktene deres godkjennes og tas i bruk av myndighetene.

Publisering av BNP ga signifikant økt volatilitet til og med 5 minutter etter publisering, med en topp i 5-minuttersintervallet på 0,1007 %. Det norske helsevesenet er drevet først og fremst av det offentlige. Selv om det er private bedrifter som er børsnotert på denne bransjeindeksen, vil staten uansett som regel finansiere helsetjenester enten de er private eller offentlige, og den norske, økonomiske situasjonen formidlet gjennom BNP, vil påvirke helsevesenet og kan således også påvirke bedriftene notert på OSE35GI.

#### 6.2.7 OSE40GI – Finans

Regresjonsresultatene viser mange signifikante nøkkeltall for OSE40GI. Finanssektoren er viktig for mange ulike deler av økonomien, og vil dermed også bli påvirket fra mange hold. Dette gjenspeiler seg i at resultatene for OSE40GI er svært like resultatene for hovedindeksen, som jo gir et samlet syn på den norske økonomien, på tvers av de ulike bransjene. Dette bekrefter at finansbransjen er involvert i store deler av økonomien. Forklaringsgraden er størst for 3-minuttersintervallet med 14,90 %.



Figur 6.2.7 Mervolatilitet i OSE40GI som følger av utvalgte, signifikante nøkkeltallspubliserings.

Handelsbalansen sier noe om konkurransesituasjonen til Norge. Dette vil videre ha påvirkning på både valutakurs og rentenivå, noe som er viktige faktorer i finansbransjen. For eksempel påvirkes DNB av rentenivået, både gjennom egne rentebetalinger og renten de kan gi til kundene sine. Publisering av handelsbalansen var signifikant i alle intervaller utenom 4- og 5-minuttersintervallene, og når en topp i 3-minuttersintervallet på 0,0353 %, når vi antar at det i 15-minuttersintervallet er mer støy.

Publisering av riggtelling vil påvirke oljepris, som igjen har ringvirkninger til mange deler av norsk økonomi. Som nevnt favner finansbransjen bredt, og vil således indirekte kunne bli påvirket av dette nøkkeltallet. Regresjonsresultatene viste signifikant økt volatilitet de 5 første minuttene etter publisering, med størst utslag etter 1 minutt på 0,0838 %. Dette indikerer at finanssektoren reagerer raskt på nyheter om oljeprisen. Åpningstidsvolatiliteten må dog tas hensyn til i tolkningen av dette resultatet, og kan svekke resultatene noe.

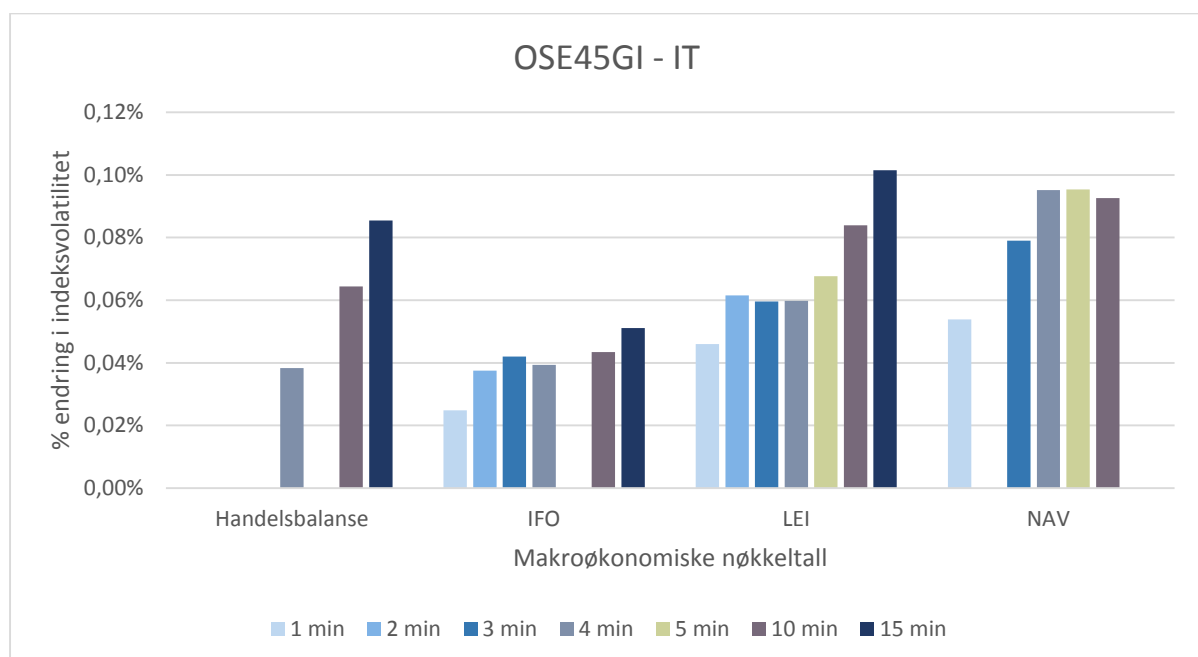
Rentemøter i Fed er signifikant i alle intervaller, med en topp det første minuttet på 0,2697 %. I tillegg må man ta hensyn til åpningstidsvolatiliteten også her, men siden rentemøtet gir et relativt stort utslag er det grunn til å tro at det i seg selv påvirker markedet. Det norske pengemarkedet er sterkt knyttet til det amerikanske markedet, det samme gjelder

valutamarkedet. Rentene i USA påvirker markeder over hele verden, inkludert det norske. Det tette båndet gjennom handel nevnt i analysen av konsumvarebransjen, vil også være med å knytte disse markedene enda tettere sammen. Signifikante resultater for LEI knytter også finansbransjen i Norge til det amerikanske markedet.

Videre skaper publisering av Ifo i Tyskland mervolatilitet i finanssektoren. Når vi ekskluderer støy, vil publiseringen gi en topp i mervolatilitet etter 3 minutter på 0,0434 %. Tyskland er som nevnt en av de viktigste økonomiene i Europa, og framtidsutsiktene her kan som vi ser påvirke blant annet finanssektoren i Norge. Både endring i valutakurs og utenlandske renter kan være med på å forklare dette.

#### 6.2.8 OSE45GI – IT

Analysen av OSE45GI ga en justert forklaringsgrad på 13,35 % i 1-minuttsintervallet. Høyest forklaringsgrad hadde 2-minuttersintervallet med 15,88 %. IT-sektoren er dermed en av sektorene som raskest prisjusteres etter en nøkkeltallspubliserings. Indeksen består primært av softwarebedrifter, men også noen innen hardware. IT-sektoren er viktig for mange deler av økonomien, og flere nøkkeltall kan derfor vise seg å påvirke denne bransjen.



Figur 6.2.8 Mervolatilitet i OSE45GI som følger av utvalgte, signifikante nøkkeltallspubliserings.

---

Ifo og LEI var signifikante i de fleste intervaller, der LEI har de største utslagene med en topp i mervolatilitet etter 2 minutter på 0,0615 %, når vi tar hensyn til at resultatet for de lengre intervallene reflekterer støy. Dette indikerer påvirkning fra det tyske og amerikanske markedet, noe som intuitivt stemmer godt for en så internasjonal sektor som IT.

Fra og med 4 minutter var også handelsbalanse signifikant med en topp på 0,0854 % etter 15 minutter. Dette kan også knyttes til at IT-sektoren er en internasjonalt rettet bransje og informasjon om import og eksport vil dermed naturlig nok kunne påvirke OSE45GI. Eksempelvis selger Funcom sine produkter internasjonalt og bidrar dermed til norsk eksport. Samtidig bør disse resultatene tolkes forsiktig, da reaksjonen kommer noe sent og støy blir mer og mer til stede utover tidsintervallene.

OSE45GI var eneste indeks der NAV ga økt volatilitet med topp etter 5 minutter på 0,0954 %. Den registrerte arbeidsledigheten kan som AKU fortelle noe om dagens økonomiske situasjon, og kan således tenkes å påvirke IT-bransjen da sektorens etterspørsel avhenger av tilstanden generelt i økonomien. For eksempel nevner Atea at deres løsninger benyttes av alt fra politiet og helsevesenet til entreprenører og petroleumsbedrifter (Atea, 2016). Samtidig har vi i del I sett at markedet først og fremst bryr seg om AKU når det er snakk om arbeidsledighet, noe som kan tyde på at dette resultatet også kan være støy.

#### 6.2.9 Delkonklusjon

Resultatene fra de ulike indeksene sammenlagt kan se ut til å stemme godt overens med resultatene for hovedindeksen, med tanke på at denne er satt sammen av aksjer fra de åtte bransjeindeksene.

Vi har sett at noen nøkkeltall gir signifikante resultater for enkelte av bransjeindeksene og ikke andre, noe som tyder på at ulike deler av økonomien legger vekt på ulike publiseringer. For eksempel er nonfarm payroll signifikant for alle bransjeindeksene utenom OSE35GI (Helsevern), og KPI-JAE ga kun signifikant resultat for OSE15GI (Materialer). Naturlig nok var industribransjen én av to bransjer der publisering av industriproduksjon ga et signifikant resultat. Sammenliknet med resultatene for hovedindeksen var det bransjene energi og finans

---

som ga mest like resultater, noe som kan tyde på at disse bransjene spenner bredt og både påvirker og blir påvirket av ulike deler av økonomien.

Generelt var det lite signifikante resultater for helsevern, som viser at dette er en bransje som i mindre grad blir påvirket av ny informasjon om de makroøkonomiske forholdene. Dette var på den andre siden den eneste indeksen, inkludert hovedindeksen, som hadde signifikante resultater for publisering av BNP. Videre gjelder funnet av at amerikanske nyheter får stor oppmerksomhet i det norske aksjemarkedet, også på tvers av sektorer. Særlig er nonfarm payroll et nøkkeltall som følges tett av de ulike markedene. Videre stemte det at konsumvarer er lite sensitive overfor konjunktursituasjon, mens forbruksvarer er indeksen som er mest sensitiv overfor resesjon og ekspansjon. Forbruksvarer var også indeksen der rentesettingen fra Norges Bank ser ut til å ha størst betydning, noe som tyder på at etterspørselen etter disse varene avhenger av renten norske husholdninger må forholde seg til.

Av oljerelaterte publiseringer var det kun oljelager i 1-minuttsintervall som var signifikant for energiindeksen, noe som skiller denne indeksen fra hovedindeksen. De andre oljerelaterte nyhetene ga signifikante resultater for industri, konsumvarer og finans. Dette kan tolkes som at endringer i oljeprisen først og fremst vil påvirke sektorer som raskere tilpasser seg endring i økonomien. Finanssektoren vil fort kunne merke endring i investeringsetterspørsel, og industrien og konsumet vil raskt kunne tilpasse seg nyheter om endring i de økonomiske utsiktene.

### 6.3 Del III – Overraskelse i markedet

I denne delen vurderer vi hvordan hovedindeksen reagerer når markedet overraskes, det vil si når publisert verdi av et nøkkeltall avviker fra det som er forventet. Til forskjell fra del I og II, ser vi her på reaksjonens retning, ikke bare størrelse, ved å måle prosentvis endring i indeksen fra en periode til neste, og ikke *absolutt* prosentvis endring slik vi gjorde i del I og II. Hvert nøkkeltall har en overraskelseskomponent som er utledet etter likning 2.4.3 på side 18, regresjonsmodellen ellers er gitt av likning 5.3.1. For de nøkkeltallene vi ikke har forventningsverdier, kan vi ikke lage overraskelseskomponent. Dermed er disse naturlig nok ikke inkludert i denne delen.



Tabell 6.3.1 under gir en oversikt over hvilke variabler som påvirker avkastningen på hovedindeksen ved en overraskende publisering, hvilke som ikke gjør det og hvilke variabler vi ikke har mulighet til å inkludere i analysen. Vi bruker forventningsverdier fra Bloomberg Expectations Survey. Dette var ikke tilgjengelig for alle nøkkeltallene. Dessverre har vi ikke forventningsverdi for nonfarm payroll, som sammen med Feds rentemøter var de to nøkkeltallene som hadde størst påvirkning på markedet i både del I og II av analysen. I tillegg er forventningene knyttet til Feds rentemøter alltid lik faktisk utfall i analyseperioden, og vil derfor ikke gi noe resultat i denne delen av analysen. Det er ikke så rart at forventning alltid er lik faktisk verdi med tanke på at amerikansk styringsrente har vært lav og stabil i hele perioden, med kun én endring helt mot slutten av perioden.

Vi har heller ikke forventningsverdier for handelsbalanse, oljeinvesteringer og riggtelling. Handelsbalanse og riggtelling var signifikante i analysen av hovedindeksen og flere bransjeindekser, derfor skulle vi også her gjerne hatt muligheten til å sammenlikne resultatene med hvordan en overraskelse slår ut i markedet, men det er altså ikke mulig. I del I og II fant vi at publiseringer av oljeinvesteringer ikke har påvirkning på volatiliteten i markedet. Med tanke på en eventuell sammenlikning er det dermed ikke så farlig at vi ikke har forventningsverdier på oljeinvesteringer. Samtidig kunne det vært interessant å se om overraskelser har effekt på markedet selv om publiseringene i seg selv ikke har det.

<b>Endrer avkastningen på hovedindeksen</b>	<b>Endrer <i>ikke</i> avkastningen på hovedindeksen</b>	<b>Ingen forventningsverdi – ikke mulig å inkludere i analysen</b>
AKU Ifo Rentemøte ECB Børsåpning	BNP Industriproduksjon K2 KPI-JAE NAV Oljelager LEI Rentemøte Norges Bank Resesjon Børsstenging	Nonfarm payroll Rentemøte Fed Handelsbalanse Oljeinvesteringer Riggteiling

Tabell 6.3.1 Resultat ved overraskende publiseringer.

---

### 6.3.1 Resultater

I følge De Bondt og Thalers overreaksjonshypotese (1985) som ble presentert i delkapittel 2.4, vil et uventet avvik mellom faktisk og forventet verdi føre til en overreaksjon i markedet, som dermed sprer seg til aksjeprisene. Dette henger også sammen med at investorer har en tendens til å vektlegge ny informasjon fremfor gammel. Resultatene våre bekrefter dette kun for noen av nøkkeltallene.

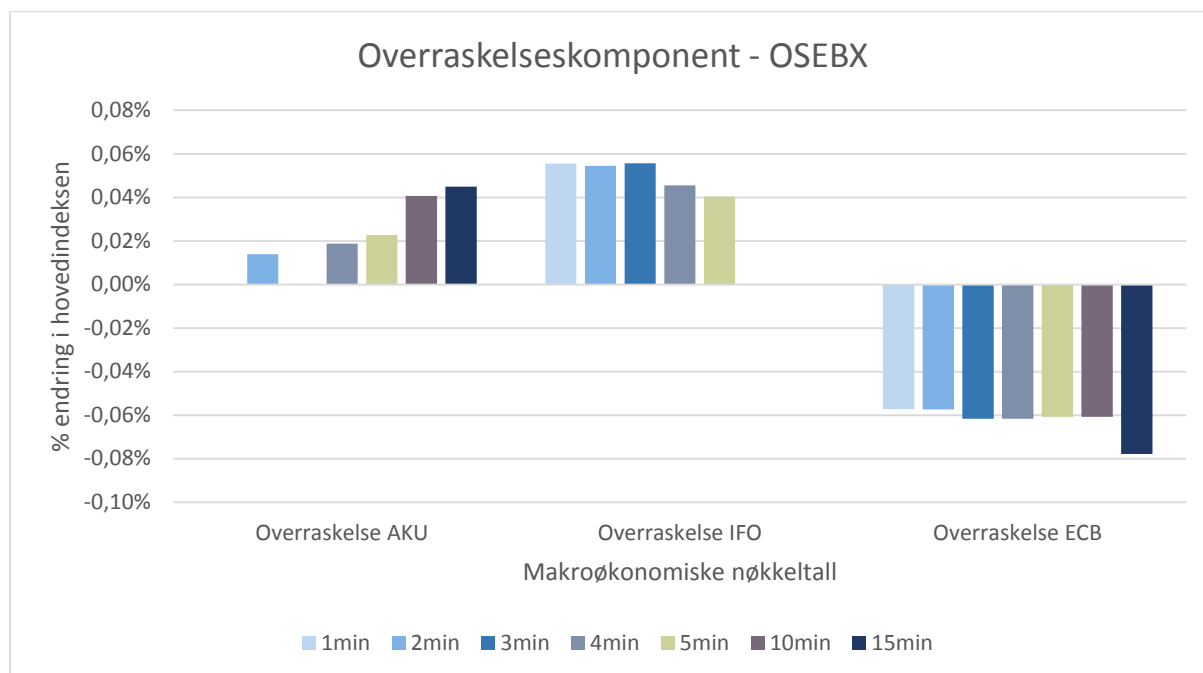
I følge teorien om overdreven selvtillit presentert i delkapittel 2.2.1 vil man kunne forvente at markedet *ikke* reagerer når faktisk verdi avviker fra forventet, fordi aktørene har stor tillit til sine egne vurderinger (Griffin & Tversky, 1992). For de nøkkeltallene som skaper en reaksjon ved overraskelse, kan vi da anta at aktørene ikke har overdreven selvtillit når det kommer til vurdering av disse nøkkeltallene. Vi har valgt å legge vekt på de nøkkeltallene som ga signifikante resultater, men presenterer regresjonsresultatene for alle nøkkeltallene i tabell 9.8.1 på side 117 i appendiks.

Av de 11 nøkkeltallene inkludert i regresjonen med overraskelseskomponenten, var det åtte som viste få eller ingen signifikante resultater. Overordnet var justert forklaringsgrad for modellen lav i alle intervaller, fra 0,631 % i 1-minuttsintervallet til 0,574 % i 15-minuttersintervallet. F-testen viser derimot en god total forklaringsgrad for modellen, og støtter opp under validiteten til modellen. Det er rimelig å anta at publiseringene som skapte mervolatilitet i hovedindeksen i del I av analysen også vil skape en reaksjon i markedet når en publiseringsverdi er overraskende. Vi vil derfor sammenlikne resultatene i denne delen med resultatene vi fant i del I.

#### 6.3.1.1 Nøkkeltall som endrer avkastningen på hovedindeksen

Figur 6.3.1 viser resultatene av regresjonen for de nøkkeltallene som hadde flere signifikante resultater. AKU, Ifo og rentemøter i ECB er nøkkeltallene som gir signifikant endring i hovedindeksen ved et avvik mellom faktisk og forventet verdi ved publisering. Av disse er det kun rentesetting fra ECB som var signifikant i alle syv intervaller. Åpningstidsvariabelen er også signifikant og hovedindeksen har en tendens til å stige i disse periodene. Effekten avtar gradvis etter hvert som tiden går. Dette er i tråd med Wood et al. (1985), og det faktum at

hovedindeksen generelt stiger kan være et eksempel på en anomali, liknende januareffekten<sup>26</sup>. Vi kan forklare økt volatilitet ved åpning med at det har skjedd mye i løpet av natten og morgenen, men det er vanskeligere å forklare ut fra generell prissettingsteori at indeksen i snitt stiger, derfor omtales dette som en anomali.



Figur 6.3.1 Endring i avkastning på hovedindeksen ved overraskelse

## AKU

Overraskelsen knyttet til AKU har positivt fortegn, det vil si at et positivt avvik, hvor faktisk verdi er høyere enn forventet, gir økt avkastning på indeksen. To minutter etter en positiv overraskelse på 1 standardavvik har hovedindeksen i snitt økt med 0,0139 %. Størrelsesmessig er dette utslaget forholdsvis likt som mervolatiliteten som skapes av en publisering av AKU, jamfør del I<sup>27</sup>. Som man ser av figur 6.3.1, øker avkastningen jo lenger fra publiseringstidspunktet man kommer. 15 minutter etter publisering, har avkastningen i snitt økt med 0,0450 %, men effekten lenger tid etter publisering er usikker.

I analysen i del I så vi at publiseringer av AKU skapte noe mervolatilitet i hovedindeksen, men vi konkluderte her med at resultatene var noe usikre. Med tanke på at også overraskelser i AKU

<sup>26</sup> Rozeff & Kinney Jr., 1976

<sup>27</sup> Mervolatiliteten økte med 0,0133 %, men da 4 minutter etter publisering.

---

skaper en reaksjon i markedet, kan vi med større sikkerhet konkludere med at publiseringer av AKU faktisk påvirker investorenes forventninger. Siden NAV heller ikke her er signifikant, underbygges vår påstand om at AKU følges tettere av markedet, muligens fordi dette nøkkeltallet omtales mer i media og vanligvis er høyere enn NAV-ledigheten.

Siden aksjeprisene har en tendens til å øke ved publiseringer av høyere ledighet i ekspansjonsperioder<sup>28</sup>, er resultatet i tråd med empirien presentert i delkapittel 3.2.1. Ved første øyekast kan det virke lite intuitivt at hovedindeksen stiger som en følge av overraskende nyheter om høyere arbeidsledighet. Det er derfor viktig å påpeke at dette skyldes investorenes avveining mellom renteeffekten og kontantstrømeffekten. Vi ser altså at også investorer i det norske markedet vektlegger renteeffekten og forventer lavere renter som en følge av høyere ledighet enn ventet, slik Boyd, Hu og Jagannathan (2005) påviste i det amerikanske markedet. Samtidig er det også i vårt tilfelle slik at perioden vi undersøker er mer preget av ekspansjon eller normalkonjunktur enn resesjon. Dette kan også være med på å forklare at indeksen øker som en følge av dårlige arbeidsledighetsnyheter, siden indeksen som regel vil øke i ekspansjonsperioder.

## **Ifo**

Ifo gir signifikante resultater frem til 5 minutter etter publisering. Det vil si at en positiv overraskelse på 1 standardavvik, hvor da faktisk Ifo er høyere enn forventet, gir økt avkastning i hovedindeksen inntil 5 minutter etter publisering. I løpet av det første minuttet etter publisering vil avkastningen i gjennomsnitt øke med 0,0555 %. Sammenliknet med størrelsen på utslaget i mervolatilitet er dette noe større enn i del I. Der viste vi at publiseringer av Ifo økte volatiliteten med 0,0326 % i løpet av det første minuttet. Til forskjell fra AKU, vil avkastningen reduseres jo lenger fra publiseringstidspunktet man kommer. 10 minutter etter publisering ser man ikke lenger noen signifikant effekt av overraskelsen. I vår analyseperiode har ikke Ifo vært spesielt volatil, noe som kan påvirke analysen noe, da et avvik vil ha begrenset absolutt verdi.

---

<sup>28</sup> Boyd, Hu, & Jagannathan, 2005

---

Intuitivt er resultatet rimelig med tanke på at høyere Ifo enn ventet indikerer høyere økonomisk aktivitet enn ventet. Dette vil føre til bedre forventninger knyttet til fremtidig inntjening i det tyske markedet. Når relasjonen til det norske markedet er nær, vil dermed også investorene her få høyere forventninger til fremtidig inntjening. Dette underbygger vår antakelse om at det norske markedet preges av utviklingen i det tyske og samsvarer med resultatene i delkapittel 6.1.3, hvor vi så at publiseringer av Ifo skapte mervolatilitet i hovedindeksen, utslaget var riktignok ikke stort.

## ECB

Rentemøter i ECB er som nevnt eneste nøkkeltall som ga signifikante resultater i alle syv intervaller. I motsetning til AKU og Ifo, vil et positivt avvik, hvor faktisk rente er høyere enn forventet, redusere avkastningen på hovedindeksen. Et positivt avvik på 1 standardavvik, gir en reduksjon i indeksen på 0,0573 % i løpet av det første minuttet. Reduksjonen i avkastningen øker utover intervallene, det vil si at 15 minutter etter overraskelsen er avkastningen enda lavere. Så lenge etter publisering kan det derimot være mer støy i målingen. Til sammenlikning viste analysen i del I at publiseringer knyttet til ECBs rentemøte skapte mervolatilitet på 0,0273 % i løpet av det første minuttet. Utslaget ved en overraskelse er altså noe større.

I del I konkluderte vi med at informasjonen knyttet til rentemøtene ble absorbert relativt raskt i markedet. Her ser vi tendenser til at overraskelser i rentesettingen har en mer vedvarende effekt på avkastningen, selv om resultatene i de lengre intervallene er noe usikre. Det er rimelig at en faktisk overraskelse har mer vedvarende effekt enn kun publiseringer knyttet til rentemøtene i seg selv, da en overraskelse vil skape mer usikkerhet i markedet.

Empiri presentert i delkapittel 3.2.4, tilsier at en uventet økning i ECBs styringsrente fører til fall på flere europeiske børser<sup>29</sup>. Siden vi kun ser på om faktisk rente avviker fra forventet, har vi ikke mulighet til å kontrollere eksplisitt for om renten settes opp eller ned. Det er likevel rimelig å anta at et positivt avvik uansett vil være sammenliknbart, siden renten da er høy relativt til markedets forventninger. Dette betyr at investorene i det norske markedet forventer

---

<sup>29</sup> Bohl, Siklos, & Sondermann, 2008

---

lavere kontantstrømmer eller øker sitt avkastningskrav som en følge av høyere rente enn ventet i eurosonen. Begge disse faktorene vil trekke avkastningen på hovedindeksen ned, men empiri tilsier at det kan være kontantstrømeffekten som er dominerende<sup>30</sup>.

### *6.3.1.2 Nøkkeltall som ikke endrer avkastningen på hovedindeksen*

KPI-JAE, rentemøte i Norges Bank og LEI hadde alle noen signifikante resultater, men disse opptrer først tidligst etter 10 minutter. Det er vanskelig å tolke dette basert på økonomisk intuisjon og det er dermed mer rimelig å anta at dette skyldes støy i målingen. I henhold til markedseffisiens reagerer markedet raskt på ny informasjon, derfor tillegger vi ikke dette resultatet mye vekt da reaksjonen kommer først 10 minutter etter den overraskende publiseringen. KPI-JAE var aldri signifikant i del I, derfor er det ikke uventet at en overraskelse knyttet til KPI-JAE heller ikke skaper reaksjon i markedet. Dermed kan vi følge samme resonnerement som presentert i delkapittel 6.1.1, side 57, for å forklare at KPI-JAE ikke er signifikant her.

Norges Banks rentemøter var signifikant i det første minuttet etter publisering i del I av analysen, dermed vil vi forvente at overraskelser også gir utslag i avkastningen. Det ser vi altså ikke. Vi vet at Norges Bank ikke ønsker å overraske markedet og publiserer rentebanen jevnlig som en del av pengepolitisk rapport. Med tanke på at vi ikke finner at overraskelser påvirker avkastningen i hovedindeksen, kan det tyde på at markedet i stor grad forstår Norges Banks handlemønster når det kommer til rentesetting. At det likevel er noe avvik mellom faktisk og forventet rente, kan skyldes at Bloomberg Expectations Survey produseres noe tid i forkant av en publisering. I tillegg kan det tenkes at medianen av forventningene til økonomene som svarer på undersøkelsen, ikke alltid er representativt for den brede oppfatningen i markedet.

Eventuelle overraskelser i LEI gjør ikke at indeksen endrer seg i en spesiell retning. Med tanke på at LEI var gjennomgående signifikant i del I, er dette noe overraskende. Intuitivt vil man vente at en positiv overraskelse i LEI medførte økning i indeksen. Dermed er det vanskelig å tolke dette resultatet, men også her kan resultatet være påvirket av unøyaktigheter knyttet til måling av forventningsverdi.

---

<sup>30</sup> Bernanke & Kuttner (2005) argumenterte for at kontantstrømeffekten kan være dominerende ved renteendringer hos Fed. Det er rimelig å anta at dette også gjelder ved renteendringer i eurosonen.

---

Åtte av de uavhengige variablene ga ingen signifikante resultater i denne delen av analysen. BNP, NAV og oljelager ga heller ingen signifikante resultater i del I, og vi kan følge samme resonnement som i del I med tanke på tolkningen av dette. K2, industriproduksjon, konjunktursituasjon og børsens stengetid er de resterende nøkkeltallene som ikke ga signifikant resultat. Norske nøkkeltall er allerede definert som lite signifikante for aksjemarkedet i del I, og vi konkluderte der med at K2 ikke skaper nevneverdig mervolatilitet i markedet. Publiseringer av industriproduksjon var signifikant i del I av analysen og dermed er det noe uventet at overraskelser knyttet til industriproduksjon ikke skaper endring i hovedindeksen her. Intuitivt er det rimelig å forvente at indeksen stiger dersom faktisk industriproduksjon er høyere enn forventet. Måleproblemer knyttet til forventningsverdi kan også spille inn i denne sammenhengen. Resultatene i del I var noe usikre og dermed styrker vi ikke konklusjonen om at industriproduksjon skaper en reaksjon i markedet her.

Når det kommer til konjunktursituasjonen er det rimelig å anta at perioder med resesjon innebærer reduksjon i indeksen, men det finner vi altså ikke her. Vi påviste økt volatilitet knyttet til konjunktursituasjonen i del I, men vi ser her at hovedindeksen i analyseperioden i snitt hverken stiger eller faller. Det kan forklares med den relativt normale konjunktursituasjonen i perioden vi analyserer. Vi ser også at endringene i den siste tiden før stenging ikke drar i en bestemt retning. Dermed viser vi at aktiviteten i markedet rundt stengetid ikke kan knyttes til ineffisiens og anomalier, slik som utviklingen rett etter åpningstid viste.

### 6.3.2 Delkonklusjon

I del III ønsket vi å undersøke om overraskelse i form av avvik mellom faktisk og forventet verdi skaper en endring i hovedindeksen, og i så fall hvilken retning og størrelse denne endringen har. Resultatene viste at tre av nøkkeltallene skaper endringer i hovedindeksen ved en overraskende publisering, dette var AKU, Ifo og rentemøte i ECB. Overraskelser på 1 positivt standardavvik medfører økning i hovedindeksen for AKU og Ifo, mens for ECB faller hovedindeksen som en følge av en slik overraskelse. Resultatene for disse nøkkeltallene er dermed i tråd med overreaksjonshypotesen og empiri. Sammenliknet med resultatene fra analysen i del I, så vi at reaksjonen i markedet ved en overraskelse stemte godt overens for de tre nevnte nøkkeltallene. Derimot var det noe mer uventet at publiseringer av LEI, Norges Banks rentemøte og industriproduksjon som alle skaper mervolatilitet i markedet jamfør del I,

---

ikke endrer avkastningen på hovedindeksen når faktisk verdi er større enn forventet. Dette resultatet er noe vanskeligere å tolke, men kan knyttes til unøyaktigheter i produksjonen av markedets forventningsverdi.

Den signifikante åpningstidsvolatiliteten kan forklares ut fra kjent empiri og teori. Vi så at indeksen i snitt stiger i tiden etter åpningstid og knytter dette til teori om anomalier. Samtidig fant vi her at konjunktursituasjonen ikke skapte signifikant endring i hovedindeksen. Dette forklares med at analyseperioden hverken er preget av sterk ekspansjon eller resesjon.



---

## 7 KONKLUSJON

I denne masteroppgaven har vi undersøkt hvordan aktører i det norske aksjemarkedet reagerer på planlagte publiseringer av makroøkonomiske nøkkeltall. Dette har vi gjort ved å dokumentere endringer i absolutt volatilitet i hovedindeksen på Oslo Børs i etterkant av en publisering (del I). Vi har undersøkt ulikheter på tvers av sektorer i norsk økonomi ved å analysere endringen i volatilitet for åtte bransjeindekser (del II). Videre analyserte vi hvordan et overraskende avvik mellom faktisk og forventet verdi av nøkkeltallet påvirker hovedindeksen i både retning og størrelse (del III). Vi har med dette belyst hvordan publiseringer av makroøkonomiske nøkkeltall påvirker investorers forventninger om fremtidige kontantstrømmer og avkastningskrav, og dermed aksjeprisene i det norske markedet.

I del I dokumenterte vi at publiseringer av amerikanske nøkkeltall generelt er de som skaper volatilitet i hovedindeksen. Tilstanden i både amerikansk og tysk økonomi påvirker investorers forventninger. Dette så vi ved at både LEI og Ifo var signifikante. Av norske nøkkeltall skaper publisering av AKU, handelsbalansen, industriproduksjon og Norges Banks rentemøter noe mer volatilitet, men disse resultatene er mer usikre. Riggteiling er det eneste nøkkeltallet fra petroleumssektoren som skaper økt volatilitet i hovedindeksen. Nonfarm payroll og Feds rentemøte er de to enkeltpubliseringene som øker volatiliteten desidert mest. Generelt ser vi at økningen i volatilitet er på topp innen tre minutter. Disse funnene stemmer overens med empiri og tilsier at markedet reagerer relativt raskt. Selv om reaksjonen kommer rimelig fort, ser vi tegn til at markedet ikke er effisient på sterkeste form fordi den nye informasjonen skaper noe vedvarende volatilitet. Vi ser også at markedet til tider opptrer irrasjonelt, eksempelvis gjennom at Feds rentemøter skaper såpass mye mervolatilitet, selv om faktisk verdi ikke avviker fra forventet verdi i analyseperioden.

Resultatene i del II stemmer i hovedsak godt overens med del I, særlig med tanke på at de amerikanske nøkkeltallene er viktigst på tvers av sektorer. Samtidig finner vi at publiseringer av nonfarm payroll er mer avgjørende for volatiliteten i mange av bransjeindeksene enn Feds rentemøter. Enkelte bransjeindekser skiller seg ut, men dette kan forklares med hvilke selskaper de er sammensatt av. Helsevern er generelt lite sensitiv for publiseringer av nøkkeltall, dette forklares med at verdien av disse selskapene avhenger mest av deres egne

---

prestasjoner som igjen er lite knyttet til makroøkonomiske forhold. Samtidig er indeksen for konsumvarer lite sensitiv for konjunktursituasjonen, mens indeksen for forbruksvarer er mest sensitiv for dette, hvilket er naturlig. Energiindeksen var mindre sensitiv for petroleumsrelaterte publiseringer enn ventet, men den påvirkes noe av publiseringer om oljelager. Ellers ble andre bransjer som finans, industri og konsumvarer påvirket av riggtellingen. Dette kan indikere at de bransjene som responderer på nøkkeltall fra petroleumssektoren, er de som har mulighet til å tilpasse seg endringer i oljepris hurtigere. I tillegg underbygges resultatet fra del I som tilsa at blant nøkkeltallene knyttet til petroleumssektoren, er det riggtellingen som er viktigst.

Generelt i analysen i del I og II så vi at volatiliteten i de fleste indeksene er høyere rett etter at børsen har åpnet og like før stengt, samt i perioder med resesjon. Dette stemmer overens med empiri på området og var dermed som forventet. Grunnet åpningstidsvolatiliteten har vi måttet være noe forsiktig med tolkningen av de nøkkeltallene som blir sluppet utenfor åpningstid, da effekten disse medfører både vil være påvirket av og selv påvirke volatiliteten ved åpningstid. Dette gjaldt publiseringer knyttet til Feds rentemøte, oljelager og riggtelling.

I del III ble analysen noe begrenset av at vi ikke hadde forventningsverdi for alle nøkkeltallene. Vi viste at overraskende publiseringer knyttet til AKU, Ifo og rentemøte i ECB skaper endringer i hovedindeksen. Ved en overraskelse hvor faktisk verdi er høyere enn forventet, vil hovedindeksen øke for AKU og Ifo, mens den vil falle ved en slik overraskelse for ECB. Disse resultatene stemmer i hovedsak godt med empiri og analysen i del I. Det var noe uventet at overraskelser i LEI, industriproduksjon og Norges Banks rentemøte ikke medfører endringer i indeksen i del III, når de gjorde det i del I. Vi så også at ved åpningstid har hovedindeksen en tendens til å stige, dette er en anomali som er vanlig i aksjemarkeder.

Samlet sett stemmer funnene godt overens med økonomisk intuisjon og forventninger basert på empiri. Vi ser at det norske aksjemarkedet reagerer på publiseringer av makroøkonomiske nøkkeltall etter samme mønster som flere andre markeder, verden over.

---

## 8 REFERANSELISTE

- Aggarwal, R., & Schirm, D. C. (1992). Balance of trade announcements and asset prices: influence on equity prices, exchange rates, and interest rates. *Journal of International Money and Finance*, 11(1), 80-95.
- Almklov, G., Tørum, E., & Skjæveland, M. (2006). Utviklingstrekk i kredittmarkedet – nye utlånstyper og omfanget av fastrentelån i Norge. *Penger og Kreditt*, 34(3), 184-192.
- Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Vega, C. (2007). Real-time Price Discovery in Global Stock, Bond and Foreign Exchange Markets. *Journal of International Economics*, 73, 251-277.
- Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F., & Clara, V. (2003). Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange. *American Economic Review*, 93(1), 38-62.
- Ando, A., & Modigliani, F. (1963). The "Life Cycle" Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *The American Economic Review*, 53(1), 55-84.
- Atea. (2016). *Om Atea*. Hentet Mai 31, 2016 fra Atea: <http://www.atea.no/om-atea/>
- Baker Hughes. (2016). *Rig Count Overview & Summary Count*. Hentet Mai 14, 2016 fra Baker Hughes: <http://phx.corporate-ir.net/phoenix.zhtml?c=79687&p=irol-rigcountsoverview>
- Balduzzi, P., Elton, E., & Green, T. (2001). Economic News and Bond Prices: Evidence from the U.S. Treasury Market. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36(4), 523-543.
- Banz, R. W. (1981). The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*, 9(1), 3-18.
- Benedictow, A., & Johansen, P. R. (2005). Prognoser for internasjonal økonomi - Står vi foran en amerikansk konjunkturavmatning? *Økonomiske Analyser*, 2, 13-20.
- Bernanke, B. S., & Kuttner, K. N. (2005). What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy? *The Journal of Finance*, 60(3), 1221-1257.
- Bjørnland, H. C. (2009). Oil Price Shocks and Stock Market Booms in an Oil Exporting Country. *Scottish Journal of Political Economy*, 56(2), 232-254.
- Bjørnland, H. C., & Leitemo, K. (2009). Identifying the interdependence between US monetary policy and the stock market. *Journal of Monetary Economics*, 56(2), 275-282.
- Black, F. (1986). Noise. *The Journal of Finance*, 41(3), 528-543.
- Bohl, M. T., Siklos, P. L., & Sondermann, D. (2008). European Stock Markets and the ECB's Monetary Policy Surprises. *International Finance*, 11(2), 117-130.

- 
- Boyd, J. H., Hu, J., & Jagannathan, R. (2005). The Stock Market's Reaction to Unemployment News: Why Bad News Is Usually Good for. *The Journal of Finance*, 60(2), 649-672.
- Campbell, J. Y. (2014). Empirical Asset Pricing: Eugene Fama, Lars Peter Hansen, and Robert Shiller. *Scandinavian Journal of Economics*.
- Cappelen, Å., Eika, T., & Blix Prestmo, J. (2014). Virkninger på norsk økonomi av et kraftig fall i oljeprisen. *Økonomiske Analyser*, 3. Hentet Mai 31, 2016 fra [https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/\\_attachment/180823?\\_ts=14662dc53a8](https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/artikler-og-publikasjoner/_attachment/180823?_ts=14662dc53a8)
- CESifo. (2016). *Calculating the Ifo Business Climate*. Hentet Mai 12, 2016 fra CESifo Group: <http://www.cesifo-group.de/ifoHome/facts/Survey-Results/Business-Climates/Calculating-the-Ifo-Business-Climates.html>
- Chen, N.-F., Roll, R., & Ross, S. A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *The Journal of Business*, 59(3), 383-403.
- Cochrane, J. H. (2001). *Asset Pricing*. Princeton University Press. Hentet fra <http://faculty.chicagobooth.edu/john.cochrane/research/papers/samplechapters.pdf>
- Conference Board. (2016a). *Description of Components*. Hentet Mai 15, 2016 fra Conference Board: <https://www.conference-board.org/data/bci/index.cfm?id=2160#BCI47>
- Conference Board. (2016b). *Latest Press Release*. Hentet Mai 11, 2016 fra Conference Board: <https://www.conference-board.org/data/bcicountry.cfm?cid=1>
- Daniel, K., & Titman, S. (2000). Market Efficiency in an Irrational World. *NBER Working Paper Series*.
- De Bondt, W. F., & Thaler, R. (1985). Does the Stock Market Overreact? *The Journal of Finance*, 40(3), 793-805.
- De Bondt, W. F., & Thaler, R. (1994). Financial Decision-Making in Markets and Firms: a Behavioral Perspective. *NBER Working Paper Series*.
- Dubreuille, S., & Mai, H. M. (2009). Impact of European and American Business Cycle. *International Journal of Business*, 14(2), 123-135.
- EIA. (2016). *Weekly Petroleum Status Report - January 1*. EIA.
- Fama, E. F. (1965). Random Walks in Stock Market Prices. *Financial Analysts Journal*, 51(1), 75-80.
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Federal Reserve. (2016). *What are the Federal Reserve's objectives in conducting monetary policy?* Hentet Mai 12, 2016 fra Federal Reserve: [https://www.federalreserve.gov/faqs/money\\_12848.htm](https://www.federalreserve.gov/faqs/money_12848.htm)
- Flannery, M. J., & Protopapadakis, A. A. (2002). Macroeconomic Factors Do Influence Aggregate Stock Returns. *The Review of Financial Studies*, 15(3), 751-782.

- 
- Flatner, A., & Xu, H. (2015). *Hvilke Nøkkeltall Reagerer Aktørene i Valutamarkedet på?* Norges Bank.
- Funke, N., & Matsuda, A. (2006). Macroeconomic News and Stock Returns in the United States and Germany. *German Economic Review*, 7(2), 189-210.
- Gavin, W. T., & Kliesen, K. L. (2002). Unemployment Insurance Claims and Economic Activity. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 84(3), 15-28.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice Hall.
- Grether, D. M. (1980). Bayes Rule as a Descriptive Model: The Representativeness Heuristic. *The Quarterly Journal of Economics*, 95(3), 537-557.
- Griffin, D., & Tversky, A. (1992). The Weighing of Evidence and the Determinants of Confidence. *Cognitive Psychology*, 24(3), 411-435.
- Grossman, S. J., & Stiglitz, J. (1980). On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review*, 70(3), 393-408.
- Halova, M. W., Kurov, A., & Kucher, O. (2014). Noisy Inventory Announcements and Energy Prices. *Journal of Futures Markets*, 34(10), 911-933.
- Halvorsen, B., Halvorsen, T., Holmøy, Erling, H., Johannessen, R., & Brasch, T. v. (2016). Økonomisk utsyn over året 2015. *Økonomiske analyser*, 35(1).
- Hamilton, J. D., & Lin, G. (1996). Stock Market Volatility and the Business Cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 11(5), 573-893.
- Hanousek, J., & Kočenda, E. (2011). Foreign News and Spillovers in Emerging European. *Review of International Economics*, 19(1), 170-188.
- Harris, L. (1986). A Transaction Data Study of Weekly and Intradaily Patterns in Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 16(1), 99-117.
- Hill, C. R., Griffiths, W. E., & Lim, G. C. (2012). *Principles of Econometrics* (4. utg.). Wiley.
- Hördahl, P., & Packer, F. (2006). Understanding Asset Prices: an Overview. *BIS Papers*.
- Ilmanen, A. (2011). *Expected Returns: an Investor's Guide to Harvesting Market Rewards*. Wiley.
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1972). Subject Probability: A Judgement of Representativeness. *Cognitive Psychology*, 430-454.
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1977). *Intuitive Prediction: Biases and Corrective Procedures*. Department of Defense.
- Keller, G. (2012). *Managerial Statistics* (9th. utg.). South-Western CENGAGE Learning.
- Kim, S.-J., & Nguyen, D. Q. (2009). The spillover effects of target interest rate news from the U.S. Fed and the European Central Bank on the Asia-Pacific stock markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 19(3), 415-431.

- 
- Koller, T., Goedhart, M., & Wessels, D. (2015). *Valuation: Measuring and Managing the Value of Companies*. Wiley.
- Li, L., & Hu, Z. F. (1998). Responses of the Stock Market to Macroeconomic. *IMF Working Paper*.
- Lichtenstein, S., Fischhoff, B., & Phillips, L. (1977). Calibration of Probabilities: the State of the Art. *Theory and Decision Library*, 16, 275-324.
- McGaryne, S. B. (2011). *The Theory That Would Not Die: How Bayes' Law Cracked the Enigma Code, Hunted Down Russian Submarines, and Emerged Triumphant from Two Centuries of Controversy*. Yale University Press.
- McQueen, G., & Roley, V. (1993). Stock Prices, News, and Business Conditions. *The Review of Financial Studies*, 6(3), 683-707.
- Midtbø, T. (2012). *Stata: En entusiastisk innføring*. Oslo: Universitetsforlaget.
- Modigliani, F., & Cohn, R. A. (1979). Inflation, Rational Valuation and the Market. *Financial Analysts Journal*, 35(2), 24-44.
- Nikkinen, J., & Sahlstöm, P. (2004). Inflation, Rational Valuation and the Market. *Journal of Multinational Financial Management*, 14(3), 201-215.
- Nikkinen, J., Mohammed, O., Sahlström, P., & Äijö, J. (2006). Global stock market reactions to scheduled U.S. macroeconomic news announcements. *Global Finance Journal*, 17(1), 92-104.
- Norges Bank. (2013). *Strategy 2014-2016*. Norges Bank. Hentet Mai 27, 2016
- Norsk Industri. (2016). *Aluminium*. Hentet Mai 29, 2016 fra Norsk Industri:  
<http://www.norskindustri.no/Bransjer/Aluminium/>
- Oslo Børs. (2014). *Oslo Børs' IR-anbefaling*. Oslo Børs. Hentet Juni 2, 2016 fra Oslo Børs.
- Oslo Børs. (2016a). *Handel*. Hentet April 25, 2016 fra Oslo Børs:  
<http://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Handel>
- Oslo Børs. (2016b). *Minileksikon*. Hentet Juni 2, 2016 fra Oslo Børs:  
<http://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Om-Oslo-Boers/Minileksikon>
- Oslo Børs. (2016c). *Hovedindeksen*. Hentet April 25, 2016 fra Oslo Børs:  
<http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSEBX.OSE/overview>
- Oslo Børs. (2016d). *Energi*. Hentet April 25, 2016 fra Oslo Børs:  
<http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSE10GI.OSE/overview>
- Oslo Børs. (2016e). *Materialer*. Hentet April 25, 2016 fra Oslo Børs:  
<http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSE15GI.OSE/overview>
- Oslo Børs. (2016f). *Industri*. Hentet April 25, 2016 fra Oslo Børs:  
<http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSE20GI.OSE/overview>
- Oslo Børs. (2016g). *Forbruksvarer*. Hentet April 25, 2016 fra Oslo Børs:  
<http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSE25GI.OSE/overview>

- 
- Oslo Børs. (2016h). *Konsumvarer*. Hentet April 25, 2016 fra Oslo Børs:  
<http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSE30GI.OSE/overview>
- Oslo Børs. (2016i). *Helsevern*. Hentet April 25, 2016 fra Oslo Børs:  
<http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSE35GI.OSE/overview>
- Oslo Børs. (2016j). *Finans*. Hentet April 25, 2016 fra Oslo Børs:  
<http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSE40GI.OSE/overview>
- Oslo Børs. (2016k). *IT*. Hentet April 25, 2016 fra Oslo Børs:  
<http://www.oslobors.no/markedsaktivitet/#/details/OSE45GI.OSE/overview>
- Oslo Børs. (2016l). *Om Oslo Børs / Åpningstider*. Hentet Mai 5, 2016 fra Oslo Børs:  
<http://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Om-Oslo-Boers/AApningstider>
- Rigobon, R., & Sack, B. (2006). *Noisy Macroeconomic Announcements, Monetary Policy, and Asset Prices*. National Bureau of Economic Research.
- Ritter, J. R., & Warr, R. S. (2002). The Decline of Inflation and the Bull Market of 1982-1999. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 37(1), 29-61.
- Roll, R. (1983). Was Ist Das? *The Journal of Portfolio Management*, 9(2), 18-28.
- Rozeff, M. S., & Kinney Jr., W. R. (1976). Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 379-402.
- Shleifer, A. (2000). *Inefficient Markets: an Introduction to Behavioral Finance*. Oxford University Press.
- SSB. (2014, November 20). *Begreper i Nasjonalregnskapet*. Hentet Mai 9, 2016 fra SSB:  
[https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/begreper-i-nasjonalregnskapet#Bruttonasjonalprodukt\\_BNP](https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/begreper-i-nasjonalregnskapet#Bruttonasjonalprodukt_BNP)
- SSB. (2015, Oktober 14). *Utenrikshandel med varer, 2014, foreløpige tall*. Hentet Juni 11, 2016 fra SSB: <https://www.ssb.no/utenriksokonomi/statistikker/muh/aar-forelopige/2015-01-15>
- SSB. (2016a). *Utenrikshandel med varer, desember 2015, foreløpige tall - Om statistikken*. Hentet Mai 9, 2016 fra SSB:  
<https://www.ssb.no/utenriksokonomi/statistikker/muh/maaned/2016-01-15?fane=om#content>
- SSB. (2016b). *Kredittindikatoren K2, september 2015 - Om statistikken*. Hentet Mai 9, 2016 fra SSB: <https://www.ssb.no/bank-og-finansmarked/statistikker/k2/maaned/2015-11-02?fane=om#content>
- SSB. (2016c). *Konsumprisindeksen, mars 2016 - Om statistikken*. Hentet Mai 10, 2016 fra SSB: <https://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/kpi/maaned/2016-04-11?fane=om#content>
- SSB. (2016d, April 28). *Årsaker til Ulike Tall på Arbeidsledighet*. Hentet Mai 10, 2016 fra SSB: <https://www.ssb.no/arbeid-og-lonn/arsaker-til-ulike-tall-pa-arbeidsledighet>

- 
- SSB. (2016e). *Utenrikshandel med varer, mars 2016, foreløpige tall - Tabeller*. Hentet Mai 12, 2016 fra SSB: <http://www.ssb.no/utenriksokonomi/statistikker/muh/maaned/2016-04-15?fane=tabell&sort=nummer&tabell=262845>
- SSB. (2016f). *Olje- og gassvirksomhet, investeringer, 2. kvartal 2015 - Om statistikken*. Hentet Mai 13, 2016 fra SSB: <https://www.ssb.no/energi-og-industri/statistikker/oljeinv/kvartal/2015-06-12?fane=om#content>
- SSB. (2016g, Mai 19). *Utenrikshandel med varer, 2015, endelige tall*. Hentet Mai 29, 2016 fra SSB: <http://www.ssb.no/utenriksokonomi/statistikker/muh>
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2012). *Introduction to Econometrics* (3. utg.). Harlow: Pearson.
- Tangeland, T. (2014). Norske Husholdningers Økonomiske Situasjon og Betalingsproblemer i 2013. *Prosjektnotat, 4*.
- Wood, R. A., McInish, T. H., & Ord, J. K. (1985). An Investigation of Transactions Data for NYSE Stocks. *The Journal of Finance*, 40(3), 723-739.
- Zacks, L. (2011). *The Handbook of Equity Market Anomalies: Translating Market Inefficiencies into Effective Investment Strategies*. Wiley.



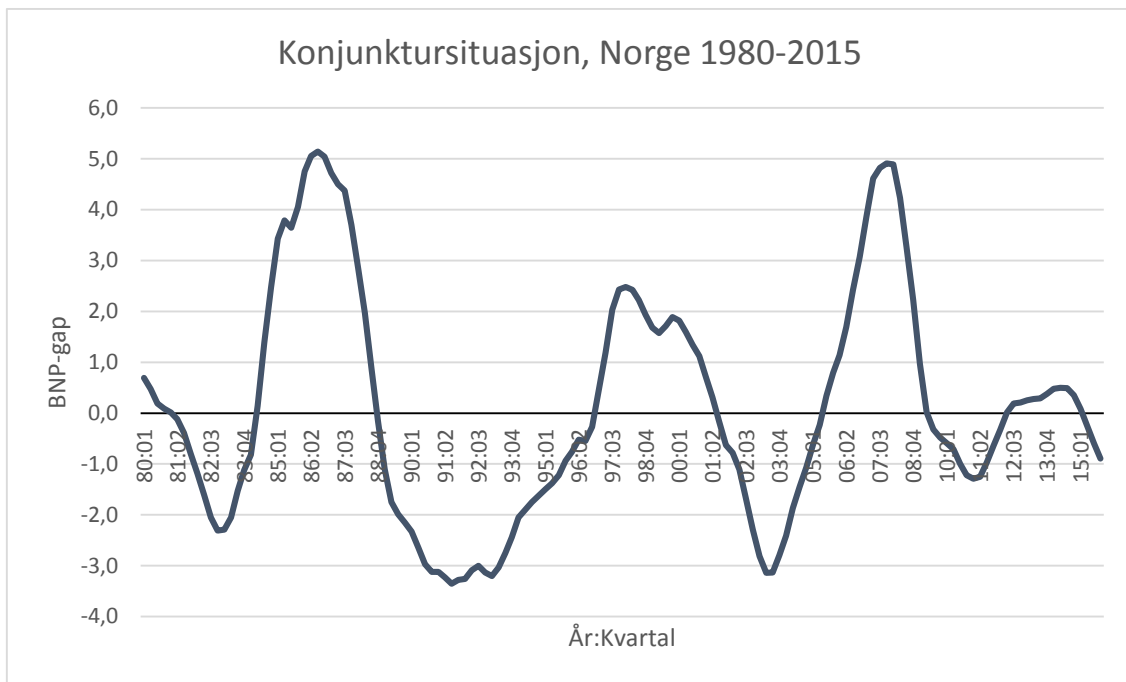
## 9 APPENDIKS

### 9.1 Oversikt over nøkkeltall, del I og II

Land	Variabel	Tidsperiode	Publiserings- tidspunkt	Antall observ- asjoner	Kilde	Forventnings- verdi
Norge	BNP	2010-2015	10:00	22	Bloomberg	Ja
	KPI-JAE	2010-2015	10:00	68	Bloomberg	Ja
	AKU	2010-2015	10:00	69	Bloomberg	Ja
	NAV	2010-2015	10:00	69	Bloomberg	Ja
	Handelsbalanse	2010-2015	10:00	69	Bloomberg og SSB	Nei
	K2	2010-2015	10:00	67	Bloomberg	Ja
	Industri- produksjon	2010-2015	10:00	68	Bloomberg	Ja
	Rentemøte Norges Bank	2010-2015	Fra 2013: 10:00 Frem til 2013: 14:00	38	Bloomberg	Ja
	Oljeinvesteringer	2010-2015	10:00	23	SSB	Nei
USA	Rentemøte FED	2010-2015	19:00 20:00	46	Bloomberg	Ja
	Oljelager	2010-2015	16:30 17:00	298	Bloomberg	Ja
	Nonfarm payroll	2010-2015	14:30	68	Bloomberg	Nei
	Riggteiling	2010-2015	19:00	293	Bloomberg	Nei
	LEI	2010-2015	16:00	69	Bloomberg	Ja
Euro- sonen	Rentemøte ECB	2010-2015	13:45	69	Bloomberg	Ja
Tyskland	IFO	2010-2015	10:00	68	Bloomberg	Ja

Tabell 9.1.1 Oversikt over nøkkeltall for del I og II

## 9.2 Konjunktursituasjon, Norge 1980-2015



Figur 9.2.1 Konjunktursituasjon i Norge, 1980-2015

### 9.3 Oversikt over forventningsverdier

Land	Variabel	Tidsperiode	Antall observasjoner	Gj.snittlig avvik*	Standardavvik av avvik**
<b>Norge</b>	BNP	2010-2015	23	0,0217391	.0533304
	KPI-JAE	2010-2015	68	0,0338235	.0310491
	AKU	2010-2015	69	0,0086957	.0169611
	NAV	2010-2015	69	0,007971	.0087972
	K2	2010-2015	67	0,0052239	.0249861
	Industriproduksjon	2010-2015	68	0,0569231	.159506
	Rentemøte Norges Bank	2010-2015	38	-0,0263158	.0157479
<b>USA</b>	Rentemøte FED	2010-2015	46	0	0
	Oljelager	2010-2015	299	125,8792	198.2468
	LEI	2010-2015	69	0,0594203	.0240168
<b>Eurosonen</b>	Rentemøte ECB	2010-2015	64	-0,0046875	.0070181
<b>Tyskland</b>	IFO	2010-2015	68	0,2294118	.1383627
*Gjennomsnittlig avvik mellom faktisk og forventet verdi for hele perioden					
**Standardavvik av gjennomsnittlig avvik mellom faktisk og forventet verdi for hele perioden					

Tabell 9.3.1 Oversikt over forventningsseriene brukt i del III. Kilde: Bloomberg

---

## 9.4 Tester forutsetninger for OLS-regresjon del I og II

Vi viser her resultatene fra tester av hvor vidt forutsetningene for OLS er oppfylt for regresjonsmodellen i del I og II. Testene her er gjennomført på datasettet med 1-minuttsintervaller for OSEBX. Som nevnt i delkapittel 5.1 er eksempelet vedlagt her representativt for alle indekser og intervaller.

### **Autokorrelasjon**

Vi har benyttet en versjon av Breusch-Godfrey-test for autokorrelasjon. En slik test baserer seg på at eventuell autokorrelasjon i residualene, også vil oppdage autokorrelasjon i de faktiske avvikene. Testen benytter estimert korrelasjon mellom residualene i periode  $t$  sammen med residualene i perioden fra  $t-1$  til  $t-q$  for å teste for autokorrelasjon.  $q$  angir her et tall større eller mindre enn 1, og mindre enn det totale antallet perioder i datasettet (Greene, 2003). Baum og Shaffer, medredaktører av *The Stata Journal*, presenterte i 2013 en versjon av Breusch-Godfrey som vi har benyttet i vår oppgave. Kommandoen i Stata for denne versjonen er *actest*.

$H_0$ : ingen autokorrelasjon

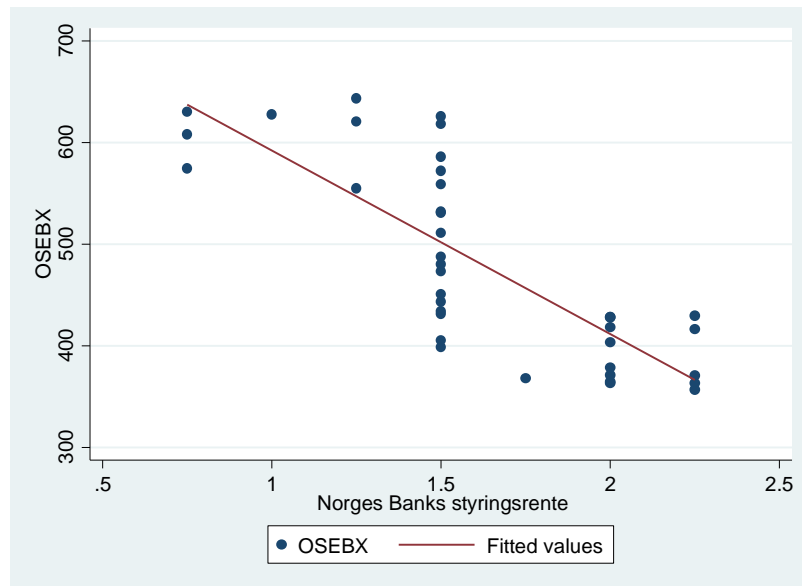
$H_A$ : autokorrelasjon

Vårt resultat ga en signifikant f-test, altså at  $p < 0,000$ . Vi må dermed forkaste  $H_0$  og anta at residualene er autokorrelert. Dette er ikke ønskelig. Som nevnt i delkapittel 5.1.1 benytter vi derfor OLS med Newey-West standardfeil for å korrigere for autokorrelasjon.

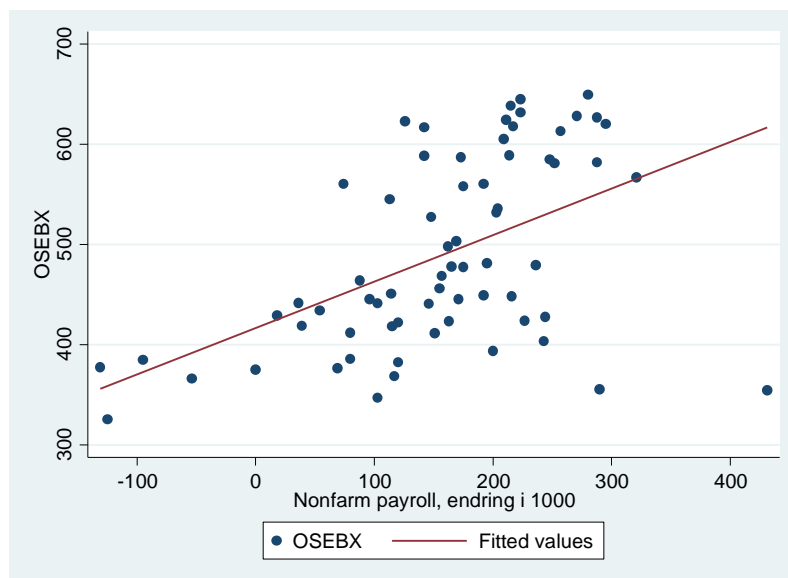
### **Linearitet i variablene**

Siden vi gjennomfører en lineær regresjon må det være en rimelig grad av linearitet i variablene. Vi har plottet de uavhengige variablene mot hovedindeksen og finner at det er rimelig å anta linearitet i mange av variablene, men at det også er noen som ser ut til å ha en mindre lineær sammenheng. Siden vi har relativt sett få observasjoner av de uavhengige variablene sammenliknet med den avhengige, kan det være vanskelig å tolke plottene. Vi legger ved et par eksempler på plottene for OSEBX; Norges Banks styringsrente og nonfarm payroll.

Norges Bank antyder et mer lineært forhold enn nonfarm payroll. Grunnet omfanget av variabler og antall indekser, begrenser vi oss til disse to eksemplene.



Figur 9.4.1 Lineær sammenheng mellom OSEBX og Norges Banks styringsrente



Figur 9.4.2 Lineær sammenheng mellom OSEBX og nonfarm payroll

---

## Heteroskedastisitet

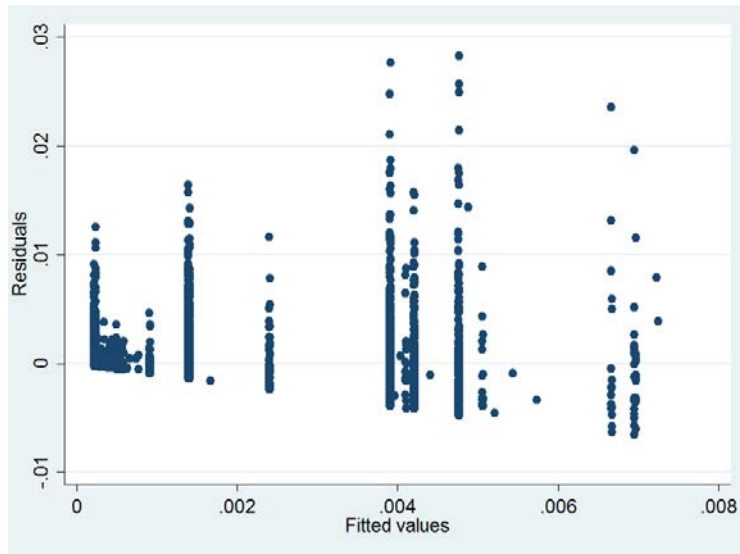
For å teste for heteroskedastisitet, har vi i Stata benyttet en versjon av White-test med kommandoen *estat hettest*. Denne gjennomfører tre versjoner av Breusch-Pagan-test og Cook-Weisberg-test, som begge tester for heteroskedastisitet, der nullhypotesen påviser homoskedastisitet. I Breusch-Pagan benyttes de kvadrerte residualene som avhengig variabel. Dersom de uavhengige variablene påvirker de kvadrerte residualene, kan man forkaste  $H_0$  (Midtbø, 2012, s. 107). White-test er en veldig generell test for heteroskedastisitet, noe som både kan være en fordel og en ulempe. Testen antar at formen for heteroskedastisitet er ukjent. Den baserer seg på differansen mellom variansen til OLS-estimatene under henholdsvis homo- og heteroskedastisitet. (Greene, 2003)

$H_0$ : homoskedastisitet

$H_A$ : heteroskedastisitet

Vårt resultat ga en signifikant f-test, altså at  $p < 0,000$ . Vi må dermed forkaste  $H_0$  og anta heteroskedastisitet. Dette er ikke ønskelig.

Slike formelle tester kan være følsomme og ofte føre til at  $H_0$  forkastes. Vi undersøker derfor også residualplottet, som vil gi en indikasjon på om vi har heteroskedastisitet i modellen. Av figur 9.4.3 under ser vi en tendens til at variansen øker med estimert verdi for modellen i del I. Dette gir oss grunn til å tro at det er noe heteroskedastisitet i modellen. Newey-West standardfeil vil i tillegg til å korrigere for autokorrelasjon, korrigere for heteroskedastisitet.



Figur 9.4.3 Residualplott del I, OSEBX 1-minuttsintervall

### Multikollinearitet

Vi ønsker ikke perfekt eller høy multikollinearitet mellom variablene. Dette har vi testet for ved hjelp av en 'variance inflation factor (VIF)' i Stata, hvor kommandoen er *vif*. Tommelfingerregelen er at den enkelte variabels VIF-verdi bør være under 10, mens gjennomsnittlig VIF bør være under 6 (Midtbø, 2012, s. 129). Den høyeste individuelle verdien blant våre variabler er 1,6. Gjennomsnittlig er 1,07. Vi kan med god margin konkludere med at det ikke perfekt eller høy korrelasjon mellom variablene.

### Ekstremverdier

Det er ikke ønskelig å ha ekstremverdier i utvalget, da dette vil påvirke regresjonsresultatet på en uønsket måte. En ekstremverdi vil kunne endre gjennomsnittet i modellen betydelig, noe som kan være uheldig for analysen. I vårt datasett er ikke dette et problem, noe som er undersøkt i Stata ved hjelp av kommandoen *extremes*.

### Normalfordelte residualer

Vi ønsker normalfordelte residualer, det vil si  $r \sim N(0, \sigma^2)$ , der  $r$  er residualene og  $N(0, \sigma^2)$  står for normalfordelt med gjennomsnitt 0 og varians  $\sigma^2$ . Dette er testet i Stata ved hjelp av en Shapiro-Wilk test.

---

$H_0$ : normalfordelte residualer

$H_A$ : ikke normalfordelte residualer

Vårt resultat ga en signifikant f-test, altså at  $p < 0,000$ . Vi må dermed forkaste  $H_0$  og anta at residualene ikke er normalfordelte. Dette er ikke ønskelig. Siden vi har et stort datagrunnlag og dermed kan anta at residualene er tilnærmet normalfordelte, er vi ikke avhengig av at den formelle testen konkluderer med normalfordelte residualer (Hill, Griffiths, & Lim, 2012, s. 64). Videre vil et stort datasett som regel gjøre at Shapiro-Wilk alltid vil konkludere med at residualene ikke er normalfordelte, noe som kan være en svakhet ved denne testen, samtidig som at normalfordelte residualer er veldig sjeldent for virkelig data.



---

## 9.5 Tester forutsetninger for OLS-regresjon del III

Vi viser her resultatene fra tester av hvor vidt forutsetningene for OLS er oppfylt for regresjonsmodellen i del III. Testene her er gjennomført på datasettet med 1-minuttsintervaller for OSEBX.

### **Autokorrelasjon**

Vi har som for del I og II benyttet en versjon av Breusch-Godfrey test for autokorrelasjon, *actest*.

$H_0$ : ingen autokorrelasjon

$H_A$ : autokorrelasjon

Vårt resultat ga en signifikant f-test, altså at  $p < 0,000$ . Vi må dermed forkaste  $H_0$  og anta at residualene er autokorrelert. Dette er ikke ønskelig. Vi benytter igjen OLS med Newey-West standardfeil for å korrigere for autokorrelasjon.

### **Linearitet i variablene**

Resonnementet angående linearitet er likt som i modellen for del I og II, og vi konkluderer med at vi ser linearitet i mange av variablene, men at enkelte viser tegn til at sammenhengen er mindre lineær, se eksempel i 9.4 på side 101.

### **Heteroskedastisitet**

Vi har som for del I og II benyttet en versjon av White's test for heteroskedastisitet, *estat hestest*.

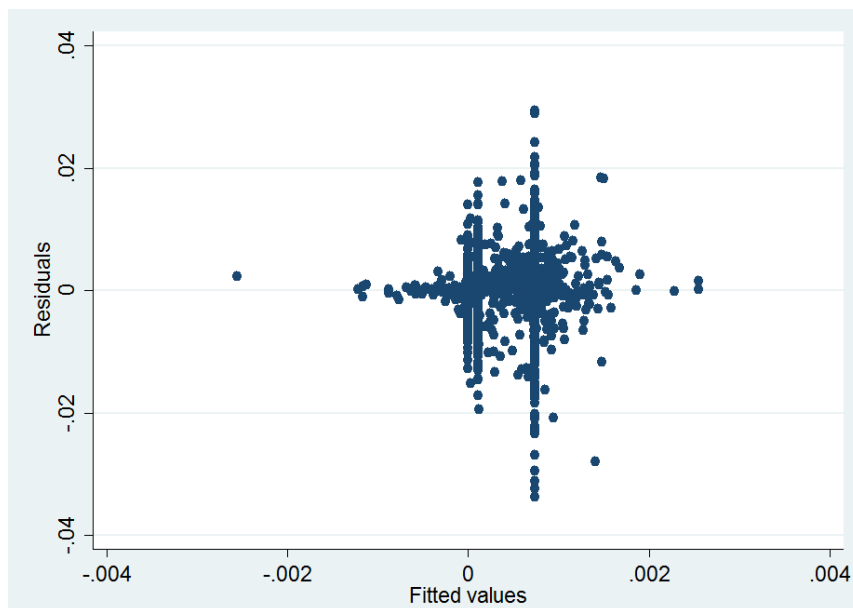
$H_0$ : homoskedastisitet

$H_A$ : heteroskedastisitet

---

Vårt resultat ga en signifikant f-test, altså at  $p < 0,000$ . Vi må dermed forkaste  $H_0$  og anta heteroskedastisitet. Dette er ikke ønskelig.

Vi undersøker igjen residualplottet. Figur 9.5.1 viser mindre tegn til heteroskedastisitet enn for del I og II. Vi gjennomfører uansett OLS med Newey-West standardfeil for å korrigere for eventuell heteroskedastisitet.



Figur 9.5.1 Residualplott del III, OSEBX 1-minuttsintervall

### **Multikollinearitet**

Vi har igjen benyttet en 'variance inflation factor (VIF)' i Stata for å teste for multikollinearitet. Den høyeste individuelle VIF-verdien blant våre variabler er 1,0. Gjennomsnittlig er 1,0. Vi konkluderer dermed med at multikollinearitet ikke er et problem i denne modellen heller.

### **Ekstremverdier**

Som for del I og II benyttet vi kommandoen *extremes* for å undersøke om modellen inneholder ekstremverdier. Begrunnelsen gitt for del I og II gjelder også her, og vi konkluderer med at ekstremverdier ikke vil være et problem i denne modellen heller.

---

### Normalfordelte residualer

Igjen er Shapiro-Wilk-test benyttet for å teste om residualene er normalfordelte.

$H_0$ : normalfordelte residualer

$H_A$ : ikke normalfordelte residualer

Vårt resultat ga en signifikant f-test, altså at  $p < 0,000$ . Vi må dermed forkaste  $H_0$  og anta at residualene ikke er normalfordelte. Dette er ikke ønskelig. Vi kan også her likevel anta tilnærmet normalfordelte residualer på grunn av størrelsen på datasettet.

## 9.6 Regresjonsutskrift del I

### 9.6.1 Hovedindeksen – OSEBX

Koeffisienter. Multiplisert med 100, tolkes som prosentvis endring i volatilitet							
	1 min	2 min	3 min	4 min	5 min	10 min	15 min
<b>AKU</b>	0,0023	0,0055	0,0076	0,0133*	0,0154	0,0401**	0,0386**
<b>BNP</b>	0,0110	0,0106	0,0176	0,0149	0,0116	-0,0052	0,0129
<b>Handelsbalanse</b>	0,0134**	0,0132*	0,0127	0,0120	0,0153*	0,0304**	0,0189
<b>IFO</b>	0,0326**	0,0343**	0,0374**	0,0333**	0,0332**	0,0364*	0,0309
<b>Industri- produksjon</b>	0,0108	0,0129*	0,0115	0,0170*	0,0170	0,0125	0,0071
<b>K2</b>	0,0030	0,0051	0,0115	0,0122	0,0139	0,0285**	0,0397*
<b>KPI-JAE</b>	0,0044	0,0040	0,0129	0,0113	0,0155	0,0235	0,0336
<b>LEI</b>	0,0685**	0,0705**	0,0722*	0,0712*	0,0789**	0,0851**	0,0893**
<b>NAV</b>	0,0196	0,0080	0,0034	0,0070	0,0034	-0,0062	-0,0115
<b>Nonfarm payroll</b>	0,2175***	0,2343***	0,2616***	0,2186***	0,2666***	0,2546***	0,2465***
<b>Olje- investeringer</b>	0,0066	0,0006	0,0121	0,0204	0,0287	0,0324	0,0366
<b>Oljelager</b>	0,0297	0,0258	0,0229	0,0253	0,0258	0,0113	0,0073
<b>Riggteiling</b>	0,0854**	0,0904*	0,0869*	0,0849*	0,0847*	0,0625	0,0709*
<b>Rentemøte ECB</b>	0,0273**	0,0158	0,0265*	0,0193	0,0222	-0,0008	-0,0022
<b>Rentemøte Fed</b>	0,2755**	0,2691**	0,2564**	0,2560**	0,2460*	0,1736*	0,1927*
<b>Rentemøte Norges Bank</b>	0,0211*	0,0343	0,0302	0,0364	0,0408	0,0275	0,0118
<b>Resesjon</b>	0,0016***	0,0030***	0,0046***	0,0054***	0,0065***	0,0101***	0,0125***
<b>Åpning</b>	0,3681***	0,3815***	0,3804***	0,3733***	0,3645***	0,3567***	0,3469***
<b>Stenging</b>	0,1175***	0,1058***	0,0971***	0,0897***	0,0838***	0,0605***	0,0442***
<b>Konstant</b>	0,0223***	0,0333***	0,0413***	0,0484***	0,0538***	0,0756***	0,0908***
<b>Observasjoner</b>	635 532	318 859	213 495	160 482	128 339	65 218	44 480
<b>Antall lag</b>	64	51	45	41	38	30	27
<b>F-test</b>	80,93	75,96	75,49	73,01	72,55	69,83	64,60
<b>Prob &gt; F</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>R<sup>2</sup></b>	23,89 %	23,65 %	23,23 %	22,41 %	21,95 %	20,36 %	19,48 %
<b>Justert R<sup>2</sup></b>	23,88 %	23,65 %	23,22 %	22,40 %	21,94 %	20,34 %	19,45 %

Tabell 9.6.1 Signifikansnivå: \*P<0,05 \*\*P<0,01 \*\*\*P<0,001

## 9.7 Regresjonsutskrifter del II

### 9.7.1 OSE10GI - Energi

Koeffisienter. Multiplisert med 100, tolkes som prosentvis endring i volatilitet							
	1 min	2 min	3 min	4 min	5 min	10 min	15 min
<b>AKU</b>	0,0119*	0,0082	0,0087	0,0164*	0,0200*	0,0462**	0,0428*
<b>BNP</b>	0,0130	0,0099	0,0063	0,0014	0,0039	0,0023	0,0131
<b>Handelsbalanse</b>	0,0060	0,0064	0,0079	0,0023	0,0087	0,0227	0,0024
<b>IFO</b>	0,0332***	0,0360***	0,0465***	0,0435**	0,0493***	0,0416**	0,0283
<b>Industri- produksjon</b>	0,0093	0,0138	0,0109	0,0183	0,0144	0,0157	0,0006
<b>K2</b>	0,0093	0,0076	0,0081	0,0195	0,0243	0,0375*	0,0426*
<b>KPI-JAE</b>	0,0152	0,0173	0,0210	0,0211	0,0240	0,0317*	0,0344
<b>LEI</b>	0,0856**	0,0871**	0,0816**	0,0772**	0,0797**	0,0908**	0,0969**
<b>NAV</b>	-0,0087	-0,0161	-0,0074	-0,0071	-0,0140	-0,0181	-0,0032
<b>Nonfarm payroll</b>	0,2269***	0,2235***	0,2511***	0,2074***	0,2651***	0,2588***	0,2271***
<b>Olje- investeringer</b>	0,0065	0,0005	0,0031	0,0123	0,0196	-0,0176	0,0130
<b>Oljelager</b>	0,0651*	0,0604	0,0436	0,0412	0,0563	0,0585	0,0470
<b>Riggteiling</b>	0,0639	0,0611	0,0601	0,0499	0,0517	0,0457	0,0459
<b>Rentemøte ECB</b>	0,0183*	0,0036	0,0197	0,0111	0,0118	-0,0164	-0,0185
<b>Rentemøte Fed</b>	0,2938**	0,3134**	0,3152**	0,3201**	0,3095**	0,2394*	0,2426*
<b>Rentemøte Norges Bank</b>	0,0480*	0,0670*	0,0509*	0,0626*	0,0657*	0,0408	0,0147
<b>Resesjon</b>	0,0105***	0,0158***	0,0208***	0,0241***	0,0280***	0,0407***	0,0496***
<b>Stenging</b>	0,1154***	0,1005***	0,0897***	0,0810***	0,0735***	0,0449***	0,0240***
<b>Åpning</b>	0,4351***	0,4488***	0,4507***	0,4446***	0,4316***	0,4283***	0,4264***
<b>Konstant</b>	0,0287***	0,0413***	0,0500***	0,0573***	0,0630***	0,0862***	0,1032***
<b>Observasjoner</b>	634 228	318 812	213 487	160 450	128 308	65 191	44 480
<b>Antall lag</b>	64	51	45	41	38	30	27
<b>F-test</b>	115,65	93,45	87,31	81,23	78,21	66,86	60,91
<b>Prob&gt;F</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>R<sup>2</sup></b>	19,46 %	21,05 %	21,34 %	21,07 %	20,73 %	20,27 %	19,93 %
<b>Justert R<sup>2</sup></b>	19,46 %	21,05 %	21,33 %	21,06 %	20,71 %	20,25 %	19,90 %

Tabell 9.7.1 Signifikansnivå: \*P<0,05 \*\*P<0,01 \*\*\*P<0,001

## 9.7.2 OSE15GI - Materialer

Koeffisienter. Multiplisert med 100, tolkes som prosentvis endring i volatilitet							
	1 min	2 min	3 min	4 min	5 min	10 min	15 min
<b>AKU</b>	0,0117	0,0127	0,0241*	0,0197	0,0238	0,0559**	0,0534*
<b>BNP</b>	-0,0011	0,0125	0,0089	0,0108	0,0162	0,0135	0,0288
<b>Handelsbalanse</b>	0,0131	0,0206*	0,0235*	0,0169	0,0190	0,0668**	0,0532*
<b>IFO</b>	0,0602***	0,0547***	0,0642***	0,0650***	0,0687***	0,0818***	0,0997***
<b>Industri- produksjon</b>	0,0127	0,0150	0,0102	0,0189	0,0180	0,0542*	0,0422
<b>K2</b>	0,0130	0,0147	0,0149	0,0058	0,0105	0,0108	0,0372*
<b>KPI-JAE</b>	0,0227**	0,0329**	0,0379*	0,0294	0,0336*	0,0663**	0,0721*
<b>LEI</b>	0,0612***	0,0554**	0,0633*	0,0713**	0,0877***	0,0911**	0,0949***
<b>NAV</b>	0,0141	0,0166	0,0255	0,0358	0,0354	0,0311	0,0006
<b>Nonfarm payroll</b>	0,2369***	0,2864***	0,3046***	0,2651***	0,3398***	0,3062***	0,3013***
<b>Oljeinvesteringer</b>	0,0100	0,0103	0,0027	0,0187	0,0291	0,0623	0,0517
<b>Oljelager</b>	-0,0320	-0,0546	-0,0519	-0,0539	-0,0541	-0,0546	-0,0520
<b>Riggteiling</b>	0,0782	0,0783	0,0686	0,0657	0,0571	0,0194	0,0077
<b>Rentemøte ECB</b>	0,0284*	0,0116	0,0168	0,0061	-0,0006	-0,0352**	-0,0193
<b>Rentemøte Fed</b>	0,2580	0,2663	0,2372	0,2309	0,2347	0,1817	0,1696
<b>Rentemøte Norges Bank</b>	0,0236*	0,0466*	0,0582	0,0547	0,0674	0,0584	0,0210
<b>Resesjon</b>	-0,0005	0,0008	0,0013	0,0014	0,0019	0,0016	0,0040
<b>Stenging</b>	0,2142***	0,1971***	0,1839***	0,1731***	0,1637***	0,1287***	0,1037***
<b>Åpning</b>	0,4801***	0,5029***	0,5079***	0,5033***	0,4982***	0,4884***	0,4923***
<b>Konstant</b>	0,0430***	0,0596***	0,0726***	0,0834***	0,0926***	0,1277***	0,1516***
<b>Observasjoner</b>	606 574	316 690	213 210	160 350	128 255	65 155	44 477
<b>Antall lag</b>	63	51	45	41	38	30	27
<b>F-test</b>	77,79	73,65	71,79	69,23	69,80	65,36	63,03
<b>Prob&gt;F</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>R<sup>2</sup></b>	17,27 %	18,25 %	18,41 %	18,06 %	17,91 %	16,73 %	16,62 %
<b>Justert R<sup>2</sup></b>	17,27 %	18,24 %	18,40 %	18,05 %	17,90 %	16,71 %	16,59 %

Tabell 9.7.2 Signifikansnivå: \* $P < 0,05$  \*\* $P < 0,01$  \*\*\* $P < 0,001$

### 9.7.3 OSE20GI - Industri

Koeffisienter. Multiplisert med 100, tolkes som prosentvis endring i volatilitet							
	1 min	2 min	3 min	4 min	5 min	10 min	15 min
AKU	0,0020	0,0026	-0,0013	0,0027	-0,0023	0,0136	0,0089
BNP	-0,0039	-0,0069	-0,0039	-0,0019	-0,0037	-0,0127	-0,0125
Handelsbalanse	0,0003	0,0015	-0,0002	-0,0047	-0,0074	0,0012	-0,0077
IFO	0,0148*	0,0179*	0,0147	0,0155	0,0176	0,0095	0,0181
Industri- produksjon	0,0115	0,0178*	0,0262*	0,0209*	0,0202*	0,0177	0,0160
K2	0,0030	0,0029	0,0092	0,0009	0,0046	0,0083	0,0079
KPI-JAE	0,0017	-0,0006	-0,0015	0,0011	-0,0008	0,0015	0,0134
LEI	0,0191	0,0181	0,0111	0,0176	0,0294*	0,0447*	0,0505*
NAV	0,0590	0,0249	0,0165	0,0120	0,0050	0,0060	0,0020
Nonfarm payroll	0,0754***	0,0920***	0,1084***	0,0812***	0,1210***	0,1192***	0,1197***
Oljeinvesteringer	0,0008	-0,0012	-0,0075	-0,0115	-0,0085	0,0121	0,0269
Oljelager	-0,0010	0,0070	0,0028	0,0030	-0,0068	-0,0116	0,0022
Riggteiling	0,0697**	0,0844***	0,0772**	0,0822**	0,0927***	0,0859**	0,0835**
Rentemøte ECB	0,0039	-0,0038	0,0055	-0,0009	-0,0002	-0,0207**	-0,0131
Rentemøte Fed	0,0376	0,0029	0,0213	0,0343	0,0566	0,0532	0,0381
Rentemøte Norges Bank	0,0046	0,0048	0,0061	0,0038	0,0001	0,0016	-0,0130
Resesjon	0,0005***	0,0025***	0,0037***	0,0045***	0,0050***	0,0062***	0,0070***
Stenging	0,1214***	0,1121***	0,1046***	0,0981***	0,0925***	0,0717***	0,0562***
Åpning	0,2672***	0,2617***	0,2634***	0,2590***	0,2550***	0,2553***	0,2516***
Konstant	0,0254***	0,0338***	0,0407***	0,0469***	0,0523***	0,0726***	0,0877***
Observasjoner	557 411	308 256	211 054	159 672	128 064	65 157	44 478
Antall lag	62	51	45	41	38	30	27
F-test	69,45	70,30	70,63	66,15	61,93	56,48	52,13
Prob>F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R <sup>2</sup>	15,23 %	16,30 %	16,70 %	16,41 %	16,20 %	16,07 %	15,51 %
Justert R <sup>2</sup>	15,23 %	16,29 %	16,70 %	16,40 %	16,19 %	16,04 %	15,47 %

Tabell 9.7.3 Signifikansnivå: \*P<0,05 \*\*P<0,01 \*\*\*P<0,001

## 9.7.4 OSE25GI - Forbruksvarer

Koeffisienter. Multiplisert med 100, tolkes som prosentvis endring i volatilitet							
	1 min	2 min	3 min	4 min	5 min	10 min	15 min
<b>AKU</b>	-0,0005	-0,0014	0,0023	0,0064	0,0146	0,0095	-0,0099
<b>BNP</b>	0,0059	0,0079	0,0149	0,0088	0,0210	0,0569**	0,0581
<b>Handelsbalanse</b>	0,0071	0,0036	0,0052	0,0153	0,0175	0,0250	0,0289
<b>IFO</b>	0,0268**	0,0207*	0,0296*	0,0296*	0,0325*	0,0217	0,0162
<b>Industri- produksjon</b>	-0,0024	0,0030	0,0093	0,0278*	0,0373*	0,0341*	0,0402
<b>K2</b>	-0,0034	0,0039	0,0050	0,0032	-0,0044	0,0136	0,0317
<b>KPI-JAE</b>	0,0019	0,0006	0,0031	0,0004	0,0138	0,0286	0,0272
<b>LEI</b>	0,0773***	0,0858***	0,0771**	0,0855**	0,0913***	0,1174***	0,1179***
<b>NAV</b>	0,0665	0,0634	0,0602	0,0462	0,0431	0,0636	0,0528
<b>Nonfarm payroll</b>	0,2228***	0,2341***	0,2448***	0,2083***	0,2576***	0,2807***	0,2747***
<b>Oljeinvesteringer</b>	0,0069	-0,0008	0,0043	-0,0013	-0,0052	0,0059	-0,0252
<b>Oljelager</b>	-0,0347	-0,0151	-0,0073	0,0043	-0,0032	-0,0072	0,0028
<b>Riggteiling</b>	0,0561	0,0488	0,0402	0,0381	0,0197	0,0027	0,0196
<b>Rentemøte ECB</b>	0,0285*	0,0183	0,0235	0,0165	0,0154	-0,0157	-0,0032
<b>Rentemøte Fed</b>	0,1844*	0,1670	0,1910	0,1775	0,1716	0,1481	0,1789
<b>Rentemøte Norges Bank</b>	0,0331**	0,0522**	0,0654**	0,0650**	0,0617*	0,0540*	0,0250
<b>Resesjon</b>	0,0016***	0,0034***	0,0048***	0,0052***	0,0055***	0,0065**	0,0068*
<b>Stenging</b>	0,2099***	0,1970***	0,1861***	0,1766***	0,1681***	0,137***	0,1143***
<b>Åpning</b>	0,3996***	0,4237***	0,4232***	0,4156***	0,4174***	0,4164***	0,4130***
<b>Konstant</b>	0,0387***	0,0509***	0,0612***	0,0704***	0,0788***	0,1099***	0,1321***
<b>Observasjoner</b>	520 034	300 020	208 543	158 735	127 632	65 141	44 476
<b>Antall lag</b>	60	50	44	41	38	30	27
<b>F-test</b>	88,79	67,23	61,80	57,65	55,92	49,12	45,25
<b>Prob&gt;F</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>R<sup>2</sup></b>	14,40 %	16,13 %	15,52 %	15,16 %	15,08 %	14,56 %	14,17 %
<b>Justert R<sup>2</sup></b>	14,39 %	16,12 %	15,51 %	15,15 %	15,07 %	14,53 %	14,13 %

Tabell 9.7.4 Signifikansnivå: \*P<0,05 \*\*P<0,01 \*\*\*P<0,001



## 9.7.5 OSE30GI - Konsumvarer

Koeffisienter. Multiplisert med 100, tolkes som prosentvis endring i volatilitet							
	1 min	2 min	3 min	4 min	5 min	10 min	15 min
AKU	0,0035	0,0020	0,0012	0,0065	-0,0006	0,0013	0,0075
BNP	0,0136	-0,0066	0,0220	0,0221	0,0171	0,0384	0,0376
Handelsbalanse	0,0018	0,0038	0,0016	0,0039	0,0121	0,0460*	0,0630*
IFO	0,0205**	0,0341***	0,0279*	0,0360**	0,0251*	0,0307*	0,0342*
Industri- produksjon	0,0013	0,0036	0,0007	0,0010	-0,0013	0,0125	0,0097
K2	-0,0040	-0,0040	-0,0100	0,0000	-0,0017	0,0105	0,0504*
KPI-JAE	-0,0001	-0,0016	-0,0063	0,0004	-0,0020	0,0188	0,0255
LEI	0,0364	0,0512	0,0392	0,0406	0,0386	0,0383	0,0490
NAV	0,0138	0,0132	0,0178	0,0009	0,0046	-0,0220	-0,0271
Nonfarm payroll	0,0777***	0,1326***	0,1503***	0,1184**	0,1437***	0,1489***	0,1519***
Oljeinvesteringer	-0,0052	-0,0152*	-0,0049	0,0151	0,0258	0,0400	0,0669
Oljelager	0,0066	0,0204	0,0248	0,0316	0,0300	0,0261	0,0124
Riggteiling	0,0593*	0,0729*	0,0935**	0,1079**	0,1100**	0,0910**	0,0818*
Rentemøte ECB	0,0090	-0,0001	-0,0004	-0,0078	-0,0082	-0,0339***	-0,0169
Rentemøte Fed	0,1027	0,1180	0,1074	0,1133	0,1194*	0,1448*	0,1545*
Rentemøte Norges Bank	0,0118	0,0142	0,0188	0,0254	0,0243	0,0123	0,0202
Resesjon	-0,0013***	-0,0001	0,0003	-0,0004	-0,0003	-0,0016	-0,0036**
Stenging	0,1741***	0,1635***	0,1548***	0,1472***	0,1402***	0,1142***	0,0947***
Åpning	0,3007***	0,3050***	0,3076***	0,3045***	0,3000***	0,3002***	0,3036***
Konstant	0,0346***	0,0447***	0,0532***	0,0611***	0,0681***	0,0946***	0,1150***
Observasjoner	522 295	299 017	207 904	158 386	127 520	65 128	44 476
Antall lag	60	50	44	41	38	30	27
F-test	84,03	75,85	72,17	69,74	69,39	64,57	58,77
Prob>F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R <sup>2</sup>	14,58 %	15,51 %	15,95 %	15,99 %	15,89 %	15,73 %	15,11 %
Justert R <sup>2</sup>	14,58 %	15,50 %	15,95 %	15,98 %	15,87 %	15,71 %	15,08 %

Tabell 9.7.5 Signifikansnivå: \* $P < 0,05$  \*\* $P < 0,01$  \*\*\* $P < 0,001$

9.7.6 OSE35GI - Helsevern

Koeffisienter. Multiplisert med 100, tolkes som prosentvis endring i volatilitet							
	1 min	2 min	3 min	4 min	5 min	10 min	15 min
AKU	0,0220	0,0362	0,0416*	0,0319	0,0274	0,0576	0,0335
BNP	0,0635*	0,0911*	0,0900**	0,1032**	0,1007*	0,0296	0,0747
Handelsbalanse	0,0367	0,0348	0,0224	0,0018	0,0124	0,0455	0,0402
IFO	-0,0193	-0,0212	-0,0128	-0,0174	-0,0008	0,0250	0,0418
Industr- iproduksjon	0,0159	0,0251	0,0084	0,0179	0,0291*	0,0636*	0,0437
K2	0,0029	0,0061	0,0135	-0,0030	0,0017	-0,0279	-0,0326
KPI-JAE	-0,0111	-0,0066	-0,0002	-0,0103	-0,0085	-0,0198	0,0096
LEI	-0,0073	-0,0061	-0,0030	-0,0070	0,0045	0,0316	0,0579
NAV	0,0385	0,0848	0,0830	0,0871	0,0750	0,1010	0,0863
Nonfarm payroll	0,0206	0,0384	0,0515*	0,0188	0,0430	0,0526	0,0433
Oljeinvestering	0,0352	0,0471	0,0463	0,0368	0,0054	0,0164	0,0159
Oljelager	-0,0938	-0,1300	-0,1290	-0,1244	-0,1255	-0,1514	-0,1400
Riggteiling	-0,0581	-0,0172	-0,0261	-0,0364	-0,0243	-0,0559	-0,0116
Rentemøte ECB	-0,0011	-0,0030	-0,0024	-0,0082	-0,0181	-0,0550***	-0,0093
Rentemøte Fed	0,1085	0,1154	0,1343	0,0787	0,0772	0,0307	0,0509
Rentemøte Norges Bank	-0,0062	-0,0085	-0,0233*	-0,0287*	-0,0264*	-0,0132	-0,0240
Resesjon	0,0101***	0,0134***	0,0159***	0,0191***	0,0214***	0,0307***	0,0368***
Stenging	0,3198***	0,3061***	0,2942***	0,2837***	0,2740***	0,2348***	0,2054***
Åpning	0,5385***	0,5790***	0,5751***	0,5750***	0,5714***	0,5531***	0,5402***
Konstant	0,0747***	0,0870***	0,0978***	0,1068***	0,1156***	0,1508***	0,1775***
Observasjoner	322 259	225 362	173 587	140 480	117 531	64 025	44 278
Antall lag	51	46	42	39	37	30	27
F-test	15,96	14,84	14,35	13,55	13,53	12,22	12,00
Prob>F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R <sup>2</sup>	2,87 %	3,23 %	3,17 %	3,12 %	3,08 %	2,70 %	2,55 %
Justert R <sup>2</sup>	2,87 %	3,22 %	3,16 %	3,11 %	3,07 %	2,67 %	2,51 %

Tabell 9.7.6 Signifikansnivå: \*P<0,05 \*\*P<0,01 \*\*\*P<0,001

## 9.7.7 OSE40GI - Finans

Koeffisienter. Multiplisert med 100, tolkes som prosentvis endring i volatilitet							
	1 min	2 min	3 min	4 min	5 min	10 min	15 min
<b>AKU</b>	0,0063	0,0160*	0,0121	0,0178	0,0250*	0,0289	0,0324*
<b>BNP</b>	0,0171	0,0201	0,0315	0,0215	0,0258	0,0201	0,0025
<b>Handelsbalanse</b>	0,0235*	0,0232*	0,0353**	0,0223	0,0219	0,0314*	0,0387*
<b>IFO</b>	0,0425***	0,0360***	0,0434**	0,0380**	0,0266	0,0333*	0,0451*
<b>Industri- produksjon</b>	0,0210*	0,0166*	0,0200*	0,0175	0,0234	0,0373*	0,0370*
<b>K2</b>	0,0090	0,0090	0,0176	0,0186	0,0168	0,0188	0,0373*
<b>KPI-JAE</b>	0,0118	0,0152	0,0198	0,0146	0,0210	0,0342	0,0237
<b>LEI</b>	0,0621*	0,0610**	0,0542*	0,0598*	0,0697*	0,0688*	0,0666*
<b>NAV</b>	0,0000	-0,0113	-0,0137	-0,0257	-0,0197	-0,0243	-0,0164
<b>Nonfarm payroll</b>	0,1732***	0,2029***	0,2093***	0,1825***	0,2074***	0,2193***	0,2208***
<b>Oljeinvesteringer</b>	0,0020	0,0020	0,0082	-0,0063	-0,0009	0,0230	0,0234
<b>Oljelager</b>	0,0040	0,0154	0,0239	0,0272	0,0277	-0,0060	0,0007
<b>Riggteiling</b>	0,0840*	0,0810*	0,0832*	0,0751*	0,0822*	0,0500	0,0451
<b>Rentemøte ECB</b>	0,0237*	0,0104	0,0232	0,0142	0,0136	-0,0147	-0,0012
<b>Rentemøte Fed</b>	0,2700**	0,2197*	0,2286*	0,2410**	0,2455**	0,2580**	0,2610**
<b>Rentemøte Norges Bank</b>	0,0277*	0,0256	0,0246	0,0344	0,0248	0,0521	0,0472
<b>Resesjon</b>	0,0003	0,0016**	0,0021*	0,0021	0,0016	-0,0001	-0,0007
<b>Stenging</b>	0,1788***	0,1648***	0,1541***	0,1451***	0,1375***	0,1093***	0,0888***
<b>Åpning</b>	0,3512***	0,3593***	0,3558***	0,3500***	0,3400***	0,3481***	0,3473***
<b>Konstant</b>	0,0364***	0,0498***	0,0604***	0,0694***	0,0772***	0,1061***	0,1269***
<b>Observasjoner</b>	588 048	314 324	212 719	160 223	128 239	65 157	44 479
<b>Antall lag</b>	63	51	45	41	38	30	27
<b>F-test</b>	66,43	59,96	57,55	53,80	51,78	50,09	47,18
<b>Prob&gt;F</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>R<sup>2</sup></b>	13,71 %	14,71 %	14,91 %	14,49 %	14,24 %	14,29 %	13,96 %
<b>Justert R<sup>2</sup></b>	13,71 %	14,71 %	14,90 %	14,48 %	14,23 %	14,26 %	13,93 %

Tabell 9.7.7 Signifikansnivå: \*P&lt;0,05 \*\*P&lt;0,01 \*\*\*P&lt;0,001

## 9.7.8 OSE45GI – IT

Koeffisienter. Multiplisert med 100, tolkes som prosentvis endring i volatilitet							
	1 min	2 min	3 min	4 min	5 min	10 min	15 min
<b>AKU</b>	0,0101	0,0101	0,0196	0,0231	0,0285*	0,0672**	0,0754**
<b>BNP</b>	0,0163	0,0203	0,0302	0,0204	0,0202	0,0040	-0,0175
<b>Handelsbalanse</b>	0,0154	0,0204	0,0268	0,0383*	0,0323	0,0644*	0,0854**
<b>IFO</b>	0,0249*	0,0375**	0,0421**	0,0394*	0,0351	0,0435*	0,0511*
<b>Industriproduksjon</b>	-0,0043	0,0010	0,0082	0,0129	0,0113	0,0038	0,0182
<b>K2</b>	0,0055	0,0061	0,0130	0,0057	0,0055	0,0307	0,0555
<b>KPI-JAE</b>	-0,0012	0,0058	0,0076	0,0076	0,0041	0,0148	0,0364
<b>LEI</b>	0,0460*	0,0615**	0,0596*	0,0598*	0,0677*	0,0839*	0,1015*
<b>NAV</b>	0,0539*	0,0631	0,0790*	0,0952*	0,0954*	0,0926*	0,0780
<b>Nonfarm payroll</b>	0,0926***	0,1159***	0,1381***	0,0980***	0,1702***	0,1629***	0,1696***
<b>Oljeinvesteringer</b>	-0,0122	-0,0058	0,0101	-0,0050	0,0122	0,0049	0,0541
<b>Oljelager</b>	-0,0158	-0,0132	-0,0108	-0,0190	-0,0153	-0,0336	-0,0347
<b>Riggteiling</b>	0,0571	0,0745	0,0761	0,0763	0,0662	0,0712	0,0753
<b>Rentemøte ECB</b>	0,0014	-0,0115*	0,0030	-0,0066	-0,0002	-0,0335**	-0,0089
<b>Rentemøte Fed</b>	0,1825*	0,1482	0,1555	0,1520	0,0969	0,0800	0,1044
<b>Rentemøte Norges Bank</b>	-0,0005	0,0019	0,0032	0,0059	0,0138	0,0048	0,0055
<b>Resesjon</b>	-0,0003	0,0022***	0,0039***	0,0039***	0,0046***	0,0055*	0,0049
<b>Stenging</b>	0,1932***	0,1788***	0,1671***	0,1574***	0,1484***	0,1147***	0,0904***
<b>Åpning</b>	0,3976***	0,4274***	0,4272***	0,4252***	0,4171***	0,4087***	0,4123***
<b>Konstant</b>	0,0434***	0,0567***	0,0677***	0,0774***	0,0861***	0,1195***	0,1440***
<b>Observasjoner</b>	547 104	303 321	208 884	158 589	127 518	65 118	44 474
<b>Antall lag</b>	61	50	45	41	38	30	27
<b>F-test</b>	79,56	69,48	63,62	61,05	59,64	55,48	51,27
<b>Prob&gt;F</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
<b>R<sup>2</sup></b>	13,75 %	15,88 %	15,74 %	15,56 %	15,12 %	14,74 %	14,52 %
<b>Justert R<sup>2</sup></b>	13,75 %	15,88 %	15,74 %	15,55 %	15,11 %	14,72 %	14,48 %

Tabell 9.7.8 Signifikansnivå: \* $P < 0,05$  \*\* $P < 0,01$  \*\*\* $P < 0,001$

## 9.8 Regresjonsutskrift del III

Koeffisienter.							
Multiplisert med 100, tolkes som prosentvis endring i hovedindeksen per standardavvik overraskelse							
	1min	2min	3min	4min	5min	10min	15min
Overraskelse AKU	0,0040	0,0139*	0,0138	0,0187*	0,0227*	0,0407*	0,0450*
Overraskelse BNP	0,0031	-0,0052	-0,0036	-0,0008	0,0056	-0,0067	-0,0143
Overraskelse IFO	0,0555***	0,0544***	0,0557***	0,0455*	0,0404*	0,0274	0,0369
Overraskelse Industriprod.	-0,0008	0,0014	0,0022	0,0049	-0,0024	-0,0152	-0,0133
Overraskelse K2	0,0094	0,0178	0,0234	0,0244	0,0194	0,0245	0,0415
Overraskelse KPI-JAE	-0,0043	-0,0006	-0,0049	-0,0109	-0,0214	-0,0418*	-0,0495*
Overraskelse LEI	0,0580	0,0654	0,0511	0,0555	0,0560	0,0642	0,0844*
Overraskelse NAV	0,0111	0,0239	0,0327	0,0275	0,0291	0,0332	0,0217
Overraskelse Oljelager	-0,0377	-0,0469	-0,0503	-0,0545	-0,0523	-0,0444	-0,0423
Overraskelse ECB	-0,0573**	-0,0573**	-0,0616***	-0,0616***	-0,0607***	-0,0608***	-0,0779*
Overraskelse NB	-0,0297	-0,0538	-0,0571	-0,0726	-0,0563	-0,0708	-0,0918**
Resesjon	0,0000	-0,0001	-0,0001	-0,0002	-0,0002	-0,0004	-0,0006
Stenging	0,0113	0,0115	0,0116	0,0117	0,0119	0,0124	0,0123
Åpning	0,0744***	0,0731***	0,0729***	0,0737***	0,0765***	0,0735***	0,0710***
Konstant	-0,0001	-0,0002	-0,0003	-0,0004	-0,0006	-0,0011	-0,0015
Observasjoner	635 532	318 832	213 468	160 455	128 312	65 191	44 453
Antall lag	64	51	45	41	38	30	27
F-test	7,89	6,84	5,27	4,51	4,49	4,76	4,62
Prob>F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R <sup>2</sup>	0,63 %	0,59 %	0,58 %	0,60 %	0,63 %	0,60 %	0,61 %
Justert R <sup>2</sup>	0,63 %	0,59 %	0,58 %	0,59 %	0,62 %	0,58 %	0,57 %

Tabell 9.8.1 Signifikansnivå: \* $P < 0,05$  \*\* $P < 0,01$  \*\*\* $P < 0,001$