

Markedseffisiens og asymmetrisk informasjon på Oslo Børs

*En begivenhetsstudie av markedets reaksjoner på resultatvarsel i
perioden 01.01.2000 til 31.12.2012*

Morten Svela Sand og Frank Willie Bødal

Veileder: Aksel Mjøs

Masteroppgave i Økonomi og Administrasjon

Hovedprofil i Finansiell Økonomi (FIE)

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Innholdsfortegnelse

Sammendrag	3
1. Forord	4
1.1 Introduksjon	4
1.2 Resultatvarsel	6
2. Teori og hypoteser	7
2.1 Resultatvarsel	7
2.2 Markedseffisiens	9
2.3 Asymmetrisk informasjon	14
2.4 Illikviditet	19
3. Data	20
3.1 Bestemme utvalg	20
3.2 Beskrivelse av utvalget	21
3.3 Innhenting av data	25
4. Metode	26
4.1 Begivenhetsstudie	26
4.2 Estimere anormal avkastning	28
4.3 Estimere parametere til normale avkastningsmodeller	30
4.4 Anormal avkastning og kumulativ avkastning	31
4.5 Test-observatorer	31
4.6 Kryss-seksjonell regresjon	33
5. Resultater og analyse	35
5.1 Anormal avkastning	35
5.2 Kryss-seksjonell analyse	51
6. Konklusjon	67
7. Bibliografi	71
Appendiks	77

Sammendrag

Denne utredningen undersøker markedsreaksjoner i forbindelse med negative og positive resultatvarsler ved Oslo Børs i perioden fra 1.januar 2000 til 31.desember 2012. Vi finner en signifikant negativ (positiv) gjennomsnittlig anormal avkastning på selve annonseringsdagen for negative (positive) varsel, noe som bryter med et effisient marked i sterk form. Resultatene viser signifikant anormal kursdrift i perioden forut for negative resultatvarsel, men ingen signifikant drift i etterkant. Tilsvarende finner vi ingen signifikant drift hverken i forkant eller etterkant av annonseringen for positive varslere. I sum er det få tegn på brudd med markedseffisienshypotesen i halv-sterk form, og vi har ikke grunnlag for å hevde dette.

En kryss-seksjonell analyse av den anormale avkastningen i begivenhetsvinduet finner noe støtte for at illikviditet, pris/bok og risiko er selskapsspesifikke variabler som delvis kan forklare forskjeller i anormal avkastning mellom selskaper. Samtidig viser størrelse ingen tilsvarende sammenheng. Disse forskjellene kan i varierende grad knyttes til hypoteser om ulik grad av asymmetrisk informasjon og markedets mikrostruktur.

Takk til: Vi vil gjerne rette en stor takk til vår veileder Aksel Mjøs for god støtte og oppfølging gjennom hele prosessen. Videre takker vi Tommy Stamland og Terje Lensberg for gode, løpende innspill til utredningen, samt Bernt Arne Ødegaard for hans arbeid med faktoravkastninger på Oslo Børs. Til slutt vil vi også rette en takk til Nils Grøttheim Algaard for verdifull hjelp med innhenting av data fra «Børsprosjektet NHH».

1. Forord

1.1 Introduksjon

Hovedformålet med denne utredningen er å teste markedseffisiens i halvsterk form ved Oslo Børs. Det er vanlig å skille mellom tre former for markedseffisiens (Fama, 1970);

- *Svak-form:* Markedsprisen reflekterer all informasjon i historiske pris- og omsetningsdata.
- *Halvsterk-form:* Markedsprisen reflekterer all informasjon i historiske pris- og omsetningsdata i tillegg til all offentlig tilgjengelig informasjon.
- *Sterk-form:* Markedsprisen reflekterer all informasjon som er relevant for selskapet, inklusiv innsideinformasjon.

Spesielt søker vi å avdekke hvorvidt det finnes noen systematiske forskjeller i aksjers avkastning på og rundt resultatvarsler basert på selskapskarakteristika. Resultatvarsler gir markedsaktører ny informasjon om selskapets inntjening, og kan anta både positiv og negativ form. Flere studier har funnet gjennomsnittlig markedsreaksjon i størrelsesorden -20 % etterfølgende negative resultatvarsler (se for eksempel Bulkley og Herrerias (2005) samt Jackson og Madura (2003)). Nevnte studier har også funnet bevis for prisdrift med ulike begivenhetsvindu både ex ante og ex post slike varsler. Andre masterutredninger på norske data både støtter og avviser brudd med halv-sterk markedseffisiens.

Med bakgrunn i resultatvarslers store utslag i markedspriser og mulighetene dette presenterer for informasjonslekkasje og over-/underreaksjon, finner vi det interessant å studere avkastning i forkant, under og etter en slik nyhetshendelse. Til forskjell fra tidligere studier på det norske markedet inkluderer vi en analyse der selskapskarakteristika benyttes som forklaringsvariabler. Vi utvider også analysen med en tre-faktormodell snarere enn en vanlig markedsmodell for å estimere normalavkastning.

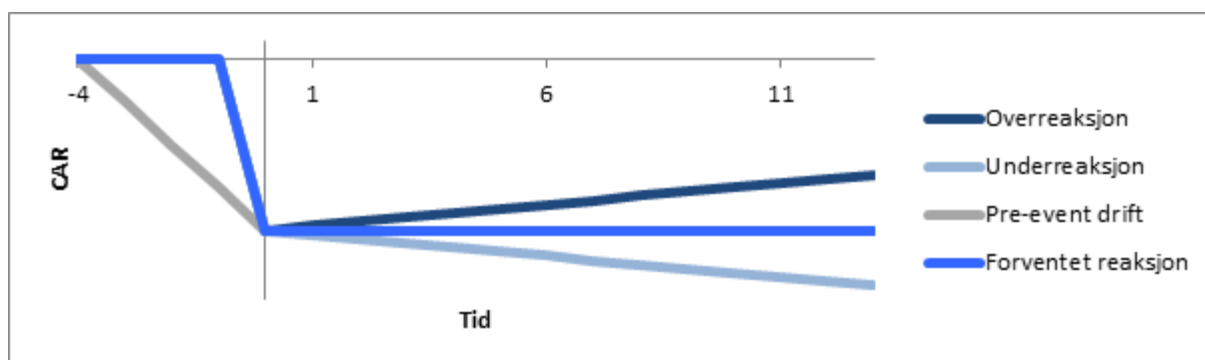
Oppgaven vil fokusere på tre hoved-hypoteser med tilhørende underhypoteser.

H1: Selskaper som utsteder negative (positive) resultatvarsel vil oppleve negative (positive) markedsreaksjoner på annonseringstidspunktet

H2: Markedsreaksjonen beskrevet i H1 vil starte før annonseringstidspunktet – såkalt pre-annonseringsdrift

H3: Effekten under H1 fortsetter i dagene etter annonseringstidspunktet – såkalt post-annonseringsdrift.

Alle tre testene ser altså på ulike aspekter ved markedseffisiens. I henhold til Fama (1970) sitt arbeid om effisiente markeder vil et marked under sterk form ikke reagere på et resultatvarsel utover «random walk» (H1). Samtidig vil kursen under halvsterk effisiens reagere til et nytt nivå umiddelbart nyheten avsløres, uten at vi finner anormal avkastning før eller etter begivenheten (H2 og H3). Reaksjonen under hypotese tre kan ta form som enten over- eller underreaksjon., og er illustrert for et negativt resultatvarsel i prinsippskissen gjengitt i Figur 1. Under hypotese nummer to vil driften mot forventet nytt nivå starte *før* informasjonen er kjent i markedet. Et poeng knyttet til hypotese nummer to er at anormal avkastning i forkant av resultatvarselet ikke nødvendigvis trenger å signalisere informasjonslekkasje og brudd med halv-sterk effisiens. Dyktige analytikere vil kunne kryss-lese makroøkonomiske- og bransjenyheter slik at de helt eller delvis klarer å forutse negative effekter for den enkelte bedrift.



Figur 1. Prinsippskisse kursreaksjon

Hypotese en til tre er grunnhypotesene i utredningen. I tillegg undersøker vi fire underhypoteser basert på asymmetrisk informasjon og markedets mikrostruktur:

H4: Både pre- og post-begivenhetsdrift er mer markert for små enn store selskaper

H5: Vekstaksjer har mer markert anormal avkastning i forkant av resultatvarsler enn verdiaksjer

H6: Prisdrift i forkant av begivenheten er mer markert for høyrisikoselskaper enn lavrisikoselskaper.

H7: Både pre- og postbegivenhetsdrift er mer markert for illikvide aksjer

H4 til H7 er konstruert med øye for å avdekke eventuelle forskjeller i anormal avkastning på tvers av aksjer, og vil bli motivert senere i utredningen.

Utredningen er bygget opp som følgende; Seksjon 1.2 gir en introduksjon til resultatvarsel på Oslo Børs og hvorfor de utstedes. Del 2 gjennomgår eksisterende litteratur og teorier på resultatvarsel, markedseffisiens, asymmetrisk informasjon og likviditet. I seksjon 3 beskriver vi utvalgsdataen, mens vi i del 4 gjør rede for metoden knyttet til begivenhetsstudier. Resultater og analyser fra begivenhetsstudiet og den kryss-seksjonelle analysen er rapportert i seksjon 5. Del 6 inkluderer konklusjoner og en kort diskusjon av utredningens begrensninger.

1.2 Resultatvarsel

Resultatvarsler kjennetegnes ved at det er en uforutsett hendelse både med tanke på tid og informasjonsinnhold. Selskapet melder til markedet at inntjeningen vil avvike fra markedets forventninger eller hva selskapet tidligere har kommunisert. En slik hendelse vil åpenbart være kurssensitiv da den gir informasjon om selskapets kontantstrøm og risiko. Videre er dette en såkalt ren informasjonshendelse – det vil si at markedet informeres om faktiske forhold snarere enn beslutninger med betydning for selskapets videre utvikling. Under forutsetning av at informasjonen er bedriftsspesifikk vil den vanskelig kunne forutses av markedsaktører, og potensielt ha stor effekt på verdsettelsen.

Et naturlig spørsmål å stille er hvorfor børsnoterte selskaper utsteder resultatvarsler. Norske børsnoterte selskapers informasjonsplikt til markedet reguleres av Lov om verdipapirhandel, «Verdipapirhandelloven» (Finansdepartementet, 2012). Denne spesifiserer at børsnoterte selskaper plikter å «uoppfordret og umiddelbart offentliggjøre innsideinformasjon som direkte angår utsteder» (vphl. §5-2). Videre klarlegger loven hva som ligger i begrepet innsideinformasjon: «... presise opplysninger om de finansielle instrumentene, utstederen av disse eller andre forhold som er egnet til å påvirke kursen på de finansielle instrumentene eller tilknyttede finansielle instrumenter merkbart, og som ikke er offentlig tilgjengelig eller allment kjent i markedet» (vphl. §3-2). Utstedelse av resultatvarsler er til dels motivert av denne lovgivning og dels av mer uformelle regler og markedsaktørenes forventninger. Til sistnevnte tilhører selvpålagte regler for eierskapsstyring, såkalt corporate governance, men også mer formell økonomisk teori som at investorer straffer selskaper som er tilbakeholdne med kurssensitiv informasjon. For eksempel fant Skinner (1994) at 25 % av negativt overraskende kvartalsresultat ble varslet, med et motsvarende tall på 10 % for positive kvartalstall. Med andre ord ser det ut til at selskapsledelsen generelt oppfatter det som

viktigere å melde negative overraskelser til markedet enn positive. Skinner (1994) argumenterer for at ledelsens frykt for søksmål er hovedkilden til hyppigere frekvens av negative varsler. I en norsk kontekst må vi anta at slike trusler er mindre relevante enn i det amerikanske markedet som kan karakteriseres som betydelig mer saksøkende, se for eksempel Seetharaman et al. (2002).

Corporate governance er også blitt en del av mer formelle krav Oslo Børs stiller til selskapene. Børsen pålegger samtlige selskaper å bekrefte at de følger Norsk anbefaling for eierstyring og selskapsledelse (NUES) i sine søknader om børslisting (Oslo Børs VPS, 2013). I seneste tilgjengelige utgave av NUES, revidert desember 2012, legges det føringer for offentliggjøring av løpende informasjon: «... investorer kan fatte velbegrunnede beslutninger om kjøp og salg av aksjer basert på lik informasjon» (Norsk Utvalg for Eierstyring og Selskapsledelse (NUES), 2012). Med andre ord varierer løpende informasjonskrav fra juridisk (eksempelvis Verdipapirhandelloven), via børsregler (NUES), og til slutt investorers forventninger. Uavhengig av dette tjener resultatvarselet å redusere informasjonsasymmetri mellom informerte og ikke informerte markedsaktører. Dette poenget vil stå sentralt for drøftingen knyttet til asymmetrisk informasjon senere i oppgaven.

2. Teori og hypoteser

2.1 Resultatvarsel

Det foreligger en rekke studier om resultatvarsler og effisiente markeder på internasjonale data. Likevel har de aller fleste studiene ulikt fokus med tanke på tid og type. For det norske markedet begrenser relevante studier om resultatvarsler seg til masterutredninger og vil derfor ikke tillegges særlig vekt i denne utredningen. Internasjonal litteratur er imidlertid rik på begivenhetsstudier av andre markedsanomalier. I Daniel et al. (1998) finner man en god oversikt over studier som presenterer relativt stabile anomalier. Mønster som underreaksjon på offentlige nyheter er spesielt relevant for denne oppgaven, men også momentum og overreaksjon er aktuelt. Daniel et al. (1998) foreslår at slike anomalier kan forklares gjennom investorers høye selvtilitt og feilkalibrering av sannsynligheter, noe som fører til at klassiske prisingsmodeller feiler. Sentralt for deres studie står funnet om at investorer overreagerer på privat informasjon, og underreagerer på offentlig informasjon. Resultatvarsler er per definisjon offentlig informasjon, og vil naturligvis falle inn i sistnevnte gruppe.

Jackson og Madura (2003) undersøkte hvorvidt markedet delvis forutser, hvordan det reagerer, og til slutt hvorvidt det kan spores en forsinket respons på negative resultatvarsel i det amerikanske markedet. Forfatterne fant en gjennomsnittlig anormal avkastning på -14,7 % på begivenhetsdagen og -21,7 % over en ellevedagersperiode, hvor resultatene ikke var sensitive til timing av kommende resultatfremleggelse. Undersøkelsen gir ingen grunn til å påstå at resultatvarsler er clustered på bransje. Studien fant statistisk signifikant anormal avkastning både fem dager før og etter nyhetshendelsen. Førstnevnte kan forklares med informasjonslekkasje fra insidere til utsidere. Alternativt kan markedet ha forutsett resultatvarsel gjennom analyse av andre nyheter som omhandlet beslektede selskaper, sektorer eller den generelle økonomiske utviklingen. Ettersom reprising av aksjen ikke ble fullført før fem dager etter varselet, kan dette tyde på at markedet underreagerte. I kombinasjon med resultatene fra en tverrsnittsanalyse, indikerer funnene at investorer i større grad er i stand til å forutse varsler fra store selskaper enn små, samt at re-prisingen etterfølgende en nyhet tar lenger tid og er mer markert for små selskaper enn tilfellet er for større.

Bulkley og Herrerias (2005) gjorde en studie langs de samme linjene som Jackson og Madura (2003), men utvidet til også å skille mellom kvalitative og kvantitative varsel. Også denne studien fant at markedet reagerte kraftig på negative resultatvarsler med gjennomsnittlig anormal avkastning over annonseringsdagen(e) på 17 %. I likhet med Jackson og Madura fant forfatterne bevis for kortsiktig underreaksjon i markedet – det vil si at man observerte negativ anormal avkastning også i perioden etter annonsering. Studien fant ikke bevis for at underreaksjonen ble reversert over en lengre tremånedersperiode. Resultatene viser både mer markert negativ drift og kraftigere annonseringseffekt for små enn store selskaper. Samtidig indikerer studien mer markert annonseringseffekt for vekstaksjer sammenliknet med verdiaksjer, uten at dette er statistisk signifikant. Til slutt fant Bulkley og Herrerias (2005) at kvalitative varsler straffes hardere i markedet enn kvantitative. Dette gir støtte til hypotesen om at investorer reagerer negativt på selskaper som utsteder lite presis informasjon.

Kasznik og Lev (1995) fant at utstedelse av resultatvarsler var positivt korrelert med overraskelses- og bedriftens størrelse, hvorvidt det eksisterte forutgående resultatvarsler, og til slutt tilhørighet til en høyteknologi-industri. I tillegg viste studien at markedsreaksjonen på negative varsler var betydelig sterkere enn for positive. Underreaksjonene som ble påvist i studiene til Jackson og Madura (2003) og Bulkley og Herrerias (2005) står i kontrast til Kasznik og Lev (1995) sin undersøkelse hvor selskapers ledelse blant annet begrunnet manglende varsling med at markedet vil overreagere på negative resultatvarsler. Studien

indikerer at markedet straffer åpenhet, ved at selskaper som utsteder varsler får en kraftigere prisreaksjon enn ellers like selskaper som ikke gjør det. Dette går på tvers med teori om at investorer straffer selskaper og ledelse som er tilbakeholdne med negativ informasjon til markedsplassen (Skinner, 1994). Etersom dette gjelder negative overraskelser, vil det kunne fungere som en forklaring på hvorfor selskaper oftere rapporterer om negative overraskelser enn positive. Skinner (1994) fant blant annet at hvert fjerde kvartalsresultat som overrasker på nedsiden blir rapportert til markedet, mens kun hver tiende positive overraskelse blir varslet. Kasznik og Lev (1995) forklarer funnet med at et selskap som publiserer negative resultatvarsel er rammet av en mer permanent reduksjon i inntjening enn andre selskaper som også leverer resultater under markedets forventninger. I en videreføring av Kasznik og Lev sin studie, fant ikke Tucker (2007) grunnlag for å påstå at det er forskjell i avkastning mellom de to gruppene selskaper etter å ha utvidet tidshorisonten og kontrollert for selvseleksjons bias.

Chang og Watson (2007) fant at innsidere benyttet privat informasjon til sin fordel gjennom å øke sin eierandel både i forkant og like etter resultatvarsler. I motsetning til Kasznik og Lev (1995) fremholder forfatterne at lavere inntjening er en forbigående snarere enn en permanent tilstand, noe innsidene utnytter. At innsidere benytter kunnskap om selskapet til egen vinning er på linje med funn gjort rundt andre kurssensitive hendelser, se for eksempel Ke et al. (2003) samt Seyhun og Bradley (1997). Også disse to studiene fant lite unormal salgsvirksomhet av innsidere i perioden tett opp mot hendelsen, noe Ke et al. (2003) tilskriver frykt for å bli saksøkt.

De mest relevante studiene vi har presentert i denne delen er gjort på amerikanske data, og funnene vil derfor ikke nødvendigvis være direkte overførbare til det norske markedet. For eksempel noterer Næs et al. (2007) enkelte særegenheter ved det norske aksjemarkedet, som at det blant annet er konsentrert rundt et par sektorer, og dominert av få, men store aktører.

2.2 Markedseffisiens

De tre hovedhypotesene vi presenterte innledningsvis er motivert av teorien om effisiente markeder (Bodie et al., 2011). Denne teorien baserer seg på en antagelse om at all informasjon som er relevant for en aksjekursutvikling allerede vil være reflektert i dagens pris. Markedet vil derfor være effisient med hensyn på et stykke informasjon dersom markedsprisen reflekterer denne informasjonen fullt ut. Så snart det finnes informasjon som

kan tyde på at en aksje er underpriset (overpriset), og åpner muligheten for arbitrasjehandel, vil flere investorer ønske å kjøpe (selge) aksjen og prisen vil umiddelbart bys opp (ned) til et rettferdig nivå. På dette nivået kan investorene kun forvente å oppnå en ordinær, risikojustert avkastning.

Dersom prisene umiddelbart reagerer til et rettferdig nivå, gitt all tilgjengelig informasjon i markedet, vil de kun endre seg i respons til ny informasjon. Siden ny informasjon, per definisjon, er uforutsigbar vil også prisendringer være uforutsigbare. Kort oppsummert betyr dette at utviklingen i aksjeprisene vil følge en *random walk*, hvor prisendringene skal være tilfeldige og upredikerbare (Fama, 1965). Random walk vil naturlig følge av priser som til en hver tid reflekterer all eksisterende verdirelevant informasjon. Oppfatningen av at aksjer allerede reflekterer all tilgjengelig informasjon refereres gjerne til som *den effisiente markedshypotesen*.

Den effisiente markedshypotesen medfører en del implikasjoner:

- Netto nåverdi av finansinvesteringer er lik null.
- Kjøp-og-hold strategier er like bra som aktive investeringsstrategier.
- Det vil være nytteløst å time markedet ved aksjeemisjoner, børsintroduksjoner o.l.
- Effektiv ressursallokering

Om et marked er effisient eller ikke er et empirisk spørsmål. Hypotesen har likevel sine teoretiske svakheter, som blant annet Grossman og Stiglitz (1980) påpekte gjennom effisiensparadokset; markedet kan ikke være effisient med mindre det er noen investorer som mener at markedet til tider ikke er effisient – det må foreligge incentiver for markedsaktørene til å avdekke prissensitiv informasjon. Dette betyr igjen at graden av effisiens (eller ineffisiens) er viktig.

Former for markedseffisiens

Det er vanlig å skille mellom tre former for markedseffisiens: svak-form, halvsterk-form og sterk-form (Fama, 1970). Versjonene er forskjellige alt etter hva som tillegges begrepet «all tilgjengelig informasjon».

Svak-form effisiens

I svak form vil markedsprisen reflektere all informasjon i historiske pris- og omsetningsdata. Denne versjonen impliserer at trendanalyser eller tekniske analyser ikke gir noen merverdi. Siden historiske prisdata er offentlig tilgjengelig, vil alle investorer sitte på den samme

informasjonen når det gjelder fremtidige signaler og vil kunne utnytte denne. Til syvende og sist vil ingen av disse signalene ha noen eksplisitt verdi siden de da umiddelbart vil være reflektert i en prisendring.

Halvsterk-form effisiens

Et marked er effisient i halvsterk-form når markedsprisen reflekterer all informasjon i historiske pris- og omsetningsdata, i tillegg til all offentlig tilgjengelig informasjon. Med all offentlig informasjon menes det her eksempelvis fundamentale data om selskapets produkter og tjenester, ledelsen (god eller dårlig), patenter og lisenser, aktiva, fremtidige fortjenesteprognoser, finansieringsstruktur og relevante regnskapsregler. Dersom alle investorer har tilgang til denne informasjonen, og har evnen til å prosessere informasjonen riktig, forventer man at dette allerede vil være reflektert i dagens pris.

Sterk-form effisiens

Under den mest ekstreme formen for effisiens vil markedsprisen reflektere all informasjon som er relevant for selskapet, til og med informasjon kun innsidere har tilgang til. Dette betyr at ingen investorer vil kunne oppnå en risikojustert meravkastning på sine investeringer. Få vil nok argumentere mot ideen om at innsidere sitter med til tider særdeles kurssensitiv informasjon som de kunne tjent penger på i et uregulert marked. Derfor er det også viktig at det finnes lovgivning og regulering for å forhindre denne typen av ulovlig innsidhandel.

Det er vanlig å anta at aksjemarkedene er effisiente i halvsterk-form, hvor hypotesen er at markedsprisen vil raskt og fullt ut reflektere ny informasjon. Denne antagelsen bekreftes gjennom empirisk forskningslitteratur, se blant annet Fama et al. (1969), Ball og Brown (1968) og Scholes (1972). Med dette som bakgrunn ønsker vi å teste de tre hovedhypotesene som ble presentert i introduksjonen:

H1: Selskaper som utsteder negative (positive) resultatvarsel vil oppleve negative (positive) markedsreaksjoner på annonseringstidspunktet

H2: Markedsreaksjonen beskrevet i H1 vil starte før annonseringstidspunktet – såkalt pre-annonseringsdrift

H3: Effekten under H1 fortsetter i dagene etter annonseringstidspunktet – såkalt post-annonseringsdrift.

Kritikk til den effisiente markedshypotesen

Investorer og forskere har strides om den effisiente markedshypotesen, både empirisk og teoretisk. I følge hypotesen vil det ikke være mulig å oppnå noen form for risikojustert meravkastning i aksjemarkedet foruten rene tilfeldigheter. Likevel finnes det flere avvik fra denne forutsetningen som svekker hypotesens validitet. Den følgende presentasjonen av slike avvik bygger på Lo (2007) sin fremstilling.

Overreaksjon og underreaksjon

En vanlig forklaring på avvik fra hypotesen er at investorer ikke alltid reagerer riktig i forhold til graden av ny informasjon i markedet. Eksempelvis kan investorer i enkelte tilfeller overreagere og selge aksjer som nylig har falt i verdi eller kjøpe aksjer som nettopp har opplevd en verdiøkning. Slike overreaksjoner har en tendens til å presse prisen utover sin rettfærdige eller rasjonelle markedsverdi, der rasjonelle investorer må ta den andre siden av handlene og få prisene tilbake til sin «fair value». Dette fenomenet impliserer prisreversering og at en handelsstrategi hvor investorer kjøper tapere og selger vinnere vil gi meravkastning.

På en studie av amerikanske aksjedata fra 1926 til 1982 dokumenterte DeBondt og Thaler (1985) at vinnere og tapere i en 36 måneders periode tenderte til å gi prisreversering over den påfølgende 36 måneders perioden. Det vil si at investorer kronisk overreagerte på ny informasjon, et ståsted de senere endret. Denne prisreverseringen støttes også av Chopra et al. (1992) etter å ha justert for markedsrisiko og størrelse. Videre viste Lehmann (1990) at en selvfinansierende investeringsstrategi hvor lange posisjoner i taperaksjer finansieres med korte posisjoner i vinneraksjer så godt som alltid resulterer i positiv avkastning.

Chan (1988) stiller seg likevel kritisk til resultatene fra denne typen investeringsstrategi da risiko sjeldent blir tatt hensyn til i avkastningen. Ved å risikojustere avkastningen fant Chan at forventet avkastning er konsistent med hypotesen om et effisient marked. I tillegg viser Lo og MacKinlay (1990) at minst halvparten av handelsprofitten rapportert av Lehmann (1990) skyldtes positive kryss-autokorrelasjoner mellom aksjene og ikke overreaksjon.

Hvordan markedsaktørene reagerer på ny informasjon har viktige implikasjoner for den effisiente markedshypotesen. I en undersøkelse av Ball og Brown (1968) fant man at hele 80 % av informasjonen i resultatlipp allerede er reflektert i markedsprisene. Likevel dokumenterte de et drift i aksjeprisen etterfølgende kvartalspresentasjoner, såkalt post-resultat annonseringsdrift. Forfatterne fant at det tok flere dager før informasjonen i resultatlippene ble fullt ut reflektert i markedsprisen. Dette skyldes ifølge Bernard og Thomas (1990) at

investorer ofte underreagerer på informasjon om framtidig inntjening som ligger innbakt i dagens inntjeningsestimater. Selv om disse dokumenterte effektene reflekterer avvik fra den effisiente markedshypotesen, må de sees i sammenheng med transaksjonskostnader, skatter, osv.

På den annen side argumenterer Brown et al. (1988) mot DeBondt og Thalers (1985) konklusjon om at investorer overreagerer på ny informasjon. Forfatterne viser hvordan rasjonelle og risikoaverse aktørers nyttemaksimerende tilpasning resulterer i noe som kan likne en overreaksjon. Dermed vil en forsinket markedsreaksjon på ny informasjon være i tråd med forutsetningene bak effisiente markeder. En grunnleggende forutsetning er at bedrifters systematiske risiko øker i respons på begivenheten, noe som under standard prisingsmodeller premierer investorer gjennom høyere forventet avkastning. Under Brown, Harlow og Tinics modell vil man forvente positive post-annonseringsdrift samt kraftigere markedsreaksjon etterfølgende negative enn positive nyheter.

Anomalier

Kanskje den største utfordringen til den effisiente markedshypotesen er tilstedeværelsen av anomalier; faste mønster i et aktivums avkastning som er pålitelig, kjent og uforklarlig med utgangspunkt i standard finansteori (Lo, 2007).

En av de mest hyppige dokumenterte anomaliene er «størrelseseffekten», der mindre selskaper gir høyere risikojustertavkastning sammenlignet med store selskaper (Roll, 1983). Andre kjente anomalier inkluderer lønnsomheten av momentumstrategier (Jegadeesh, 1990), relasjoner mellom P/E-multipler og forventet avkastning (Basu, 1977), samt flere kalendereffekter (Lakonishok & Smidt, 1988).

Felles for alle disse dokumenterte anomaliene er at de representerer klare brudd på den effisiente markedshypotesen, ettersom samtlige av anomaliene kan utnyttes ved bruk av relativt enkle investeringsstrategier, risikofritt eller ikke. På den andre siden argumenteres det at slike anomalier er i tråd med et effisient marked fordi faktorer som risiko og transaksjonskostnader vil begrense lønnsomheten tilstrekkelig. Lo (2007) trekker frem at flaks kan spille en viktig rolle når man skal tolke anomalier: det kan gjøre rede for anomalier som ikke er avvikende. Regelmessige mønster i historiske data kan finnes ved en ren tilfeldighet. Selv om sannsynligheten for å finne slike mønster vanligvis er lav, vil den øke drastisk med antall undersøkelser gjort på det samme datasettet. En slik type data-snusing skjeheter (data

mining) er illustrert i Brown et al. (1992), hvor selv beskjedne skjevheter kan resultere i betydelige anomalier som for eksempel meravkastning eller størrelseseffekten.

Atferdskritikk

Den mest refererte kritikken mot den effisiente markedshypotesen bygger på preferansene og atferden til markedsaktørene. En slik atferdskritikk tar utgangspunkt i at markedsaktørene ikke alltid er rasjonelle når de står ovenfor kompliserte valg under usikkerhet. Eksemplene på denne typen dokumentert irrasjonell atferd er mange – høy selvtilit (Barber & Odean, 2001), overreaksjon (DeBondt & Thaler, 1985), tapsaversjon (Kahnemann & Tversky, 1979), «sauflokkmentalitet» (Huberman & Regev, 2001), feilkalibrering av sannsynligheter (Lichtenstein et al., 1982) og «mental regnskapsføring» (Tversky & Kahnemann, 1981).

I følge atferdskritikere vil altså kvantitative modeller av effisiente markeder – hvor alle forutsetninger er betinget av rasjonelle valg – mest sannsynlig være feil.

Effisiente markeder er umulig

I følge Grossman og Stiglitz (1980) vil et perfekt informert effisient marked ikke være mulig. Markedet kan ikke være effisient med mindre det er noen investorer som mener at markedet til tider ikke er effisient. Alternativt vil graden av markedsineffisiens bestemme innsatsen som legges ned av investorene for å samle inn og handle på informasjon. Ineffisiens i markedet vil derfor være en naturlig konsekvens – investorer krever økonomisk kompensasjon for å samle informasjon – for å unngå en markeds kollaps.

Tilhengerne av den effisiente markedshypotesen hevder at denne type kritikk, selv om det til tider eksisterer ineffisiens i markedet, vil være begrenset på grunn av tilstedeværelsen av markedsaktører som vil utnytte en slik arbitrasjemulighet. En slik markeds mekanisme vil over tid bringe prisene tilbake rasjonelle nivå, noe som impliserer at markedsineffisiens kun er midlertidig og derfor irrelevant.

2.3 Asymmetrisk informasjon

Hovedmålet med utredningen er å avdekke og forklare anormal avkastning på og rundt resultatvarsler. Etter vi har studert anormal avkastning på tvers av utvalget, ønsker vi å skille undergrupper basert på selskapskarakteristika for å se om dette kan forklare eventuell anormal avkastning. Dersom vi observerer anormal avkastning i forkant av resultatvarselet vil en mulig forklaring være at det finnes informerte aktører i markedet. Om vi avdekker anormal

avkastning etter begivenhetsdatoen, kan en forklaring være at deler av markedet ikke klarer å reprise aksjen riktig i respons på nyheten. For å kunne motivere slike forklaringer som skissert over vil vi støtte oss på teori om asymmetrisk informasjon.

Informasjonsasymmetri refererer til situasjoner hvor en av partene har mer eller bedre informasjon enn sin motpart om en transaksjon (Pindyck & Rubinfeld, 2005). En slik informasjonsskjevhet innebærer at den best informerte parten har systematisk bedre informasjon til å kunne vurdere sine investeringsmuligheter og dermed har incentiv til å utnytte den andre parten. I økonomisk litteratur skiller man gjerne mellom to hovedmodeller for å analysere denne typen asymmetrisk informasjon: *ugunstig seleksjon* (adverse selection) og *moralsk hasard* (moral hazard) (Pindyck & Rubinfeld, 2005). Førstnevnte beskriver informasjonsskjevheter før eller på selve investeringstidspunktet, mens sistnevnte dreier seg om skjevheter etter at selve investeringen er gjennomført.

Ogden et al. (2003) forklarer tilstedeværelsen av asymmetrisk informasjon i verdipapirmarkeder gjennom to kilder: Konkurransen mellom selskaper, samt delingen mellom eierskap og kontroll over selskapet. For å maksimere selskapets verdi vil ledelsen kommunisere et minimum av sensitiv informasjon til både markedsplassen og selskapets aksjonærer. Dersom ledelsen gir aksjonærene full tilgang til slik informasjon vil konkurrenter enkelt kunne oppnå tilsvarende tilgang ved å kjøpe aksjer i selskapet.

Informasjonsasymmetri gjør markedet mindre transparent og ikke minst fører det til større usikkerhet i prisingen av aksjen. Ettersom aksjens pris fungerer som et signal for selskapets underliggende økonomiske verdi, vil reduksjon i informasjonsasymmetri antakelig gi mer effektiv ressursallokering (Ogden et al., 2003). Resultatvarsler er myntet på nettopp å redusere informasjonsasymmetrien mellom innsidere og utsidere, og vil virke som et signal fra informerte aktører til utsidere om aksjens «sanne» verdi.

Graden av informasjonsasymmetri vil ofte være vanskelig å måle nøyaktig. Likevel finnes det en rik litteratur som foreslår ulike tilnærminger for slike mål. Grovt sett kan vi dele opp i tre kategorier: Tilnærminger basert på markedsplassens mikrostruktur, selskapets vekstmuligheter og på analytikerens estimer. Clarke og Shastri (2000) undersøkte sammenhenger mellom ulike mål og gjennomgikk en rekke forskjellige tilnærminger for å måle informasjonsasymmetri. Forskning gjort på sammenhenger mellom markedets mikrostruktur og asymmetrisk informasjon fokuserer mye på å dekomponere den såkalte spreaden – det vil si forskjellen mellom kjøps- og salgskurs. Vårt arbeid vil fokusere mer på

andre tilnæringer, men vil også inkludere noen betraktninger om markedets mikrostruktur gjennom Amihuds illikviditetsmål (Amihud, 2002).

Uavhengig av hvilket mål vi benytter, vil vi forvente at etter hvert som graden av asymmetrisk informasjon stiger, vil også sjansen for å observere anormal avkastning øke gjennom deler av markedsaktørenes overlegne informasjon. I perioden før publisering av resultatvarselet vil dette skje gjennom slike informerte aktørers handler i aksjen uten at resten av markedet er klar over informasjonsskjevheten. Etter begivenhetsdatoen vil også usikkerhet knyttet til prising av aksjen kunne bidra til anormal avkastning, da informerte aktører vil være bedre rustet til å prosessere og vurdere ny informasjons effekt på selskapets «riktige» pris. Dette vil manifestere deg som over- eller underreaksjon på nyheten. Easterwood og Nutt (1999) fant for eksempel at analytikere overreagerte på positive nyheter, og underreagerte på negative nyheter.

Under følger en gjennomgang av tre ulike variabler vi bruker for å måle grad av informasjonsasymmetri. Clarke og Shastri (2000) bemerker at enkelte mål vil kunne korrelere sterkt med hverandre. For vår utredning vil for eksempel størrelse målt ved markedsverdi også kunne fange opp likviditet. Dette skjer da store selskaper gjerne er de mest omsatte, og markedsverdi har derfor blitt brukt som en tilnærming til likviditet (Amihud, 2002). Videre diskuterer Clarke og Shastri (2000) mulige problem knyttet til mål som kun kan observeres kvartalsvis, som for eksempel pris/bok. Andre mål basert på for eksempel spreaden vil derimot være kontinuerlig observerbare. Følgelig argumenterer forfatterne for at mikrostrukturbaserte mål vil kunne være bedre egnet til å plukke opp trender enn mål som helt eller delvis er beregnet på kvartalsvise regnskapstall.

I økonomisk teori argumenteres det ofte for at arbitrasjemuligheter raskt vil forsvinne ettersom informerte aktører benytter seg av slike muligheter (Bodie et al., 2011). På overflaten vil noen av hypotesene våre bryte med dette argumentet, da vi forutsetter at drift i etterkant av begivenheten skyldes informerte aktører benytter seg av slike arbitrasjemuligheter. Dette trenger ikke nødvendigvis være tilfelle, da Kyle (1985) fant at informerte aktørers optimale tilpasning ikke ble å utnytte hele arbitrasjemuligheten. Denne tilpasningen skjer da informerte aktører ikke ønsker å avsløre den fordelaktige informasjonen de besitter.

Størrelse

Blackwell og Dubins (1962) fant at analytikerens oppfatning av aksjens «korrekte» pris konvergerer etter hvert som tilgjengelig informasjon øker. Vi vil da anta at størrelse gir et mer eller mindre korrekt bilde av tilgjengelig informasjon i markedsplassen, ettersom store selskaper er tettere fulgt av både analytikere og presse. Slike tredjepartsinformasjonskilder vil kunne redusere informasjonsskjevheten mellom «innsidere» og «utsidere». Dette trekker i retning av at asymmetrisk informasjon reduseres med størrelse. Langs de samme linjene kan vi argumentere for at nyheter fra mindre selskaper lett vil forsvinne i nyhetsstøyen fra større og potensielt viktigere selskaper. I forbindelse med resultatvarsler finner vi det da naturlig å anta at usikkerhet i prisingen etter begivenhetsdatoen faller med selskapets størrelse. Med andre ord forventer vi kraftigere prisdrift etter begivenheten for mindre selskaper.

Samtidig presenterer Jackson og Madura (2003) et noe annerledes syn. De hevder at større oppmerksomhet fra analytikere og media vil øke sjansen for at markedsaktørene allerede har bakt inn nyheten i sine forventninger før den offentliggjøres. Jackson og Madura testet derfor hvorvidt anormal avkastning er større for store selskaper i tidsvinduet forut for resultatvarselet enn for mindre selskaper. Dersom vi er tro mot grunnhypotesen vår – anormal avkastning drives av asymmetrisk informasjon – er det vanskelig å motivere en liknende hypotese som Jackson og Madura der store selskap opplever et mer markert pre-annonseringsdrift. De samme forfatterne forventet et motsatt forhold i etterkant av begivenhetsdatoen, der mindre selskap er gjenstand for kraftigere drift enn store. Forfatterne fant støtte for dette, noe som er på linje med vår hypotese.

I sum argumenterer vi for at jo mer oppmerksomhet det er knyttet til et selskap, dess raskere og mer nøyaktig vil markedet tilpasse prisingen til ny informasjon. Videre vil vi holde fast ved utgangshypotesen vår at høyere grad av asymmetrisk informasjon gir økt sannsynlighet for anormal avkastning i perioden forut for resultatvarselet. Dersom vi aksepterer størrelse som en rimelig tilnærming til oppmerksomhet, vil da store selskaper har lavere sjans for kursdrift både i forkant og etterkant av begivenhetsdatoen.

H4: Både pre- og post-begivenhetsdrift er mer markert for små enn store selskaper

Verdi og vekst

Smith og Watts (1992) argumenterte for at informasjonsasymmetrien mellom innsidere og utsidere trolig vil være større for et selskap i vekst. For denne typen selskaper vil mye av

verdien gjerne ligge i fremtidige investeringsmuligheter og tilhørende vekst. Mindre justeringer av vekstestimer vil derfor typisk resultere i store verdiutslag. Smith og Watts argumenterer for at selskapets ledelse vil ha spesielt overlegen informasjon om investeringsmulighetene for et vekstselskap. I forlengelsen av dette argumentet, vil en informert aktørs forventede gevinst være høyere sammenliknet med et mer modent selskap dersom han eller hun handler på informasjonen. Pris/bok-multiplen er en ofte brukt tilnærming til selskapets investerings- og vekstmuligheter, og i tur som et mål på informasjonsasymmetri (Clarke & Shastri, 2000), et mål vi også vil bruke i denne utredningen.

Vekstselskaper vil generelt kjennetegnes ved en høy pris/bok-multippel, samtidig som verdiaksjer kjennetegnes ved en lavere pris/bok-multippel. Større informasjonsskjevheter mellom innsidere og utsidere for vekstselskaper gjør at vi forventer høyere anormal avkastning i forkant av resultatvarsler til vekstaksjer sammenliknet med verdiaksjer.

H5: Vekstaksjer har mer markert anormal avkastning i forkant av resultatvarsler enn verdiaksjer

Risiko

Fra finanst teori vet vi at investorer skal få betalt for å bære u-diversifiserbar risiko, slik at en aksjes forventede avkastning vil øke med et slikt risikomål (Bodie et al., 2011). Avkastningen en informert aktør kan oppnå ved å handle på informasjon vil derfor øke med selskapets risiko. Videre vil det derfor være rimelig å anta at graden av asymmetrisk informasjon er større i et høyrisikoselskap enn i et selskap med mindre risiko på grunn av en høyere forventet gevinst (Seyhun, 1988).

Vi vil benytte beta-estimer som tilnærming til risiko, og i tur bruke dette som forklaringsvariabel for anormal avkastning. Dersom vi aksepterer argumentet om at insiders potensielle gevinst ved misbruk av informasjon er større ved høyere risiko, vil vi forvente at anormal avkastning i forkant av begivenheten øker med risiko målt ved selskapets beta.

H6: Prisdrift i forkant av begivenheten er mer markert for høyrisikoselskaper enn lavrisikoselskaper.

2.4 Illikviditet

Illikviditet kan beskrives som premien kjøper betaler, eller avslaget selger gir, ved en standard markedsordre – også kjent som spreaden (Clarke & Shastri, 2000). Differansen mellom kjøps- og salgskurs vil bestå av to hovedkomponenter: En lagerkomponent, og en del som tilskrives ugunstig seleksjon. Sistnevnte representerer asymmetrisk informasjon, og anslag på størrelsen varierer fra 10 % til 40 % av den totale spreaden (Clarke & Shastri, 2000). I tillegg til å kunne fange opp grad av asymmetrisk informasjon, vil et likviditetsmål også kunne fortelle noe om markedets tilgjengelige informasjon om selskapet. Argumentasjonen følger samme mønster som tidligere, der usikkerhet i prisingen og grad av asymmetrisk informasjon faller når tilgjengelig informasjon øker (se for eksempel Blackwell og Dubins (1962), samt Clarke og Shastri (2000)). Til vårt formål benytter vi Amihuds (2002) mål på illikviditet definert ved:

$$ILLIQ_{i,t} = \frac{1}{D} \sum_{t=1}^{d_t} \frac{r_{i,t}}{dVol_{i,t}}$$

Det vil si at aksje i sitt likviditetsmål på dag t er gitt ved absolutt avkastning delt på kronevolum. ILLIQ blir dermed gjennomsnittet av dette over en periode på D dager. Målet kan tolkes som prisresponsen per krone handelsvolum, og således fungerer ILLIQ som et grovt estimat på prisinnvirkning ved handel. Amihud (2002) viser at ILLIQ korrelerer sterkt med mikrostrukturbaserte mål, som for eksempel spreaden, og vil derfor egne seg til vårt formål. Hovedfordelen med å bruke Amihuds mål snarere enn andre likviditetsmål er datatilgjengelighet og at den enkelt lar seg beregne på daglige data over et lengre tidsrom. Mer finmaskede mål på likviditet benytter gjerne intradagobservasjoner av kjøps- og salgskurs (spreads) og/eller mer rene volumbetraktninger.

Med bakgrunn i argumentasjonen for sammenhengen mellom illikviditet, spreaden og asymmetrisk informasjon, forventer vi at prisdrift vil øke med aksjens illikviditet. Dette skjer da usikkerhet i markedets prising av aksjen øker med grad av asymmetrisk informasjon.

H7: Både pre- og postbegivenhetsdrift er mer markert for illikvide aksjer

3. Data

3.1 Bestemme utvalg

I denne utredningen har vi sett nærmere på både positive og negative resultatvarsler fra selskaper som er noterte på Oslo Børs i perioden 2000-2012. Resultatvarslene har blitt hentet fra Oslo Børs sin database Newsweb (Oslo Børs Newsweb, 2013) under kategorien «resultatutsikter». Nyheter og børsmeldinger registreres i Newsweb i henhold til kravene pålagt norske børsnoterte selskaper etter verdipapirhandelloven § 5-12 (Finansdepartementet, 2012). Rådata på totalt 744 observasjoner ble hentet ut fra databasen mellom 01.01.2000 og 31.12.2012. Newsweb databasen gav oss informasjon om tid og dato for varselet, navn på utsteder, børsticker samt kvalitativ og kvantitativ informasjon om selve resultatvarselet.

Alle rådata ble gjennomgått manuelt for å kunne kategorisere typen av resultatvarsel og for å ta stilling til om informasjonen i meldingen kvalifiserte til et relevant resultatvarsel. Resultatvarselet måtte således tilfredsstille forhåndsdefinerte kriterier for å bli inkludert i det endelige utvalget. Disse forhåndskriteriene er i hovedsak bygget på arbeidet til Jackson og Madura (2003).

1. Resultatvarselet må være offentlig tilgjengelig i Newsweb-databasen under kategorien «resultatutsikter».
2. Det må fremgå klart av meldingen om resultatvarselet er positivt eller negativt.
3. Aksjen må være notert på Oslo Børs
4. Aksjen må ha vært notert på børsen i minimum 267 dager før og 50 dager etter resultatvarselet.
5. Resultatvarselet kan ikke inneholde annen kurssensitiv informasjon (for eksempel utbytteinformasjon, tilbakekjøpsprogrammer, fusjon/fisjon osv.).
6. Meldingen må referere til konsensus, forventninger eller tidligere guiding (for eksempel «misser guiding», «under konsensus» osv.).
7. Ved tilfeller av flere resultatvarsel fra samme selskap innenfor samme kvartal og påfølgende kvartal benyttes kun første varsel. Overlappende avkastning over flere måneder betyr at å inkludere disse repeterende varslene vil resultere i en dobbelttelling av avkastningen fra noen selskap og dermed partisk statistisk inferens.
8. For å få mer robuste estimater på anormal avkastning (beta- og alfaverdier), har vi fjernet de minst likvide aksjene fra det endelige utvalget. Nedre likviditetsgrense er

definert som minimum 126 dager med omsetning i estimeringsvinduet på 252 dager forut for resultatvarselet.

9. Resultatvarsler fra flere selskaper som er knyttet opp mot en og samme begivenhet blir rensket ut på grunn av forutsetningen om uavhengighet på kryss av selskaper.

I Newsweb-databasen finnes det flere tilfeller hvor resultatvarslene kommer ut både på engelsk og norsk. Ved slike «dobbelvarsler» fjernes den ene observasjonen for å unngå dobbelttelling av begivenheter. Følgende klassifisering forklarer rasjonale med datarensingen frem mot det endelige utvalget.

Tabell 1. Klassifisering og rensing av datautvalg

Type	Utvalg
Søkeresultat "Resultatutsikter" Newsweb 1.1.2000 til 31.12.2012	744
Fjerning av dobbeltvarsel	174
Selskap som ikke er listet i OB-markedet	27
Resultatvarsel som ikke er entydige	274
For lite handelsdager før og etter varsel	20
For lite likvid aksje	35
Clustering	4
Totalt utvalg	210
- Negative resultatvarsel	170
- Positive resultatvarsel	40

Ettersom kriteriene er relativt strenge reduseres datasettet betydelig fra 744 til 210 observasjoner fordelt over 170 negative og 40 positive. Siden hvert enkelt resultatvarsel ble gjennomgått manuelt vil det alltid eksistere mulighet for menneskelig feil i denne prosessen. Vi har etter beste evne søkt å minimere denne, for eksempel ved dobbeltsjekking.

3.2 Beskrivelse av utvalget

Utvalgsstatistikk

Av et endelig utvalg på totalt 210 observasjoner ble et markant flertall klassifisert som negative resultatvarsel med en andel på 81 % (N=170). Tabell 2 oppsummerer fordelingen mellom negative og positive varsel, mens en fullstendig liste over inkluderte selskaper og varsel finnes i Appendiks A1 og A2.

Tabell 2. Fordeling av type resultatvarsel

Type	Utvalg	Andel
Negative resultatvarsel	170	81,0 %
Positive resultatvarsel	40	19,0 %
Totalt utvalg	210	100,0 %

Denne fordelingskjevheten mellom type resultatvarsel er i tråd med det Skinner (1994) har funnet på amerikanske data med en overveiende større sannsynlighet for at selskaper utsteder negative resultatvarsel.

Bransjeoversikt

Miksen av antall selskaper med resultatvarsel i utvalget gir en tilnærmet lik bransjefordeling som på Oslo Børs som helhet. Tabell 3 viser sektorfordelingen for utvalget med utgangspunkt i selskapenes Global Industry Classification Standard (GICS), som er en sektorklassifisering med utgangspunkt i den viktigste forretningsaktiviteten for selskapene. Bransjefordelte resultatvarsler og dets relative andel av totalutvalget blir så sammenlignet med de relative bransjeandelene på Oslo Børs.

Tabell 3. Utvalget fordelt på bransjesektorer

GICS	Sektor	Antall selskap	Relativ andel	Relativ andel OB (2000-2012)
10	Energy	17	15,6 %	22,9 %
15	Materials	4	3,7 %	5,0 %
20	Industrials	21	19,3 %	20,3 %
25	Consumer Discretionary	12	11,0 %	7,5 %
30	Consumer Staples	7	6,4 %	5,4 %
35	Health Care	4	3,7 %	5,0 %
40	Financials	12	11,0 %	15,3 %
45	Information Technology	28	25,7 %	16,9 %
50	Telecommunication services	4	3,7 %	1,0 %
55	Utilities	0	0,0 %	0,8 %
	Totalt	109	100,0 %	100,0 %

Tabellen over viser at «Information Technology» sektoren utgjør en stor andel av utvalget, målt ved relativt antall observasjoner (25,7 %). Til sammenligning utgjorde «Information Technology» sektoren kun en andel på 16,9 % på Oslo Børs i perioden 2000-2012. Det kan derfor se ut til at denne sektoren er noe overrepresentert i utvalget vårt. Utvalgsskjevheten er likevel konsistent med tidligere studier av Kasznik og Lev (1995) som fant at sannsynligheten for å utstede et resultatvarsel var høyere for selskaper som tilhører en høyteknologi industri. Høyteknologiselskaper tenderer til å være eksponert mot en høyere-enn-gjennomsnittlig risiko

for søksmål fra sine aksjonærer (O'Brien & Hodges, 1991). En vanlig forklaring på dette er deres relativt høye risiko som kan resultere i større prisfluktuasjoner og potensielle tap for investorene. Gitt en slik eksponering, vil høyteknologiselskaper kunne ha større incentiver til å varsle markedet enn selskaper i andre industrier for å unngå misnøye og søksmål fra aksjonærene.

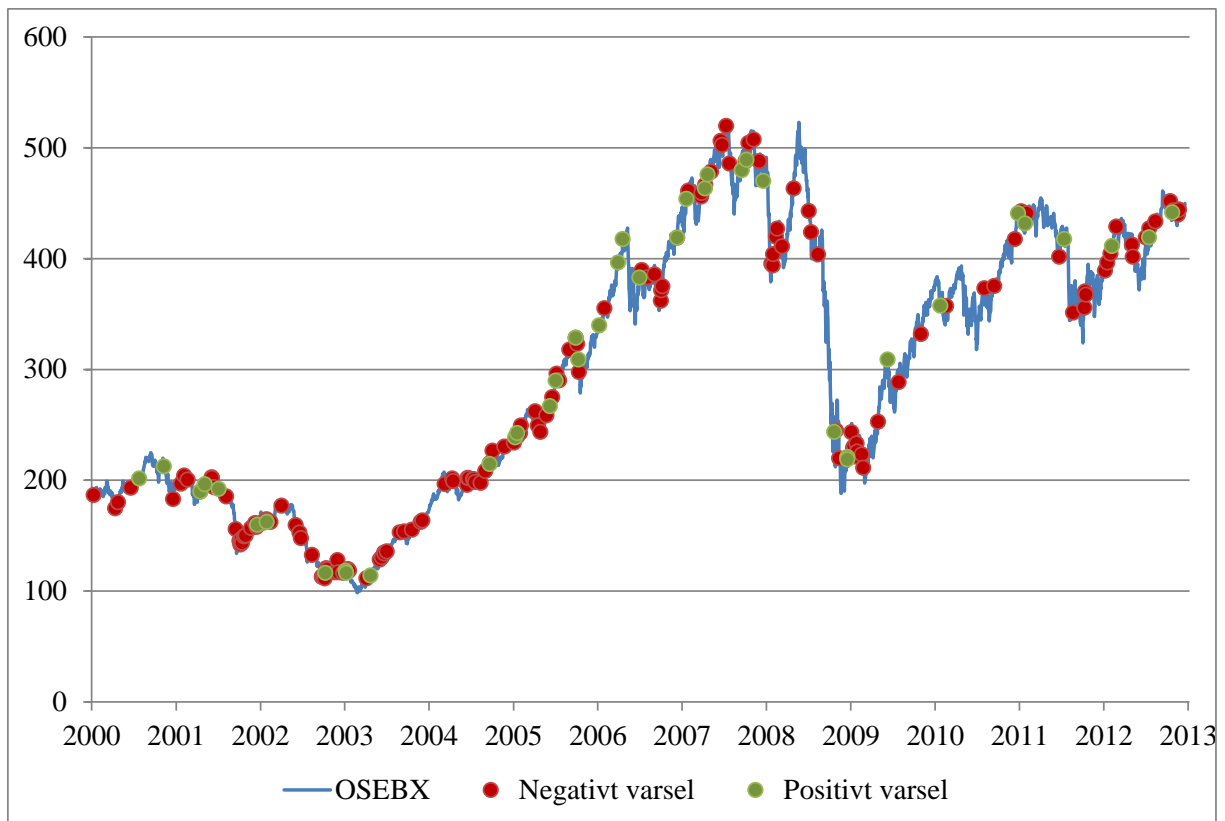
Årlig oversikt

Av totalt 744 resultatvarsel i perioden 2000-2012 endte vi opp med 210 observasjoner. Vi har filtrert ut en større andel av varslene i siste del av observasjonsperioden. Dette kan skyldes at selskapene i senere tid har utstedt mer kvalitative og tvetydige varsler, noe som gjør det vanskeligere å gruppere varslene med utgangspunkt i datarensingskriteriene våre.

Tabell 4. Antall resultatvarsler fordelt per år

År	Endelig utvalg	Andel (%)	Negative	Andel (%)	Positive	Andel (%)
2000	7	3 %	5	71 %	2	29 %
2001	24	11 %	20	83 %	4	17 %
2002	24	11 %	22	92 %	2	8 %
2003	18	9 %	15	83 %	3	17 %
2004	16	8 %	15	94 %	1	6 %
2005	21	10 %	15	71 %	6	29 %
2006	15	7 %	10	67 %	5	33 %
2007	23	11 %	17	74 %	6	26 %
2008	16	8 %	13	81 %	3	19 %
2009	13	6 %	12	92 %	1	8 %
2010	6	3 %	4	67 %	2	33 %
2011	9	4 %	7	78 %	2	22 %
2012	18	9 %	15	83 %	3	17 %
Totalt	210	100 %	170	81 %	40	19 %

Tabell 4 viser at antall resultatvarsel er noe høyere i periodene 2001-2003 og 2007-2009 og ser ut til å samsvare med generelle nedgangskonjunkturer i disse tidsrommene. Videre registrerer vi at antall negative resultatvarsel ser ut til å korrelere med nedgangskonjunkturer i økonomien (2001-2002 og 2007-2009), mens antall positive resultatvarsel ser ut til å være noe høyere i oppgangskonjunkturer (2004-2007). Noe av det samme mønsteret finner vi igjen i Figur 1, der datoene for negative og positive resultatvarslene er plottet mot den historiske utviklingen av Oslo Stock Exchange Benchmark Index (OSEBX). Hvert enkelt plott representerer et resultatvarsel i det endelige utvalget, hvor røde og grønne plott viser til henholdsvis negative og positive varsler.



Figur 2. Resultatvarsler på Oslo Børs

At frekvensen av antall varsler følger konjunkturutviklingen bør ikke komme som noen stor overraskelse; en generell nedgang (oppgang) i markedet vil redusere (øke) etterspørselen etter et selskaps produkter/tjenester, og vil følgelig påvirke selskapets nåværende og fremtidige lønnsomhet.

Antall resultatvarsler per selskap

De 210 observasjonene i utvalget består av 109 unike selskaper, som vist i Tabell 5. Omtrent halvparten av disse selskapene utstedte kun et resultatvarsel i løpet av utvalgsperioden, mens resterende selskaper kom med to eller flere resultatvarsler. TGS-NOPEC Geophysical var selskapet som varslet flest ganger med totalt 9 resultatvarsler, hvorav fire negative og fem positive, jevnt fordelt i perioden 2001-2007. Norsk Hydro er også eksempel på «serievarsler» med hele 7 negative resultatvarsel fordelt over hele utvalgsperioden.

Tabell 5. Antall resultatvarsler per selskap

Antall resultatvarsel	Antall selskap
1	57
2	26
3	16
4	3
5	5
6	0
7	1
8	0
9	1
Selskaper i utvalg	109

3.3 Innhenting av data

Kursdata for de ulike selskapene inkludert i det endelige utvalget ble innhentet fra «Børsprosjektet NHH» sin database. Med kursdata menes her aksjepriser, antall aksjer, omsetningsvolum, omsetningsverdi og pris/bok-multiplier. For å beregne avkastning har vi benyttet sluttkurs justert for nøytrale hendelser og utbytte. I noen tilfeller opplevde vi manglende omsetning i aksjen, det vil si at for enkelte dager manglet det kursdata. Siden aksjepriser i teorien kun vil endre seg i lys av ny informasjon har vi valgt å bruke «gårsdagens» pris i de tilfeller hvor aksjen ikke er blitt omsatt.

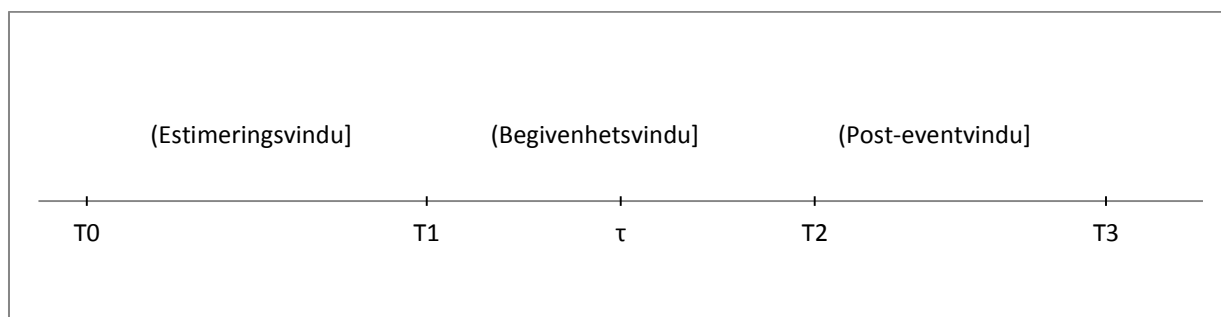
Som en tilnærming for markedsavkastningen har vi benyttet oss av en verdivektet indeks utviklet av Bernt Arne Ødegaard (Ødegaard, 2013). Indeksen er konstruert fra de fleste aksjene notert på Oslo Børs, hvor de minst likvide og minste selskapene er filtrert ut. Verdivektingen skjer med utgangspunkt i verdien ved slutten av forrige år og blir således oppdatert årlig. Fama og French sin tre-faktor modell (Fama & French, 1993) inkluderer «størrelse» og «verdi» i tillegg til «markedet» som systematiske risikofaktorer. For å kunne bruke denne har vi hentet inn avkastningsdata fra Ødegards «small-minus-big» (SMB) og «high-minus-low» (HML) faktorserier for Oslo Børs (Ødegaard, 2013). Disse faktorseriene er i samsvar med Fama og French (1998) sine kalkulasjoner, men estimert med utgangspunkt i norske data. Samtidig noterer Næs et.al. (2007) at faktorene ikke nødvendigvis er like relevante for det norske som det amerikanske markedet.

4. Metode

4.1 Begivenhetsstudie

Begivenhetsstudier søker å avdekke statistisk signifikante markedsreaksjoner på hendelser som er verdirelevante for selskapet. Et selskaps verdi vil være gitt som en funksjon av fremtidige kontantstrømmer og risikoen man tillegger disse (diskonteringsfaktoren). En verdirelevant begivenhet vil derfor påvirke en eller begge av disse og/eller korrelasjonen mellom dem. Dette kan være selskapsspesifikke hendelser som helt eller delvis under ledelsens kontroll, som splitter og emisjoner, eller fullstendig eksogene hendelser som endringer i regulatorisk rammeverk. MacKinlay (1997) argumenterer at i et rasjonelt marked vil nyhetens effekt umiddelbart reflekteres i markedsprisen. I tur muliggjør dette å måle nyhetens effekt på markedspriser over et kort tidsrom. Designet og prosedyren vi vil benytte i denne utredningen følger i all hovedsak retningslinjene i MacKinley (1997) samt Kothari og Warner (2004). Fundamentert i argumentet om markedets raske tilpasning til ny og verdirelevant informasjon, har begivenhetsstudier gjerne blitt tatt til inntekt for, eller kritikk mot, markedseffisienshypotesen. Tilstedeværelse av anormal avkastning før eller etter en begivenhet vil representere en profitabel handelsstrategi i fravær av transaksjonskostnader, og er derfor ikke forenlig med effisiente markeder. Eksempel på slike begivenheter inkluderer resultatfremleggelse, emisjoner, dividendeutbetalinger og så videre (se Daniel et al. (1998) for en mer uttømmende gjennomgang).

Etter å ha definert begivenheten og seleksjonskriterier, vil man i henhold til MacKinley (1997) dele studien i tre tidsvindu: Estimeringsvindu, begivenhetsvindu og post begivenhetsvindu.



Figur 3. Begivenhetsstudie

I skissen over skjer begivenheten ved tidspunkt τ . Normalt vil man sette selve begivenhetsvinduet bredere enn til kun å omfatte begivenhetsdagen alene. Dette vil kunne minimere feilkilder som for eksempel usikkerhet knyttet til faktisk tidspunkt for begivenheten. Slik usikkerhet vil kunne forekomme dersom varselet publiseres etter børsens stenetid, slik at reell markedsreaksjon først kommer neste dag. Med andre ord vil det være aktuelt å benytte et noe utvidet begivenhetsvindu med ± 1 dag fra registrert begivenhetsdato. Videre vil et bredere begivenhetsvindu også kunne belyse mulig informasjonslekkasje i forkant av resultatvarselet. Sist men ikke minst vil det også avsløre under- eller overreaksjon i respons på ny informasjon. Senere vil vi teste for anormal avkastning på ulike og mer begrensede tidsintervall innenfor begivenhetsvinduet.

Studiens design understreker skillet mellom estimeringsvinduet og begivenhetsvinduet. Dette er gjort for å unngå at estimerte parametere er påvirket av kursbevegelser tett opp mot og på selve begivenhetsdatoen. Estimeringsvinduet bør være langt nok til å gi robuste estimater, men samtidig kort nok til fremdeles å gi gyldige estimater for begivenhetsvinduet. Enkelte studier inkluderer også post-begivenhetsvinduet i estimeringsvinduet. Et slikt design vil være bedre egnet til å fange opp endringer i parameterne skapt av begivenheten. Selve begivenhetsvinduet bør i følge McWilliams og Siegel (1997) være tilfredsstillende langt til å registrere begivenheten, men samtidig kort slik at det ikke fanger opp andre kurssensitive hendelser. Videre tyder Brown og Warners (1985) funn på at lengre begivenhetsvindu vil svekke testobservatoren, noe som kan gi feil inferens. Med «lengre» sikter man her til begivenhetsvindu som søker å måle langtids effekter og derfor strekker seg over måneder og år. Til slutt merker Kothari og Warner (2004) hvordan metodikk og design for studier med kort begivenhetsvindu er velegnet dersom anormal avkastning er konsentrert i tid. I forbindelse med resultatvarsler finner vi det rimelig å anta at eventuell anormal prestasjon konsentreres på og til dels rundt begivenhetstidspunktet. Samme forfattere argumenterer for at metodikken forbundet med korte begivenhetsvinduer er velspesifisert, sterk og testobservatøren er lite sensitiv med hensyn til valg av prisingsmodell og avhengighet på tvers av avkastningsdata.

Vårt design hviler på et symmetrisk begivenhetsvindu som starter 15 dager før varselet registreres i Newsweb, og begrenses til 15 dager etter begivenheten (-15,15). Estimeringsvinduet er satt til 252 dager, det vil si tilnærmet likt et «børsår» (-267,-15). Selve begivenheten skjer ved $t=0$, men vi vil benytte ulike testperioder innenfor begivenhetsvinduet på (-15,15). Designet følger derfor retningslinjene for korte begivenhetsstudier presentert

over, og ligger også tett opp til designet implementert i liknende studier (se for eksempel Jackson & Madura (2003) og Bulkeley & Herrerias (2005)).

4.2 Estimere anormal avkastning

Begivenhetsstudiers hovedfokus ligger på statistisk inferens basert på anormal avkastning og kumulativ anormal avkastning på og rundt begivenhetsdatoen. Våre undersøkelser er gjort på daglig kursdata og daglig aritmetisk (enkel) avkastning. Bakgrunnen for å velge enkel avkastning fremfor log-normal avkastning er at enkel avkastning tillater aggregering både over tid og på tvers av aksjer. Brown og Warner (1985) utdyper normalitetsproblemene som kan oppstå ved å bruke daglig avkastning. Forfatterne registrerte samme problemer for daglig *anormal* avkastning. Slike problemer inkluderer tykkere haler, autokorrelasjon, avhengighet og ikke-synkron handel. For vårt formål med en begivenhetsstudie *over kort tid*, fant samme forfattere imidlertid at markedsmodellen og Ordinary Least Squares (OLS) var godt spesifisert for statistisk inferens på daglige data. Dette bekreftes også av Kothari og Warner (2004).

På tross av at nyheter antas å være kilden til kursbevegelser, vil man også i en situasjon uten ny informasjon kunne oppleve kursbevegelser. Dette skjer ved tilfeldig kjøp og salg – eksempelvis porteføljetilpasninger. Avkastningen til selskap i ved tidspunkt t vil da bestå av to komponenter:

$$R_{it} = \mu + \varepsilon_{it}$$

Altså avkastning generert av ny informasjon til markedsplassen (μ) pluss støy (ε_{it}). Da μ vil inneholde avkastning fra all ny informasjon, vil vi være avhengige av at det ikke finnes andre nyheter innenfor begivenhetsvinduet. I dette finner man motivasjonen bak utvalgskriteriene presentert tidligere og ikke minst et noe begrenset begivenhetsvindu. I en prinsippkisse av et selskaps verdi inngår både fremtidige kontantstrømmer og deres usikkerhet (diskonteringsfaktoren). Nyheter om sistnevnte antas å være markedsbrede, slik at begivenhetsstudien fokus ligger på førstnevnte. Etersom informasjon om markedsbrede diskonteringsfaktorer ikke er observerbare, vil man støtte seg mot prisingsmodeller for å skille ut effekten markedet har på det aktuelle verdipapiret. Gjennom estimatene en slik modell gir oss vil vi kunne vurdere anormal avkastning for selskap i på tidspunkt t som:

$$AR_{it} = R_{it} - ER_{it}$$

Det vil si at anormal avkastning er observert avkastning (R_{it}) minus forventet, eller normal, avkastning (ER_{it}). Normalavkastningen kan tolkes som forventet avkastning betinget av at hendelsen *ikke* finner sted. Denne genereres av en normalavkastningsmodell.

I vår studie beregner vi normalavkastningen først ved å benytte markedsmodellen før vi deretter implementerer en tre-faktor modell etter mønster fra Fama og French (1993). Modellene vi vil se på forutsetter at daglig avkastning er normalfordelt, uavhengig og identisk fordelt over tid. Begge modellene er faktormodeller, som generelt antar at aksjers avkastning er korrelert gjennom en eller flere faktorer. Både markedsmodellen og tre-faktormodellen benytter markedsavkastning som forklaringsvariabel. Vår studie benytter Ødegaards verdivektete markedsindeks som en tilnærming til hele markedet (Ødegaard, 2013). Enkeltaksjenes avkastning er basert på hendelses- og utbyttejusterte sluttpriser, og er som tidligere nevnt hentet fra Børsprosjektet ved NHH.

Markedsmodellen

Markedsmodellen er en statistisk faktormodell. For verdipapir i vil markedsmodellen se ut som følger:

$$ER_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it}$$

Forventningen til feilleddet ε_{it} er lik null. Dersom kravene til modellen holder, vil OLS regresjon være en konsistent metode for å estimere parameterne som inngår i markedsmodellen. R_{mt} er markedets avkastning ved tid t , og investorer får betalt for u-diversifiserbar risiko representert ved β_i . Anormal avkastning etter markedsmodellen blir da:

$$AR_{it} = R_{it} - \alpha_i - \beta_i R_{mt}$$

Overgangen fra markedsmodellen til en flerfaktormodell motiveres i hovedsak av å redusere variansen i anormal avkastning. Likevel tyder litteraturen på at gevinsten er begrenset, men størst i tilfeller der utvalget deler felles karakteristikk, såkalt clustering (MacKinlay, 1997).

Flerfaktormodell

I en empirisk målt modell fant Fama og French (1993) at to andre faktorer, i tillegg til markedet, gir betydelig bedre forklaringskraft for observert avkastning. Disse to faktorene er størrelse (SMB) og verdi (HML). Faktoren SMB er avkastningen til en portefølje bestående av lange posisjoner i små selskaper, og korte posisjoner i store selskaper. Størrelse er her målt

ved egenkapitalens markedsverdi. Tilsvarende er HML avkastningen til en portefølje bestående av lange posisjoner i selskaper med høy bok-til-marked og korte posisjoner i selskaper med lav bok-til-marked brøk. Et selskap med lav bok-til-marked klassifiseres gjerne som en vekst-aksje, mens tilsvarende høy bok-til-marked vil være en verdi-aksje. En enkeltaksjes sensitivitet til faktorene måles på samme måte som β_i tidligere, men vi har nå tre ulike β som estimeres simultant. Tre-faktormodellen er da i sin helhet gitt ved:

$$ER_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \beta_{iSMB} SMB_t + \beta_{iHML} HML_t$$

Både SMB og HML har vært gjenstand for betydelig forskning etter Fama og French presenterte sine funn. I norsk sammenheng er spesielt Næs et al. (2007) studie interessant da studien søker å finne forklaringsvariabler for avkastningen ved Oslo Børs. Her finner forfatterne at både SMB og HML er signifikant, men finner ikke støtte for andre aktuelle faktorer som oljepris og likviditet. Samme studie undersøkte hvorvidt makroøkonomiske variabler var systematisk prisede risikofaktorer i det norske markedet, uten å finne støtte for dette. Dette er på linje med internasjonale studier, og peker i retning av at aksjemarkedet er en mer ledende økonomisk indikator. Til slutt har Ødegaard (2013) konstruert de aktuelle SMB- og HML-porteføljene og gjort dem tilgjengelige via sin hjemmeside. Det er nettopp dette datamaterialet vi har benyttet i vårt arbeid. Anormal avkastning basert på tre-faktormodellen kan da uttrykkes som:

$$AR_{it} = R_{it} - \alpha_i - \beta_i R_{mt} - \beta_{iSMB} SMB_t - \beta_{iHML} HML_t$$

4.3 Estimere parametere til normale avkastningsmodeller

Parameterestimatene til markedsmodellen og tre-faktormodellen beregnes ved hjelp av OLS regresjon. Metoden minimerer summen av kvadrerte residualer mellom faktiske observasjoner og punktene predikert av lineær approksimasjon. For markedsmodellen blir da fremgangsmåten som følger:

$$\hat{\beta}_i = \frac{\sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} (R_{i\tau} - \hat{\mu}_i)(R_{m\tau} - \hat{\mu}_m)}{\sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} (R_{m\tau} - \hat{\mu}_m)^2}$$

$$\hat{\alpha}_i = \hat{\mu}_i - \hat{\beta}_i \hat{\mu}_m$$

Hvor:

$$\hat{\mu}_i = \frac{1}{T_1 - T_0} \sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} R_{i\tau}$$
$$\hat{\mu}_m = \frac{1}{T_1 - T_0} \sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} R_{m\tau}$$

Der T_0 og T_1 er som definert i prinsippskissen under 4.1, dvs. at $T_1 - T_0$ tilsvarer estimeringsvinduet. Koeffisientene til SMB og HML er estimert på tilsvarende måte, men der avkastningen fra aktuell portefølje erstatter markedsavkastningen i formlene over. I tillegg vil alle tre koeffisienter estimeres simultant.

4.4 Anormal avkastning og kumulativ avkastning

Basert på prisingsmodellene fra 4.3 og anormal avkastning fra 4.2 er vi interessert å aggregere dette på tvers av aksjer og over tid. CAR (Cumulative abnormal return) aggregerer et gitt verdipapirs anormale avkastning over tid. AAR (Average abnormal return) aggregerer en enkelt dags anormale avkastning på tvers av aksjene, mens CAAR (Cummulative average abnormal return) aggregerer AAR over tid. Mer formelt vil man over et begivenhetsvindu som strekker seg fra τ_1 til τ_2 og N begivenheter beregne:

$$CAR_i(\tau_1, \tau_2) = \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} AR_{i\tau}$$
$$AAR_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{i\tau}$$
$$CAAR(\tau_1, \tau_2) = \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} AAR_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} AR_{i\tau}$$

Med andre ord skjer aggregeringen på tvers av aksjer gjennom AAR_τ og $CAAR(\tau_1, \tau_2)$ likevektet snarere enn verdivektet.

4.5 Test-observatorer

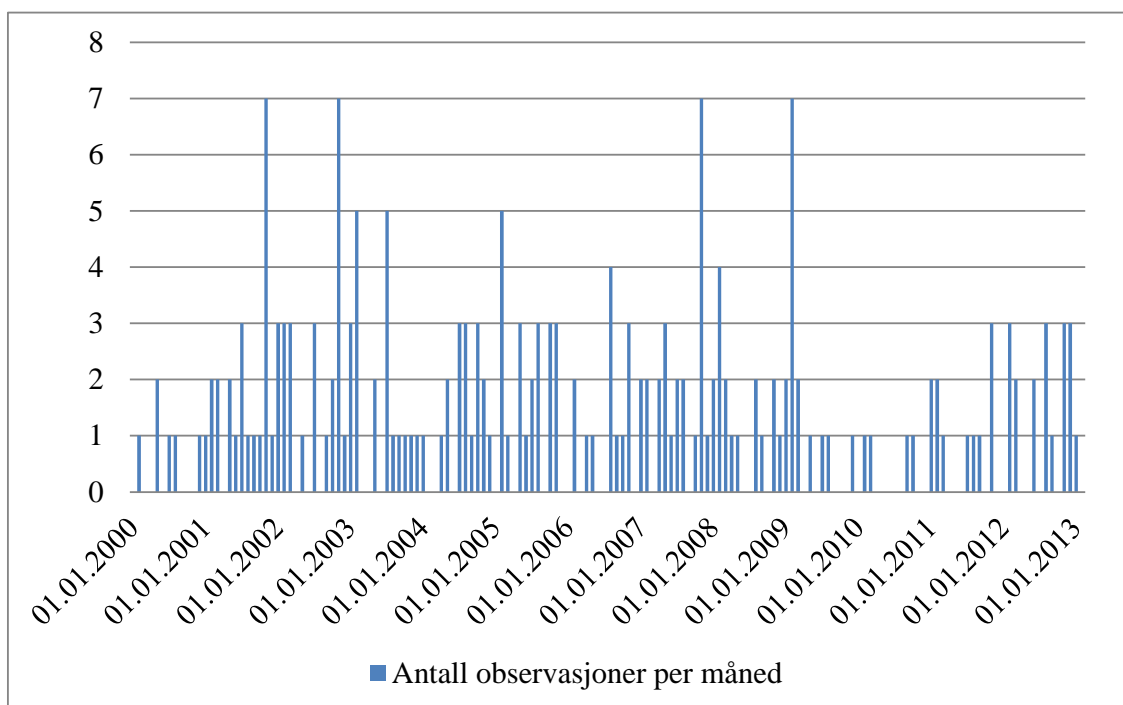
Ettersom vi vil teste hvorvidt $CAAR(\tau_1, \tau_2)$ er ulik null for ulike τ_1 og τ_2 , benytter vi standard t-tester. Denne testen forutsetter at anormal avkastning er students t-fordelt, med en

symmetrisk fordeling rundt gjennomsnittet. Fordelingen har fetere haler (kurtose) enn normalfordelingen, men vil være tilnærmet normalfordelt ved tilstrekkelig stor n . Under nullhypotesen at $CAAR(\tau_1, \tau_2) = 0$, vil test-observatoren være gitt ved:

$$\theta_1 = \frac{CAAR(\tau_1, \tau_2)}{\text{var}(CAAR(\tau_1, \tau_2))^{1/2}}$$

I presentasjonen av resultatene vil vi gjengi tester på 1 %, 5 % og 10 % signifikansnivå. På 5 % nivå vil da sannsynligheten for å feilaktig forkaste nullhypotesen være 5 %. Kritisk grense for testobservatoren er da tilnærmet gitt ved $\pm 1,96$. Dette kan tolkes som 5 % sannsynlighet for å observere $\theta_1 > 1,96$.

Testobservatoren θ_1 vil være velspesifisert så lenge variansen i $CAAR(\tau_1, \tau_2)$ er estimert riktig. Her støter vi på et mulig problem med tanke på clustering. Vi har etter beste evne søkt å rense datasettet for resultatvarsler som realiteten omhandler samme hendelse. Et eksempel på dette er resultatvarsler utstedt av alle eierbankene til Sparebank 1-gruppen. Utover dette har vi ikke tatt korrigerende grep, og antar derfor at clustering-problematikk med avhengighet på tvers av selskapers anormale avkastning er minimal. I følge Campbell et al. (1997) er dette en rimelig antakelse så lenge begivenhetsvinduer ikke overlapper i tid. Åpenbart vil enkelte av begivenhetsvinduer overlappe hverandre, men ettersom det høyeste antallet resultatvarsler i løpet av en 30-dagersperiode ikke overstiger syv, vurderer vi clusteringproblematikken som liten (se Figur 4).



Figur 4. Månedlig frekvensdiagram av annonseringsdato for resultatvarslene

Kothari og Warner (2004) påpeker at variansen må antas å øke rundt begivenhetsdatoen, noe også Brown et al. (1988) argumenterer for. Samtidig er våre estimater målt i det forutgående estimeringsvinduet. En mulig feilkilde i vårt design vil derfor kunne være for lave estimat på variansen i anormal avkastning. I tur vil dette kunne føre til at null-hypotesen om ingen anormal avkastning forkastes for ofte. Vi må anta at dette problemet er større i perioden like etter begivenheten enn før. Med andre ord er inferensen om post-begivenhetsdrift muligens mer usikker enn for perioden forut for hendelsen. Dette kommer på toppen av «vanlige» problemstillinger knyttet til parametriske testers antakelser om avkastningens fordeling.

T-test for to uavhengige utvalg

Ved å dele utvalget inn i grupper kan man teste om den gjennomsnittlige forventningsverdien i den ene gruppen er signifikant forskjellig fra den andre. Vi vil benytte denne metoden for å vurdere forskjeller i anormal avkastning på tvers av grupper basert på selskapskarakteristika. T-verdien for å sammenlikne to uavhengige utvalg er gitt ved:

$$t = \frac{CAAR_1 - CAAR_2}{S_{x_1x_2} \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$$

hvor $CAAR_1, CAAR_2$ og n_1, n_2 er henholdsvis gjennomsnittlige forventningsverdier og størrelsen på de to gruppene. $S_{x_1x_2}$ er estimert samlet standardavvik for de to gruppene, og er definert ved:

$$S_{x_1x_2} = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)S_{x_1}^2 + (n_2 - 1)S_{x_2}^2}{n_1 + n_2 - 2}}$$

Metoden forutsetter at dataene er students t-fordelte.

4.6 Kryss-seksjonell regresjon

Gjennom en kryss-seksjonell regresjon kan vi studere hvordan anormale kursreaksjoner relaterer seg til selskapskarakteristika. Regresjonen har kumulativanormal avkastning som avhengig variabel og de fire selskapskarakteristikkene som forklaringsvariabler. Også her vil vi følge MacKinlay (1997) og Kothari og Warner (2004) tett. Dette designet vil teste hypotesene fremsatt under punktet om asymmetrisk informasjon og markedets mikrostruktur. Med fire uavhengige variabler vil modellen se ut som følger:

$$CAR_i(\tau_1, \tau_2) = \beta_0 + \beta_1 BETA_i + \beta_2 STØRRELSE_i + \beta_3 P/B_i + \beta_4 ILLIKVIDITET_i + e_i$$

En slik tilnærming vil kunne tilføre studien verdi selv om tester på hele utvalget ikke gir signifikante utslag. Dette skjer ettersom metoden benyttet på hele utvalget kan dekke over signifikante resultater i underutvalg.

Regresjon med Robuste Standardfeil – en videreføring av OLS

Applikasjonen av kryss-seksjonelle regresjoner hviler på flere forutsetninger som ofte kalles de «klassiske lineære regresjonsmodell (KLRM) forutsetningene» (Wooldridge, 2009):

1. Lineær funksjonell form og korrekt spesifisert modell
2. Tilfeldig utvalg
3. Ingen perfekt korrelasjon mellom uavhengige variabler
4. Feilleddet (e_i) har forventet verdi lik null
5. Feilleddet er homoskedastisk (lik varians)
6. Feilleddet og de avhengige variablene er ukorrelerte, hvor feilleddet er normalfordelt

Gitt disse forutsetningene så vil OLS estimatorene være «best linear unbiased estimators» (BLUE). Det er sjeldent, spesielt med et begrenset utvalg, at et datasett oppfyller alle disse forutsetningene. Dersom forutsetningene ikke oppfylles vet vi at resultatene kan bære preg av partiske estimer for koeffisientene og spesielt for standardfeilene (SE).

For å ta hensyn til disse problemene har vi gjennomført den multiple regresjonen med robuste standardfeil, der standardfeilene er estimerte ved bruk av Huber-White-estimatorer. Slike robuste standardfeil kan håndtere problemer med de manglende forutsetningene, for eksempel mindre problemer knyttet til normalitet, heteroskedastisitet, eller at noen observasjoner viser store residualer og innflytelse.

5. Resultater og analyse

5.1 Anormal avkastning

Innenfor begivenhetsvinduet på +/- 15 dager vil hovedfokuset være avkastningen på selve annonseringsdatoen ($t=0$). I tillegg vurderer vi bevis for positive eller negative drift før og etter varselet utstedes. Følgende tabell lister opp de ulike testperiodene innenfor begivenhetsvinduet.

Tabell 6. Testperioder innenfor begivenhetsvinduet

	Fra ($t=-$)	Til ($t=$)	Antall dager
Før varsel	-15	-1	15
Før varsel	-5	-1	5
Annonseringsdato	0	0	1
Annonseringsdato	0	1	2
Etter varsel	2	15	14
Etter varsel	2	6	5
Hele perioden	-15	15	31

Valget av et tilsynelatende kort begivenhetsvindu kan forsvares med utgangspunkt i at vi utelukkende ser nærmere på resultatvarsler. Ettersom resultatvarsler skal reflektere en «ren» informasjonshendelse i et marked med antatt halv-sterk effisiens fremstår det rimelig å anta at anormal avkastning vil være konsentrert rundt selve begivenheten.

I første del presenterer vi resultatene for negative resultatvarsel, mens i andre seksjon vil vi kommentere resultatene for positive varsler. Merk at anormal avkastningen er estimert ved bruk av både markedsmodellen og en flerfaktormodell. Dette er gjort som en slags robusthetskontroll av resultatene våre. Spesielt vil det gi indikasjon på resultatenes sensitivitet til modellspesifikasjon, men overgangen fra enfaktor- til flerfaktormodell vil i enkelte tilfeller kunne forklare mer av observert avkastning. Resultatene for de to avkastningsmodellene blir presentert separat i de to seksjonene. Tredje og siste del analyserer utvalget for to ulike delperioder; 2000-2006 og 2007-2012.

Negative resultatvarsler

Markedsmodellen

Tabell 7 viser anormal daglig avkastning for negative resultatvarsel under markedsmodellen i begivenhetsvinduet..

Tabell 7. Negative resultatvarsler: avkastning vs. markedsmodellen

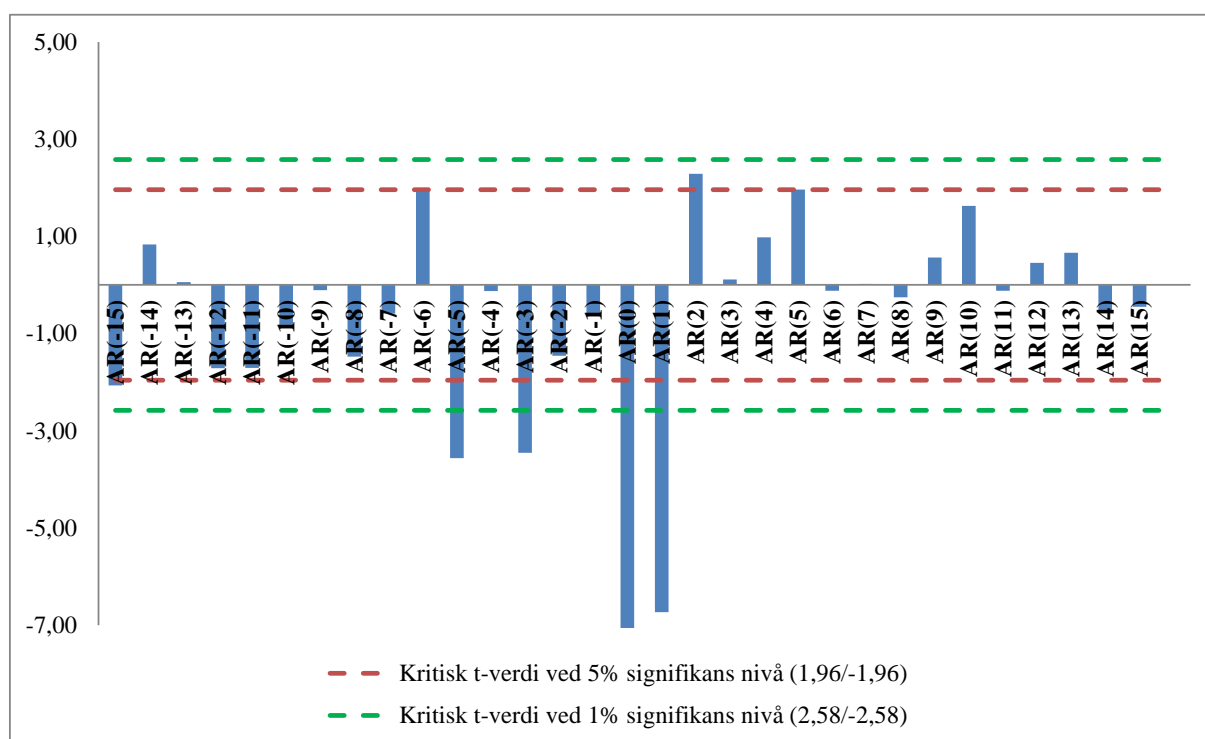
N=170	Gj.snitt	Median	Standardfeil	t-verdi	Signifikansnivå
AR(-15)	-0,64 %	-0,24 %	0,0031	-2,07	**
AR(-14)	0,35 %	0,11 %	0,0042	0,83	
AR(-13)	0,01 %	-0,09 %	0,0024	0,06	
AR(-12)	-0,45 %	-0,12 %	0,0026	-1,71	*
AR(-11)	-0,52 %	-0,16 %	0,0031	-1,70	*
AR(-10)	-0,23 %	-0,12 %	0,0028	-0,82	
AR(-9)	-0,04 %	-0,09 %	0,0038	-0,11	
AR(-8)	-0,27 %	-0,05 %	0,0018	-1,48	
AR(-7)	-0,11 %	-0,04 %	0,0019	-0,59	
AR(-6)	0,41 %	0,00 %	0,0020	1,99	**
AR(-5)	-0,51 %	-0,38 %	0,0014	-3,56	***
AR(-4)	-0,03 %	-0,23 %	0,0022	-0,12	
AR(-3)	-0,83 %	-0,39 %	0,0024	-3,45	***
AR(-2)	-0,35 %	-0,26 %	0,0024	-1,45	
AR(-1)	-0,14 %	-0,26 %	0,0023	-0,63	
AR(0)	-9,23 %	-6,93 %	0,0050	-18,61	***
AR(1)	-2,07 %	-0,80 %	0,0031	-6,73	***
AR(2)	0,43 %	-0,21 %	0,0019	2,29	**
AR(3)	0,05 %	-0,13 %	0,0041	0,11	
AR(4)	0,31 %	-0,12 %	0,0031	0,98	
AR(5)	0,42 %	0,00 %	0,0021	1,97	*
AR(6)	-0,03 %	0,00 %	0,0021	-0,12	
AR(7)	0,01 %	0,05 %	0,0023	0,02	
AR(8)	-0,11 %	0,09 %	0,0045	-0,25	
AR(9)	0,11 %	-0,07 %	0,0020	0,57	
AR(10)	0,41 %	0,01 %	0,0025	1,63	
AR(11)	-0,05 %	-0,05 %	0,0038	-0,12	
AR(12)	0,10 %	0,08 %	0,0022	0,46	
AR(13)	0,31 %	-0,03 %	0,0047	0,66	
AR(14)	-0,21 %	-0,11 %	0,0040	-0,51	
AR(15)	-0,12 %	-0,08 %	0,0026	-0,45	

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå

Den gjennomsnittlige annonseringseffekten av negative resultatvarsler på Oslo Børs er -9,23 % (median: -6,93 %), signifikant på 1 % signifikansnivå. Dette er noe lavere enn tilsvarende studier på utenlandske data (se Bulkley og Herrerias (2005) samt Jackson og Madura (2003)). I hele 12 av de 15 dagene i forkant av resultatvarselet måler vi en negativ anormal avkastning. De resterende tre dagene gir en liten, positiv anormal avkastning. AR(-15), AR(-6), AR(-5) og AR(-3) er alle signifikante på 5 % signifikansnivå, mens AR(-12) og AR(-11) er signifikante på 10 % signifikansnivå. Videre viste Tabell 7 at ni av dagene i etterkant av annonseringen gir en positiv anormal avkastning. Likevel er kun AR(1), AR(2) og AR(5) signifikante. Den anormale avkastningen er signifikant på 5 % signifikansnivå når t-verdien er over 1,96 eller under -1,96 (tilnærmet).



Figur 5. Negative resultatvarsler: observerte t-verdier i begivenhetsvinduet

Vi legger merke til at gjennomsnittlig AR(1) er på hele -2,07 % med en tilhørende t-verdi på -6,73, signifikant på 1 % signifikansnivå. Kilden til denne dag-en-effekten er mest sannsynlig at noen av resultatvarslene er offentliggjort etter børsens stengetid ved $t=0$. I slike tilfeller vil annonseringseffekten først fanges opp i avkastningen på dag 1. Vi hensyntar denne effekten ved å sette «annonseringstidspunktet» til både dagen varselet registreres i Newsweb samt påfølgende dag, det vil si CAR(0,1). Likevel kan vi ikke utelukke at AR(1) også delvis representerer en forsinket markedsrespons.

Tabell 8. Negative resultatvarsler: kumulativ anormal avkastning for ulike tidsperioder

N=170	Gj.snitt	Median	Standardfeil	t-verdi	Signifikansnivå
CAR (-15,-1)	-3,36 %	-2,27 %	0,0107	-3,14	***
CAR (-5,-1)	-1,86 %	-1,07 %	0,0057	-3,26	***
CAR (0,0)	-9,23 %	-6,93 %	0,0077	-11,97	***
CAR (0,1)	-11,30 %	-8,80 %	0,0091	-12,43	***
CAR (2,15)	1,64 %	-0,38 %	0,0119	1,38	
CAR (2,6)	1,19 %	-0,53 %	0,0126	0,94	
CAR (-15,15)	-13,02 %	-11,77 %	0,0186	-7,02	***

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå

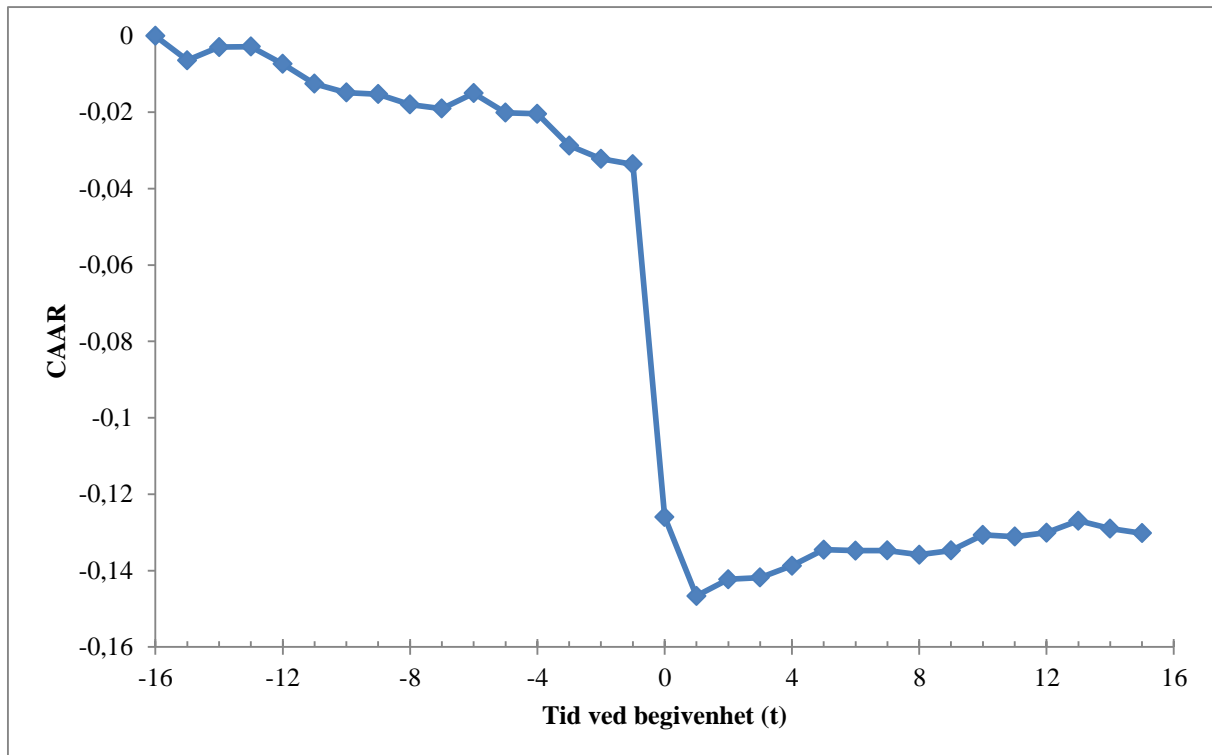
Den tilsynelatende negative driften før et negativt resultatvarsel, og en delvis positiv drift i dagene etter, analyserer vi grundigere ved å se på den kumulative anormale avkastningen på og rundt annonseringen. Vi finner støtte for negativ drift i forkant av varselet (1 % nivå), men ingen signifikant drift i etterkant. Sistnevnte går delvis på tvers av eksisterende undersøkelser på resultatvarsler som har funnet bevis for negativ drift både i forkant og etterkant av negative resultatvarsel (se Bulkeley og Herrerias (2005) og Jackson og Madura (2003)).

Den gjennomsnittlige kumulative anormale avkastningen for 5 og 15 dager før annonseringen, CAAR(-5,-1) og CAAR(-15,-1), er på henholdsvis -1,86 % og -3,36 % (median: -1,07 % og -2,27 %). Begge er signifikante på 1 % signifikansnivå med t-verdier på henholdsvis -3,26 og -3,14. Likevel er det verdt å merke seg at medianen er vesentlig nærmere null for begge tidsintervaller. Dette kan indikere at den gjennomsnittlige forventningsverdien kan være noe høy, og dermed at tilhørende t-verdi også blir for høy.

I perioden etter annonseringen har vi sett nærmere på den gjennomsnittlige kumulative anormale avkastningen for periodene 2 til 6 og 2 til 15, CAAR(2,6) og CAAR(2,15). Da resultatene våre tyder på at en ikke ubetydelig del av annonseringseffekten fanges opp først etter dag 1, har vi valgt å ekskludere anormal avkastning fra denne dagen i post-begivenhetsperiodene. For CAAR(2,6) og CAAR(2,15) finner vi anormal avkastning på henholdsvis 1,19 % og 1,64 % (median: -0,53 % og -0,38 %), uten at noen av disse er signifikante.

Ikke uventet finner vi en høyt signifikant negativ gjennomsnittlig kumulativ anormal avkastning for selve annonseringsdagen(e), CAAR(0,1), på hele -11,30 % (median: -8,80 %). Annonseringseffekten er konsistent med eksisterende litteratur på resultatvarsler, men legger

seg noe lavere. Bevisene støtter hypotesen om at resultatvarsler inneholder verdirelevant informasjon som ikke er reflektert i aksjekursen (H1).



Figur 6. Negative resultatvarsler: plott av kumulativ anormal avkastning i begivenhetsvinduet

I Figur 6 har vi plottet den gjennomsnittlige kumulative anormale avkastningen for alle dager i begivenhetsvinduet. Figuren gir igjen et bilde av den negative driften som finner sted før annonseringsdatoen og den positive driften i etterkant. At førstnevnte er signifikant gir støtte til hypotesen om at markedsreaksjonen starter allerede før begivenhetsdagen. Likevel er det vanskelig å konkludere med hva denne pre-annonseringsdriften skyldes. En mulig forklaring er informasjonslekkasje i forkant av resultatvarselet, hvor innsidere ulovlig handler på informasjon som enda ikke er offentliggjort i markedet. Det vil oppstå en situasjon hvor «innsiderne» vil selge for å unngå et større tap senere, noe som igjen påvirker aksjeprisen negativt. En alternativ forklaring er at makroøkonomiske eller sektorspesifikke nyheter vil kunne gi dyktige analytikere nok informasjon til å delvis forutsi negative effekter for det enkelte selskap. Våre undersøkelser gir ingen indikasjon på om en av de to kildene er mer sannsynlige enn den andre (eller om det skyldes andre alternative forklaringer).

Flerfaktormodell

Tabell 9 og Tabell 10 oppsummerer resultatene ved negative resultatvarsel hvor Fama og French (1993) sin flerfaktormodell er benyttet for å estimere anormal avkastning.

Tabell 9. Negative resultatvarsler: avkastning vs. flerfaktormodell

N=170	Gj.snitt	Median	Standardfeil	t-verdi	Signifikansnivå
AR(-15)	-0,62 %	-0,30 %	0,0027	-2,30	**
AR(-14)	0,32 %	0,12 %	0,0029	1,10	
AR(-13)	0,00 %	-0,09 %	0,0027	0,00	
AR(-12)	-0,46 %	-0,17 %	0,0027	-1,70	*
AR(-11)	-0,51 %	-0,22 %	0,0027	-1,92	*
AR(-10)	-0,20 %	-0,14 %	0,0023	-0,88	
AR(-9)	-0,06 %	-0,08 %	0,0027	-0,24	
AR(-8)	-0,25 %	0,01 %	0,0041	-0,62	
AR(-7)	-0,10 %	-0,16 %	0,0031	-0,33	
AR(-6)	0,40 %	0,09 %	0,0035	1,13	
AR(-5)	-0,53 %	-0,42 %	0,0033	-1,62	
AR(-4)	-0,07 %	-0,38 %	0,0035	-0,19	
AR(-3)	-0,80 %	-0,44 %	0,0022	-3,63	***
AR(-2)	-0,30 %	-0,27 %	0,0036	-0,83	
AR(-1)	-0,10 %	-0,18 %	0,0037	-0,26	
AR(0)	-9,21 %	-7,09 %	0,0076	-12,05	***
AR(1)	-2,03 %	-0,79 %	0,0053	-3,85	***
AR(2)	0,42 %	-0,13 %	0,0048	0,89	
AR(3)	0,06 %	-0,08 %	0,0053	0,12	
AR(4)	0,27 %	-0,20 %	0,0037	0,72	
AR(5)	0,38 %	0,02 %	0,0048	0,78	
AR(6)	-0,06 %	0,00 %	0,0035	-0,16	
AR(7)	-0,02 %	0,02 %	0,0039	-0,06	
AR(8)	-0,11 %	0,08 %	0,0036	-0,31	
AR(9)	0,13 %	-0,03 %	0,0028	0,45	
AR(10)	0,39 %	-0,01 %	0,0031	1,25	
AR(11)	-0,04 %	-0,07 %	0,0031	-0,12	
AR(12)	0,15 %	0,26 %	0,0024	0,62	
AR(13)	0,39 %	-0,11 %	0,0033	1,17	
AR(14)	-0,21 %	-0,11 %	0,0037	-0,57	
AR(15)	-0,16 %	-0,19 %	0,0030	-0,53	

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå

Sammenlikning av tabellen over og tilsvarende tabell over anormal avkastning under markedsmodellen avslører relativt konsistente resultater. Igjen finner vi en sterkt signifikant gjennomsnittlig annonseringseffekt, AR(0), på hele -9,21 % (median: -7,09 %) med en t-verdi på -12,05. Samtlige dager før resultatvarselet gir negativ anormal avkastning. I etterkant av annonseringsdatoen gir åtte av dagene positiv anormal avkastning, uten at noen er signifikante (10 % nivå).

Tabell 10. Negative resultatvarsler: kumulativ anormal avkastning for ulike tidsperioder

N=170	Gj.snitt	Median	Standardfeil	t-verdi	Signifikansnivå
CAR (-15,-1)	-3,29 %	-2,44 %	0,0106	-3,09	***
CAR (-5,-1)	-1,79 %	-1,06 %	0,0058	-3,12	***
CAR (0,0)	-9,21 %	-7,09 %	0,0076	-12,05	***
CAR (0,1)	-11,24 %	-8,71 %	0,0090	-12,52	***
CAR (2,15)	1,60 %	-0,58 %	0,0118	1,35	
CAR (2,6)	1,08 %	-0,69 %	0,0126	0,85	
CAR (-15,15)	-12,93 %	-11,14 %	0,0181	-7,16	***

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå

Ved å se nærmere på den gjennomsnittlige kumulative anormale avkastningen for ulike tidsperioder innenfor begivenhetsvinduet, finner vi også her støtte for negativ drift i forkant av resultatvarselet. Både CAAR(-15,-1) og CAAR(-5,-1) på henholdsvis -3,29 % og -1,79 % er signifikante (1 % nivå). Tabellen gir også indikasjon på positiv anormal kursdrift i etterkant av annonseringen, men nok en gang er denne ikke signifikant (10 % nivå).

Vi merker oss at den estimerte anormale avkastningen fra flerfaktormodellen i ganske stor grad samsvarer med avkastningen fra markedsmodellen. De to ulike tilnærmingene i valg av estimeringsmodell gir altså ikke vesentlig forskjellige resultater. I Tabell 11 har vi gjengitt noen sammenligningsvariabler for de to ulike modellene.

Tabell 11. Sammenligningsvariabler for ulike estimeringsmetoder

Estimeringsmodell	Beta (marked)		Forklaringsgrad (R ²)		Std.avvik
	Gj.snitt	Median	Gj.snitt	Median	
Markedsmodell	0,840	0,707	0,139	0,095	5,09 %
Flere-faktormodell	0,942	0,852	0,156	0,110	5,10 %

Tabellen viser at de estimerte markedsbetaene på tvers av selskaper og resultatvarsler er noe lavere ved bruk av markedsmodellen (0,840) sammenlignet med flerfaktormodellen (0,942). Videre er gjennomsnittlig forklaringsgrad for regresjonene marginalt høyere for

flerfaktormodellen. Hvorvidt dette skyldes økt grad av kausalitet eller ei er vanskelig å si noe bestemt om. Et sentralt argument for å velge en flerfaktormodell er for å redusere variansen i den anormale avkastningen. Ved å inkludere flere uavhengige variabler søker man å forklare mer av variasjonen i den normale eller forventede avkastningen. Likevel viser resultatene våre at standardavviket for den anormale avkastningen i begivenhetsvinduet er tilnærmet den samme for begge modellene. Dette er på linje med MacKinlay (1997) som argumenterer for at gevinsten man oppnår i overgangen fra en markedsmodell til flerfaktormodell gjerne er begrenset. Vi gjør imidlertid oppmerksom på at Næs et. al (2007) blant annet fant at Fama-French modellen er mindre relevant for det norske aksjemarkedet enn for det amerikanske markedet hvor Fama og French gjorde sine empiriske undersøkelser.

Positive resultatvarsler

Markedsmodellen

Tabell 12 presenterer daglig anormal avkastning for positive resultatvarsler under markedsmodellen i begivenhetsvinduet.

Tabell 12. Positive resultatvarsler: avkastning vs. markedsmodellen

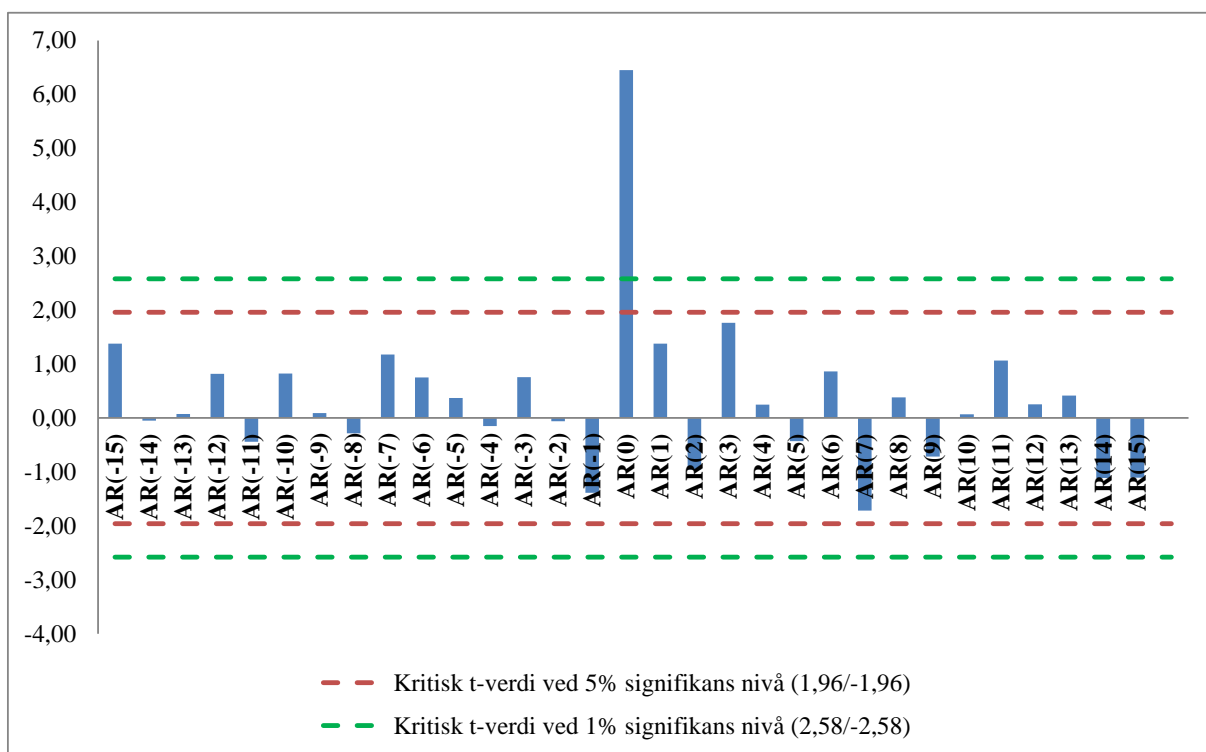
N=40	Gj.snitt	Median	Standardfeil	t-verdi	Signifikansnivå
AR(-15)	0,68 %	0,10 %	0,0049	1,38	
AR(-14)	-0,03 %	-0,27 %	0,0068	-0,05	
AR(-13)	0,04 %	0,01 %	0,0049	0,07	
AR(-12)	0,40 %	0,16 %	0,0049	0,82	
AR(-11)	-0,20 %	0,11 %	0,0045	-0,44	
AR(-10)	0,64 %	-0,06 %	0,0078	0,82	
AR(-9)	0,07 %	-0,11 %	0,0071	0,09	
AR(-8)	-0,17 %	-0,08 %	0,0060	-0,28	
AR(-7)	0,73 %	0,04 %	0,0062	1,18	
AR(-6)	0,36 %	0,18 %	0,0047	0,75	
AR(-5)	0,17 %	-0,13 %	0,0046	0,37	
AR(-4)	-0,09 %	-0,42 %	0,0057	-0,15	
AR(-3)	0,29 %	-0,12 %	0,0039	0,76	
AR(-2)	-0,03 %	-0,29 %	0,0051	-0,06	
AR(-1)	-0,57 %	-0,43 %	0,0041	-1,39	
AR(0)	6,53 %	6,09 %	0,0101	6,45	***
AR(1)	0,58 %	0,28 %	0,0042	1,38	
AR(2)	-0,53 %	-0,07 %	0,0056	-0,95	
AR(3)	0,75 %	0,18 %	0,0043	1,76	*
AR(4)	0,13 %	0,06 %	0,0052	0,25	
AR(5)	-0,19 %	-0,14 %	0,0044	-0,43	
AR(6)	0,70 %	0,33 %	0,0081	0,86	
AR(7)	-0,68 %	-0,74 %	0,0040	-1,72	*
AR(8)	0,18 %	0,24 %	0,0049	0,38	
AR(9)	-0,28 %	0,08 %	0,0039	-0,71	
AR(10)	0,03 %	-0,16 %	0,0044	0,07	
AR(11)	0,47 %	0,06 %	0,0044	1,07	
AR(12)	0,10 %	0,02 %	0,0041	0,25	
AR(13)	0,23 %	-0,02 %	0,0056	0,42	
AR(14)	-0,43 %	-0,38 %	0,0039	-1,11	
AR(15)	-0,61 %	-0,39 %	0,0055	-1,11	

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå

Den gjennomsnittlige annonseringseffekten av positive resultatvarsler på Oslo Børs er 6,53 % (median: 6,09 %), signifikant på 1 % signifikansnivå. Sammenlignet med de negative resultatvarslene ser vi at annonseringseffekten er mindre signifikant for de positive resultatvarslene. Dette er i tråd med resultatene til Skinner (1994) og Kasznik og Lev (1995) som finner at negative varsel i snitt genererer større aksjeprisreaksjoner sammenlignet med positive varsel. I forkant av resultatvarselet er 9 av de 15 dagene preget av positiv anormal avkastning. Likevel har ingen av disse dagene statistisk sett signifikant anormal avkastning ulik null. Vi finner liknende resultater også i etterkant av annonseringsdatoen. Ni av dagene i post-annonseringsvinduet gir en positiv anormal avkastning, men heller ikke her finner vi signifikante verdier for test-observatoren.



Figur 7. Positive resultatvarsler: observerte t-verdier i begivenhetsvinduet

Av Tabell 12 ser vi at gjennomsnittlig AR(1) er positiv med en verdi på 0,58 %, men til forskjell fra de negative resultatvarslene er likevel ikke denne signifikant med en t-verdi på 1,38. Det kan likevel tyde på at noe av annonseringseffekten ikke blir reflektert i aksjeprisen før $t=1$. I likhet med de negative resultatvarslene har vi hensyntatt denne mulige effekten i beregningen av den kumulative anomale avkastningen (CAR).

Tabell 13. Positive resultatvarsler: kumulativ anormal avkastning for ulike tidsperioder

N=40	Gj.snitt	Median	Standardfeil	t-verdi	Signifikansnivå
CAR (-15,-1)	2,28 %	0,77 %	0,0204	1,12	
CAR (-5,-1)	-0,22 %	-0,75 %	0,0102	-0,22	
CAR (0,0)	6,53 %	6,09 %	0,0101	6,45	***
CAR (0,1)	7,11 %	5,86 %	0,0103	6,93	***
CAR (2,15)	-0,13 %	0,92 %	0,0212	-0,06	
CAR (2,6)	0,85 %	0,53 %	0,0131	0,65	
CAR (-15,15)	9,26 %	9,06 %	0,0306	3,03	***

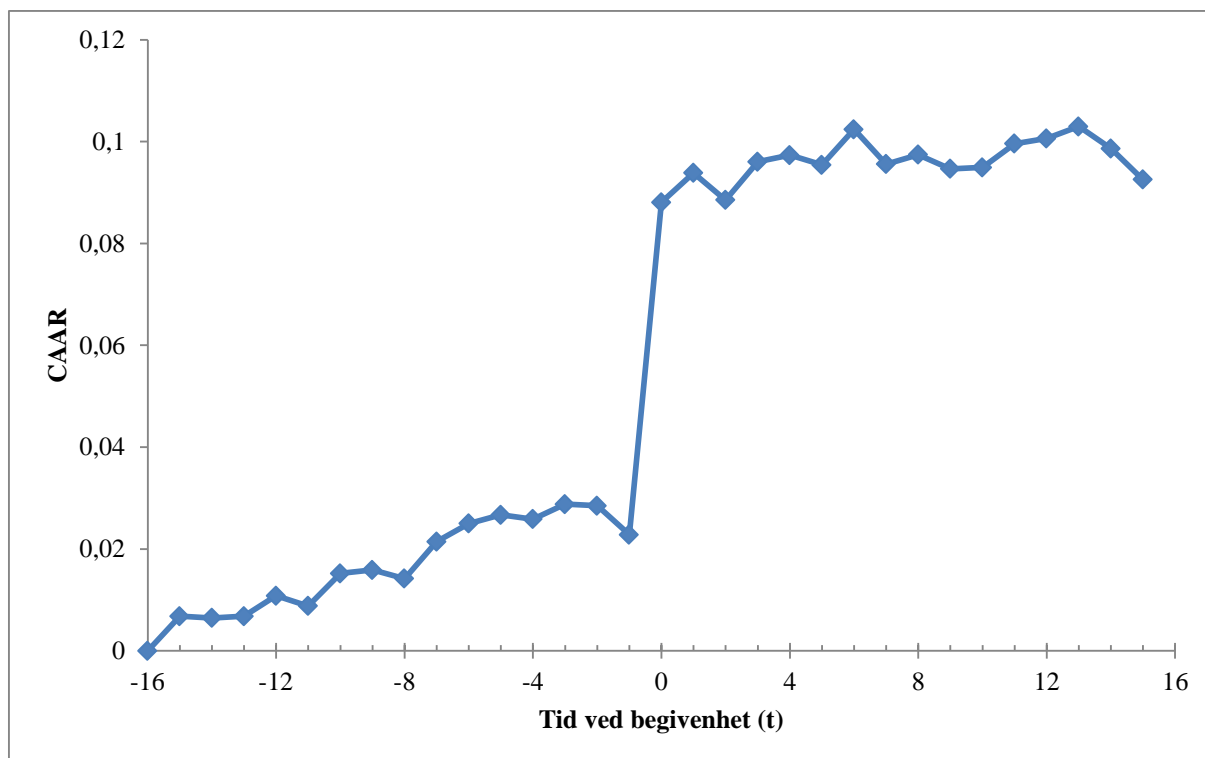
*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå

For å se nærmere på potensielle drift i forkant og etterkant av resultatvarselet, analyserer vi den kumulative anormale avkastningen i og rundt annonseringen. Fra de estimerte anormale avkastningene trekker resultatene i retning av at det foreligger positiv drift i forkant av varsler, uten at denne er statistisk signifikant.

Ikke uventet finner vi igjen en signifikant gjennomsnittlig kumulativ avkastning for selve annonseringsdatoen(e), CAAR(0,1), på 7,11 % (median: 5,86 %). Den kumulative anormale avkastningen for ulike tidsintervaller i forkant og etterkant gir ingen signifikante resultater, og vi kan derfor ikke statistisk påvise noen form for drift i dette tilfellet.



Figur 8. Positive resultatvarsler: plott av kumulativ anormal avkastning i begivenhetsvinduet

I Figur 8 har vi plottet den kumulative anormale avkastningen for samtlige dager i begivenhetsvinduet. Figuren gir et bedre bilde av indikasjonene på positiv drift i dagene forut for annonseringsdatoen ved $t=0$. Noe av problemet med analysen av de positive resultatvarslene er et beskjedent antall observasjoner ($N=40$), noe som igjen får implikasjoner for t -verdien gjennom standardfeilen og dermed signifikansen av resultatene.

Flerfaktormodell

I likhet med negative resultatvarsel presenterer vi effektene ved positive varsel under flerfaktormodellen i Tabell 14.

Tabell 14. Positive resultatvarsler: avkastning vs. flerfaktormodell

N=40	Gj.snitt	Median	Standardfeil	t-verdi	Signifikansnivå
AR(-15)	0,56 %	0,19 %	0,00429	1,30	
AR(-14)	-0,11 %	-0,53 %	0,00688	-0,16	
AR(-13)	-0,06 %	0,10 %	0,00483	-0,13	
AR(-12)	0,45 %	0,16 %	0,00466	0,96	
AR(-11)	-0,22 %	0,05 %	0,00465	-0,48	
AR(-10)	0,71 %	-0,01 %	0,00790	0,90	
AR(-9)	0,00 %	-0,33 %	0,00695	0,00	
AR(-8)	-0,28 %	-0,19 %	0,00600	-0,47	
AR(-7)	0,76 %	0,13 %	0,00609	1,24	
AR(-6)	0,35 %	0,17 %	0,00465	0,76	
AR(-5)	0,13 %	-0,11 %	0,00449	0,29	
AR(-4)	-0,08 %	-0,33 %	0,00544	-0,15	
AR(-3)	0,20 %	-0,34 %	0,00379	0,52	
AR(-2)	0,12 %	-0,50 %	0,00515	0,23	
AR(-1)	-0,60 %	-0,29 %	0,00390	-1,55	
AR(0)	6,32 %	5,68 %	0,01004	6,29	***
AR(1)	0,44 %	0,40 %	0,00400	1,09	
AR(2)	-0,77 %	-0,43 %	0,00560	-1,38	
AR(3)	0,83 %	0,49 %	0,00426	1,94	*
AR(4)	0,11 %	-0,03 %	0,00488	0,22	
AR(5)	-0,12 %	-0,11 %	0,00431	-0,27	
AR(6)	0,59 %	0,26 %	0,00831	0,71	
AR(7)	-0,80 %	-0,83 %	0,00380	-2,11	**
AR(8)	0,15 %	0,29 %	0,00457	0,34	
AR(9)	-0,18 %	0,13 %	0,00342	-0,53	
AR(10)	0,03 %	-0,03 %	0,00414	0,07	
AR(11)	0,49 %	-0,14 %	0,00433	1,12	
AR(12)	0,10 %	0,07 %	0,00380	0,26	
AR(13)	0,09 %	-0,21 %	0,00541	0,17	
AR(14)	-0,37 %	-0,11 %	0,00338	-1,09	
AR(15)	-0,66 %	-0,22 %	0,00528	-1,25	

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå

Sammenlikning av resultatene i tabellen over og tilsvarende resultater under markedsmodellen avslører at funnene er relativt konsistente. Vi observerer en sterkt signifikant annonseringseffekt, AR(0), på hele 6,32 % (median: 5,68 %) med en t-verdi på 6,29. Ni av dagene i forkant og etterkant av annonseringen viser positiv avkastning. Igjen ser vi at avkastningen i dagene rundt annonseringen ikke er signifikante, med unntak av AR(3) og AR(7) som har en signifikant negativ avkastning på henholdsvis 0,83 % og -0,80 %. Den kumulative anormale avkastningen presentert i tabellen under er også på linje med funnene under markedsmodellen. Igjen finner vi at resultatene ikke er spesielt sensitive til valg av estimeringsmodell for anormal avkastning.

Tabell 15. Positive resultatvarsler: kumulativ anormal avkastning for ulike tidsperioder

N=40	Gj.snitt	Median	Standardfeil	t-verdi	Signifikansnivå
CAR (-15,-1)	1,91 %	1,57 %	0,0186	1,03	
CAR (-5,-1)	-0,24 %	-0,76 %	0,0094	-0,25	
CAR (0,0)	6,32 %	5,68 %	0,0100	6,29	***
CAR (0,1)	6,76 %	5,49 %	0,0101	6,70	***
CAR (2,15)	-0,51 %	-0,46 %	0,0180	-0,29	
CAR (2,6)	0,63 %	0,01 %	0,0122	0,52	
CAR (-15,15)	8,15 %	8,59 %	0,0237	3,44	***

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå

Ved første øyekast ser vi tegn til positiv drift i forkant av annonseringen, men denne hypotesen må forkastes ettersom pre-annonseringsdriften ikke er signifikant. CAAR(-15,-1) og CAAR(-5,-1) på henholdsvis 1,91 % og -0,24 % er ikke signifikante. I etterkant av annonseringen er bildet noe utydelig om hvorvidt det foreligger drift eller ikke. Vi merker oss at den estimerte anormale avkastningen fra flerfaktormodellen nok en gang samsvarer rimelig bra med avkastningen fra markedsmodellen. I Tabell 16 har vi gjengitt noen sammenligningsvariabler for de to ulike modellene.

Tabell 16. Sammenligningsvariabler for ulike estimeringsmetoder

Estimeringsmodell	Beta (marked)		Forklaringsgrad (R ²)		Std.avvik
	Gj.snitt	Median	Gj.snitt	Median	
Markedsmodell	1,010	0,952	0,167	0,136	3,62 %
Flere-faktormodell	1,014	0,990	0,179	0,134	3,55 %

Tabellen viser at de estimerte markedsbetaene på tvers av selskaper og resultatvarsler er rimelig konsistente uavhengig av estimeringsmodell. I likhet med modellen for negative

resultatvarsel yter flerfaktormodellen en marginalt høyere forklaringsgrad for betaregresjonene. Standardavviket for den anormale avkastningen i begivenhetsvinduet er noe lavere for Fama-French modellen, men ingen vesentlig forskjell. Variansreduksjonen er en smule større sammenliknet med tilsvarende modellovergang for negative resultatvarsel. Likevel er det på linje med MacKinlay (1997) som argumenterer at reduksjonen vil være beskjeden. Problematikken med et lite utvalg på kun 40 observasjoner (N=40) gjør det også vanskelig å trekke noen konklusjoner om modellenes robusthet i dette tilfellet.

Siden resultatene ikke ser ut til å være følsomme for valg av estimeringsmodell, vil kun markedsmodellen og dets resultater bli brukt videre i denne utredningen.

Annonseringseffekten fra 2000-2006 og 2007-2012

Antall observasjoner per år faller gjennom perioden vi har studert. For å kaste lys på hvorvidt annonseringseffekten har endret seg, delte vi utvalget opp i to underutvalg som vi vurderte opp mot hverandre. En naturlig periodeanalyse var å sammenligne markedet før og etter finanskrisen som inntraff i 2007. Flere argumenterer for at finanskrisen representerer et strukturelt skift i finansmarkedene blant annet gjennom økt markedsregulering i form av bedret kontroll og overvåkning av markedene (Gigliobianco & Toniolo, 2009). Markedsintervensjoner fra regjering og sentralbanker under og etter krisen har også påvirket finansmarkedene gjennom renter, risikopremier og likviditet, noe som igjen kan tenkes å påvirke risikobildet og investeratferd i markedene.

Ettersom vi arbeider med relativt få observasjoner, spesielt for perioden 2007-2012, vil det være vanskelig å trekke noen klare konklusjoner. Likevel kan resultatene tyde på en mer markert drift i forkant av annonseringsdatoene for perioden 2007-2012 sammenliknet med tilsvarende tall for perioden 2000-2006 uten at disse forskjellene er statistisk signifikante. Disse dataene er oppsummerte i Tabell 17.

Tabell 17. Annonseringseffekter for ulike delperioder

	Negative			Positive		
	2000-06 (1)	2007-12 (2)	(1) - (2)	2000-06 (1)	2007-12 (2)	(1) - (2)
CAAR (-15,-1)	-2,73 %	-4,32 %	1,59 %	0,49 %	4,70 %	-4,21 %
t-verdi	-1,98	-2,53	0,73	0,18	1,49	-1,02
Signifikansnivå	**	**				
AAR (0)	-10,80 %	-6,89 %	-3,91 %	6,30 %	6,83 %	-0,53 %
t-verdi	-10,42	-6,31	-2,52	4,35	4,89	-0,26
Signifikansnivå	***	***	**	***	***	
CAAR (0,1)	-12,53 %	-9,45 %	-3,08 %	6,57 %	7,83 %	-1,26 %
t-verdi	-10,40	-6,96	-1,67	4,27	6,22	-0,60
Signifikansnivå	***	***	*	***	***	
CAAR (2,15)	2,51 %	0,34 %	2,17 %	-2,79 %	3,46 %	-6,25 %
t-verdi	1,61	0,18	0,90	-0,87	1,50	-1,48
Signifikansnivå						
N	102	68		23	17	

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå

I perioden 2007-2012 er annonseringseffekten, CAAR(0,1), for negative resultatvarsler på -9,45 %, sammenlignet med hele -12,53 % i den foregående perioden. Differanseavkastningen på -3,08 % er signifikant på 10 % nivå, noe som indikerer at markedsreaksjonene har blitt mindre etter 2007. Den absolutte gjennomsnittlige kumulative anormale avkastningen før annonseringen er videre økt fra -2,73 % til -4,32 % i de to periodene, hvor sistnevnte også er mer signifikant. Etter annonseringen er utviklingen motsatt, hvor CAAR(2,15) har blitt redusert fra 2,51 % til 0,34 %. Ingen av differanseavkastningene i periodene før og etter varslene er signifikante.

Annonseringseffekten for de positive resultatvarslene, CAAR(0,1), har forholdt seg relativt stabilt med 6,57 % fra 2000-2006 og 7,83 % fra 2007-2012. En nærmere analyse av avkastningen i forkant og etterkant avslører derimot tegn til endringer mellom de to periodene. Den gjennomsnittlige kumulative anormale avkastningen har økt fra 0,49 % til 4,70 % i forkant av annonseringen. I etterkant har den gjennomsnittlige kumulative anormale avkastningen også gått fra å være negativ til å bli positiv, fra -2,79 % til 3,46 %. Merk likevel

at hverken CAAR(-15,-1), CAAR(2,15) eller differanseavkastningene er statistisk signifikante i noen av de to periodene.

Isolert sett kan det se ut til at vi har fått en mer markant drift i forkant av både de negative og positive resultatvarslene, selv om det er vanskelig å trekke noen konkrete konklusjoner fra våre resultater. Fortegnene på denne kumulative avkastningen kan videre tyde på at «informasjonslekkasjen» til markedet i forkant av et resultatvarsel har økt de siste årene. Om dette skyldes flere ulovlige innsidehandler, flere dyktige analytikere eller tilfeldigheter er fortsatt et åpent spørsmål.

5.2 Kryss-seksjonell analyse

I denne delen av utredningen undersøker vi om anormal avkastning er systematisk forskjellig på tvers av bedriftskarakteristikker. Vi ser nærmere på hvorvidt variabler knyttet til asymmetrisk informasjon, markedets mikrostruktur og incentiver til misbruk av informasjon kan avsløre forskjeller i anormal avkastning på tvers av datasettet på og rundt annonseringsdatoen. Vi har studert selskapenes risiko, størrelse, likviditet og hvorvidt det er et verdi- eller vekstselskap. Begivenhetsvinduene som brukes i analysen er (-15,-1), (0,1) og (2,15).

Selskapenes risiko er gitt ved betaverdier estimert med utgangspunkt i markedsmodellen. Selskapenes størrelse måles ved å ta den naturlige logaritmen til markedsverdien. Vi har brukt markedsverdien for den siste dagen i estimeringsvinduet ($t=-16$), og ikke markedsverdien på selve annonseringsdatoen. På denne måten unngår vi at deler av annonseringseffekten er fanget opp i markedsverdien. For å vurdere om et selskap kan klassifiseres som verdi- eller vekstaksje benytter vi estimerer på pris/bok-multiplen (P/B). Etersom vi ønsker et mest mulig riktig estimat av denne uavhengige variabelen har vi valgt å bruke P/B fra det siste foreliggende kvartalet før resultatvarselet. Dette vil være den ferskeste datoen hvor både teller og nevner i multiplen er observert samtidig. Videre må kvartalet være i estimeringsperioden og ikke innenfor begivenhetsvinduet i forkant av annonseringen. Estimaten er innhentet fra selskapenes kvartalsrapporter. Likviditeten, eller snarere illikviditet, til aksjen er målt ved Amihuds (2002) mål på illikviditet. Illikviditetsmålet er i likhet med betaestimatene estimert over et «børsår» (252 handelsdager) i forkant av begivenhetsvinduet.

I den første seksjonen grupperer vi selskapene basert på de fire forklaringsvariablene og analyserer differanseavkastningen i begivenhetsvinduet. I del to analyserer vi den anormale

avkastningen ved hjelp av en kryss-seksjonell regresjon, hvor de ulike bedriftskarakteristikkene nevnt ovenfor inngår som forklaringsvariabler.

Grupperingsanalyse

Grupperingsanalysen søker å avdekke i hvilken grad størrelsen på asymmetrisk informasjon spiller inn på anormal avkastning. Utvalget deles inn i tre grupper for hver av de fire variablene; minimum (30 %), middels (40 %) og maksimum (30 %). I analysen utelater vi middelverdiene for å tydeliggjøre potensielle differanser mellom «min» og «maks» gruppene. Deretter tester vi om den gjennomsnittlige kumulative anormale avkastningen er signifikant forskjellig for de to gruppene.

Merk at vi kun vil kommentere og analysere resultatene for de negative resultatvarslene da det totale utvalget for positive resultatvarsel (N=40) er svært lite noe som resulterer i lite signifikante verdier når vi deler det opp i tre deler. Resultatene fra de positive resultatvarslene er likevel gjengitt i Appendiks C.

Risiko

Med risikofaktoren ønsker vi å undersøke om høyrisikoselskaper og lavrisikoselskaper opplever ulik anormal avkastning i begivenhetsvinduet. Resultatene for de to grupperingene er gjengitt i Tabell 18.

Tabell 18. Resultater høyrisiko- vs. lavrisikoselskaper

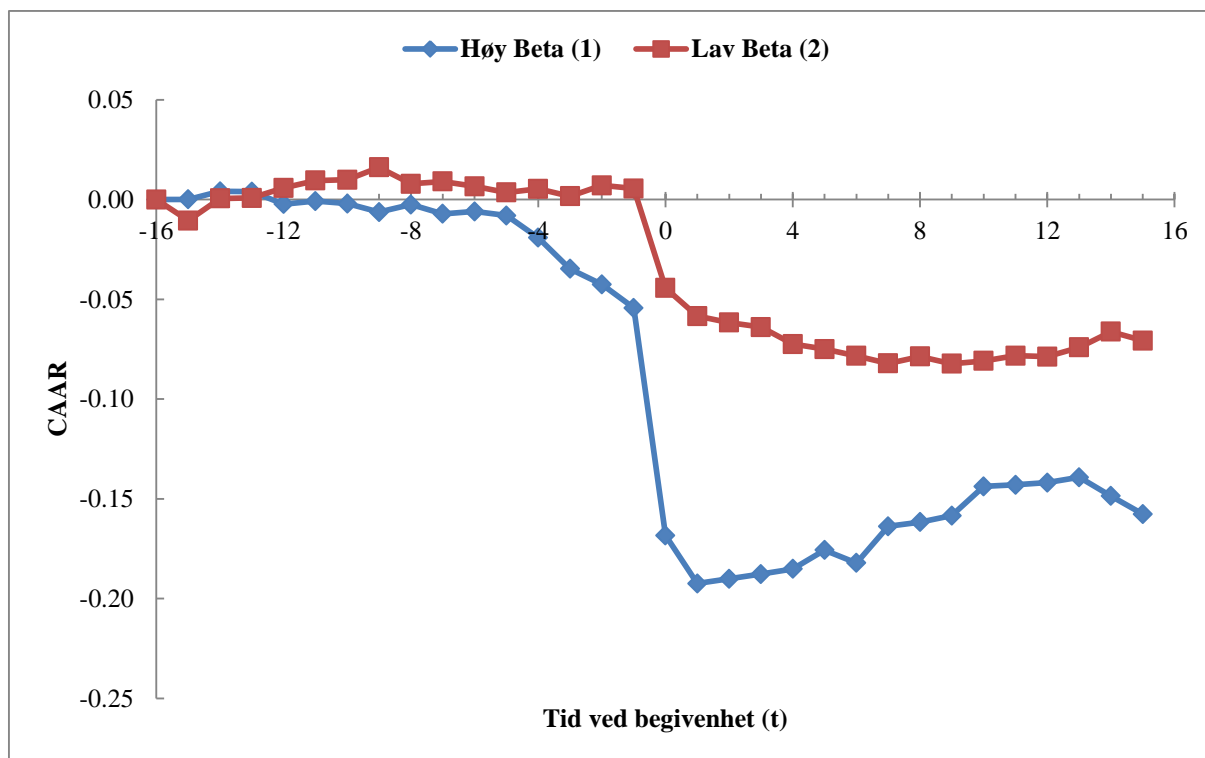
BETA	Høy Beta (1)	Lav Beta (2)	(1) - (2)
CAAR (-15,-1)	-5,43 %	0,56 %	-5,99 %
Median (-15,-1)	-4,94 %	0,63 %	-5,56 %
t-verdi	-2,78	0,35	-2,39
Signifikansnivå	***		**
CAAR (0,1)	-13,81 %	-6,40 %	-7,41 %
Median (0,1)	-11,92 %	-5,17 %	-6,75 %
t-verdi	-8,89	-5,99	-3,93
Signifikansnivå	***	***	***
CAAR (2,15)	3,48 %	-1,23 %	4,71 %
Median (2,15)	-0,49 %	-0,70 %	0,21 %
t-verdi	1,62	-0,93	1,87
Signifikansnivå			*
N	50	50	

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå

Tabellen viser at den gjennomsnittlige kumulative anormale avkastningen for høyrisikoselskapene er signifikant forskjellig fra lavrisikoselskapene i alle begivenhetsvinduene. Selskaper med høy betaverdi ser ut til å oppleve en mer signifikant negativ prisdrift i forkant av resultatvarsel. Høyrisikoselskapene opplever i snitt en negativ prisdrift på -5,43 % sammenlignet med 0,56 % for lavrisikoselskapene. Differansen på -5,99 % er signifikant på 5 % signifikansnivå. Samtidig er verdireduksjonen på selve annonseringstidpunktet signifikant større for høyrisikoselskapene, hvor differansen i den kumulative anormale avkastningen er på hele -7,41 % (signifikant på 1 % nivå). I etterkant av varselet er differansen på 4,71 % ikke like signifikant, men fortsatt signifikant på 10 % nivå. Det er altså indikasjoner på at høyrisikoselskapene opplever en signifikant forskjellig post-annonseringsdrift på grunn av en mulig overreaksjon på annonseringstidpunktet.



Figur 9. Plott av kumulativ anormal avkastning for høyrisiko- og lavrisikoselskaper

Figur 9 illustrerer ulik utvikling i gjennomsnittlig kumulativ anormal avkastning for de to gruppene. Høyrisikoselskapenes prisdrift i forkant av varselet stemmer godt med våre antakelser om større informasjonsasymmetrien sammenliknet med lavrisikoselskaper. Informerte aktører vil ha en høyere forventet gevinst ved å handle på informasjon som ikke er allment kjent i markedet.

Størrelse

For størrelsesfaktoren ønsker vi å se nærmere på om den gjennomsnittlige kumulative anomale avkastningen er mer markert for små selskaper. Resultatene fra analysen er gjengitt i Tabell 19.

Tabell 19. Resultater store vs. små selskaper

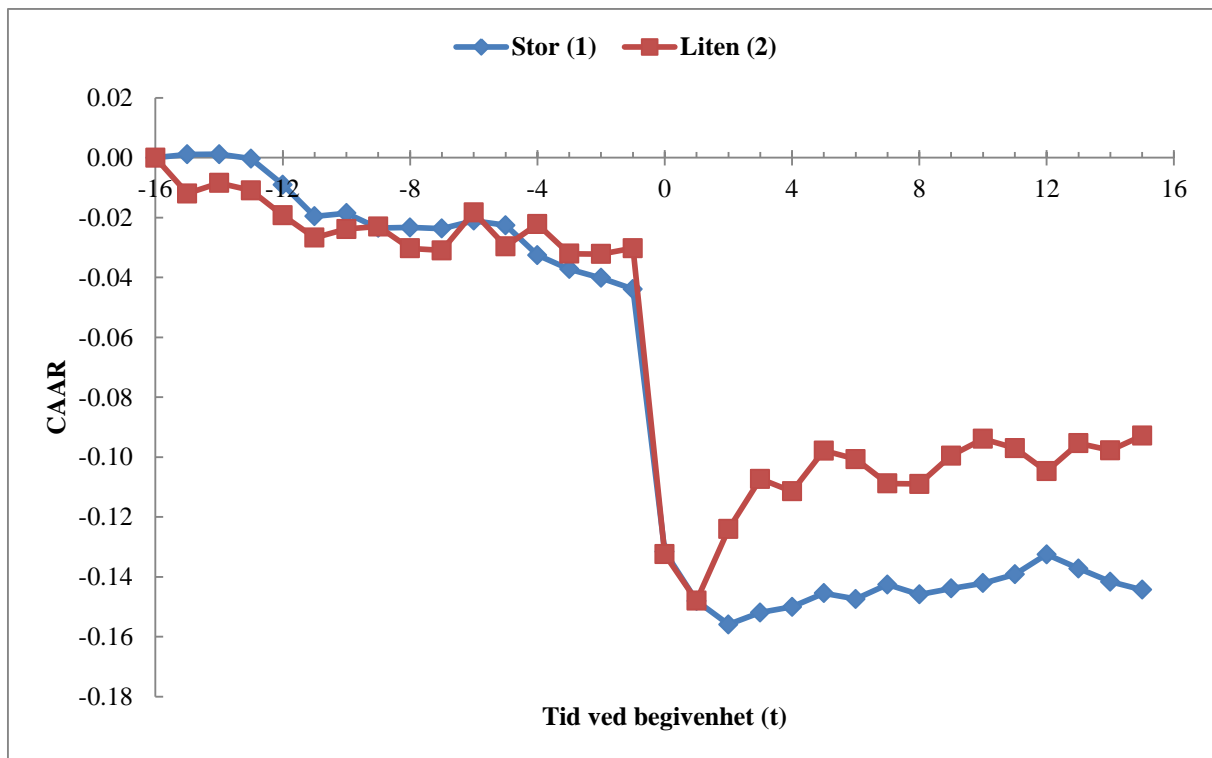
STØRRELSE	Stor (1)	Liten (2)	(1) - (2)
CAAR (-15,-1)	-4,39 %	-3,02 %	-1,37 %
Median (-15,-1)	-4,13 %	-2,63 %	-1,51 %
t-verdi	-2,78	-1,51	-0,54
Signifikansnivå	***		
CAAR (0,1)	-10,42 %	-11,78 %	1,36 %
Median (0,1)	-8,39 %	-9,64 %	1,25 %
t-verdi	-7,19	-6,54	0,59
Signifikansnivå	***	***	
CAAR (2,15)	0,37 %	5,51 %	-5,14 %
Median (2,15)	1,27 %	3,33 %	-2,06 %
t-verdi	0,27	1,91	-1,61
Signifikansnivå		*	
N	50	50	

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå

Til forskjell fra risikofaktoren finner vi ingen signifikante differanser for størrelsesfaktoren. Både små og store selskaper ser ut til å oppleve en negativ prisdrift i forkant av annonseringen, samtidig som begge gruppene opplever en sterk verdireduksjon på annonseringstidspunktet, men ingen av disse er signifikant forskjellig fra hverandre. Sammenlikning med undersøkelser på amerikanske data tegner et blandet bilde. Jackson og Madura (2003) finner som oss ingen signifikant sammenheng forut for resultatvarselet. Samtidig finner både de og Bulkley og Herrerias (2005) signifikant større annonseringseffekt for små selskaper. I etterkant av annonseringen observerer vi tendenser til at mindre selskap opplever et mer markert prisdrift hvor differansen måles til -5,14 %. Dette gir indikasjoner på at markedet overreagerer på annonseringstidspunktet, og senere reverserer deler av effekten. Dette er i tråd med andre studier som finner at den anormale avkastningen etter en begivenhet vanligvis er mer signifikant for mindre selskap sammenliknet med store (se f.eks. Bulkley & Herrerias, 2005; Bernard & Thomas, 1989). Likevel er ikke den observerte differansen signifikant ulik null.



Figur 10. Plott av kumulativ anormal avkastning for store og små selskaper

Fra figuren over observerer vi at de to gruppene følger mer eller mindre den samme utviklingen frem til og med annonseringen. Kursutviklingen til mindre selskap etter annonsering kan tyde på en overreaksjon. En mulig forklaring kan være at få tredjepartsaktører som aksjeanalytikere og media følger selskapet. Markedsaktørene vil da være dårligere rustet til å vurdere konsekvensen av ny informasjon når den kommer.

Verdi og vekst

Pris/bok benyttes som en tilnærming for selskapets implisitte vekstmuligheter, noe som i tur kan benyttes som en indikator på graden av asymmetrisk informasjon. Her vil høy P/B indikere vekstselskap som forbindes med større grad av informasjonsasymmetri.

Tabell 20. Resultater høy- vs. lav pris/bok

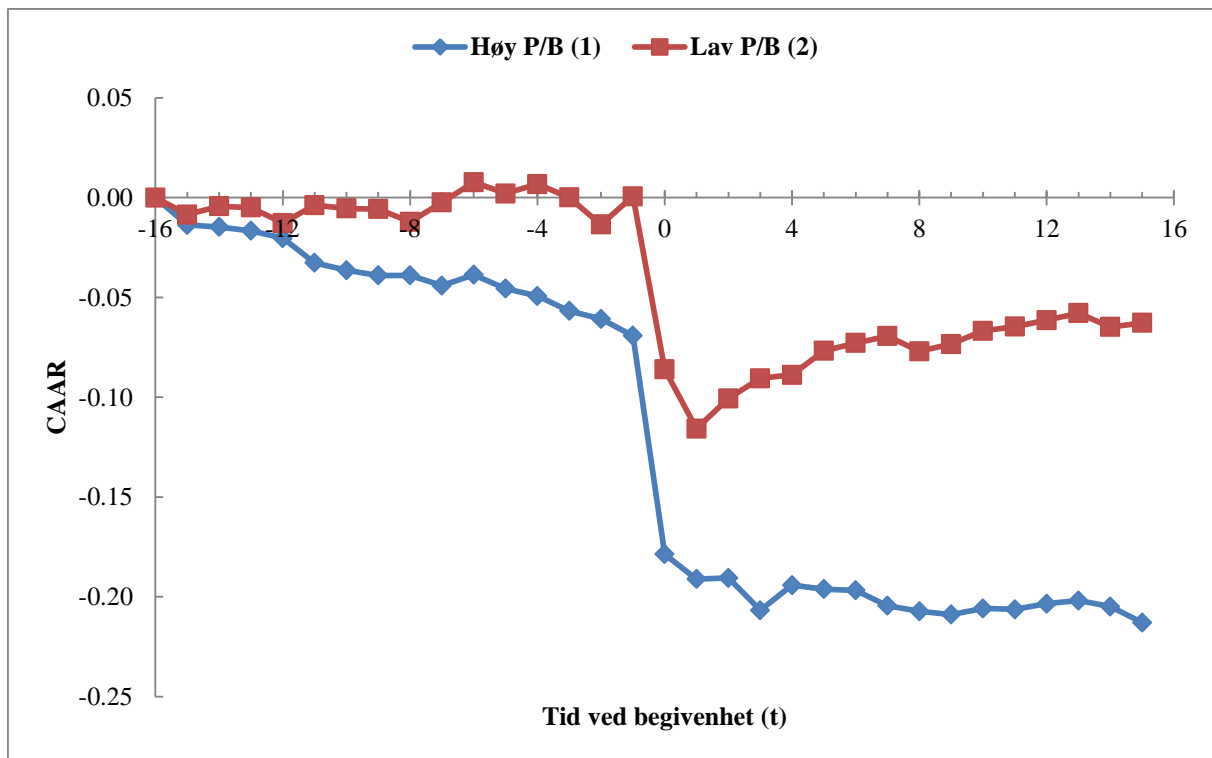
P/B	Høy P/B (1)	Lav P/B (2)	(1) - (2)
CAAR (-15,-1)	-6,92 %	0,07 %	-6,99 %
Median (-15,-1)	-3,26 %	-1,62 %	-1,65 %
t-verdi	-3,86	0,04	-2,79
Signifikansnivå	***		***
CAAR (0,1)	-12,19 %	-11,64 %	-0,55 %
Median (0,1)	-10,12 %	-7,59 %	-2,53 %
t-verdi	-8,44	-5,75	-0,22
Signifikansnivå	***	***	
CAAR (2,15)	-2,18 %	5,30 %	-7,48 %
Median (2,15)	-3,34 %	2,15 %	-5,48 %
t-verdi	-1,28	1,84	-2,24
Signifikansnivå		*	**
N	50	50	

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå

Resultatene i Tabell 20 indikerer at selskapene med høyest P/B opplever en mer markert anormal avkastning i forkant av resultatvarslene. Differanseavkastningen på -6,99 % er signifikant på 1 % signifikansnivå. Selve annonseringseffekten mellom de to ulike gruppene er ikke signifikant forskjellig fra hverandre. Resultatene gir videre indikasjoner på en differanseavkastning i perioden etter annonseringen med en signifikant forskjell på -7,48 % (på 5 % nivå). Dette går mot funnene til Bulkley og Herrerias (2005), som ikke påviser signifikant differanseavkastning på annonseringstidspunktet eller i den etterfølgende perioden. Den daglige utviklingen i den gjennomsnittlige kumulative anormale avkastningen er plottet i Figur 11.



Figur 11. Plott av kumulativ anormal avkastning for høy vs. lav pris/bok

Plottene viser hvordan vekstselskapene opplever en mer markert negativ prisdrift i forkant av annonseringen. I etterkant av varselet tyder resultatene på at verdiaksjer opplever en post-annonseringsdrift signifikant forskjellig fra vekstaksjene. Videre kan det se ut til at verdiaksjene er gjenstand for overreaksjon, samtidig som tilsvarende tall for vekstaksjer indikerer underreaksjon.

Illikviditet

Med illikviditetsfaktoren ønsker vi å undersøke hvorvidt mindre eller mer likviditet har betydning for den anormale avkastningen i begivenhetsvinduet. Resultatene fra grupperingen er rapportert i Tabell 21 og grafisk fremstilt i Figur 12.

Tabell 21. Resultater mindre vs. mer likvide selskaper

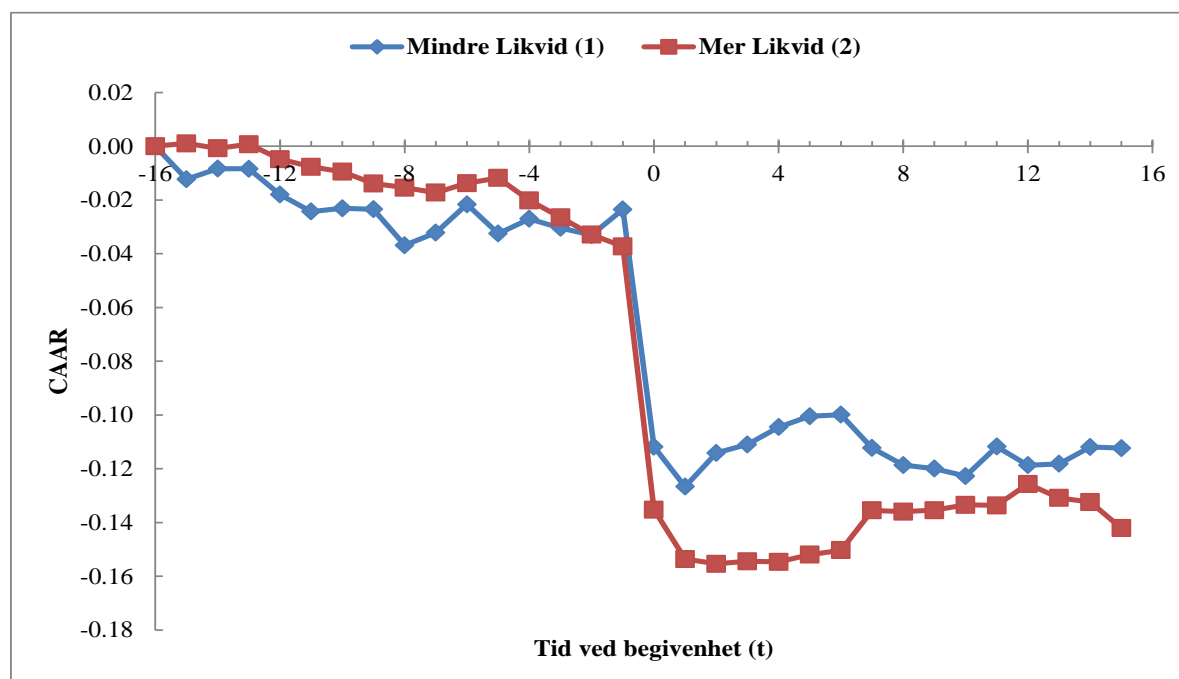
ILLIKVIDITET	Mindre Likvid (1)	Mer Likvid (2)	(1) - (2)
CAAR (-15,-1)	-2,35 %	-3,73 %	1,38 %
Median (-15,-1)	-1,62 %	-4,13 %	2,52 %
t-verdi	-1,09	-2,39	0,52
Signifikansnivå		**	
CAAR (0,1)	-10,32 %	-11,63 %	1,31 %
Median (0,1)	-8,78 %	-8,96 %	0,18 %
t-verdi	-6,25	-7,34	0,57
Signifikansnivå	***	***	
CAAR (2,15)	1,43 %	1,15 %	0,28 %
Median (2,15)	-0,81 %	0,55 %	-1,35 %
t-verdi	0,52	0,71	0,09
Signifikansnivå			
N	50	50	

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå

Av tabellen ser vi at vi ikke finner noen signifikante forskjeller mellom de to gruppene. Dette gjelder også på tvers av begivenhetsvinduene.



Figur 12. Plott av kumulativ anormal avkastning for mindre vs. mer likvide selskaper

Kryss-seksjonell regresjon

I denne delen gjennomfører vi en multippel regresjon for å studere de observerte effektene fra grupperingsanalysen i mer detalj. I regresjonen inngår den kumulative anormale avkastningen som avhengig variabel, og de ulike bedriftskarakteristikkene nevnt tidligere inngår som forklaringsvariabler. Til forskjell fra grupperingsanalysen vil regresjonskoeffisientene kontrollere for sammenhenger mellom de øvrige variablene.

Før vi gjennomførte den kryss-seksjonelle regresjonen gikk vi gjennom dataene for å sikre et mest mulig konsistent datagrunnlag. Selskaper med negative P/B-multipler ble utelatt fra utvalget. På grunn av få observasjoner vil også OLS-estimatene være sensitive for såkalte uteliggere eller ekstremobservasjoner. Slike typer observasjoner blir droppet fra utvalget. Merk likevel at vi har gjengitt resultatene før fjerningen av ekstremobservasjoner i Appendiks D1 og D2.

Resultatene fra den kryss-seksjonelle regresjonen kan i vårt tilfelle være påvirket av multikolinearitet, det vil si høy korrelasjon mellom noen av de uavhengige variablene. Et åpenbart eksempel er størrelse og illikviditet som antakeligvis har en sterk negativ korrelasjon. Dette problemet er svært vanskelig å få gjort noe med i vårt tilfelle, da det i små utvalg kan være vanskelig å estimere de partielle effektene nøyaktig når noen av variablene er høyt korrelerte (Wooldridge, 2009).

I første seksjon vil vi kommentere resultatene fra de negative resultatvarslene, mens i andre seksjon vil vi se nærmere på de positive resultatvarslene.

Negative resultatvarsler

Av de 170 resultatvarslene rapporterte to av selskapene negativ P/B-multippel i slutten av kvartalet forut for annonseringen. Disse to observasjonene blir følgelig utelatt fra utvalget. I tillegg har vi fjernet tre ekstremobservasjoner fra utvalget noe som resulterer i et totalt utvalg på 165 observasjoner.

En normalitetstest av residualene (Shapiro & Wilk, 1965) fra en vanlig OLS regresjon avviser en nullhypotese om normalfordelte residualer for alle begivenhetsvinduer, noe som skyldes den store skjevheten og kurtosen i dataene våre.

Tabell 22. Shapiro-Wilk W test for normalitet, negative resultatvarsel

Residualer	W	V	z	p-verdi	Skewness	Kurtosis
CAR (-15,-1)	0,875	15,786	6,286	0,000	-1,453	12,145
CAR (0,1)	0,864	17,201	6,482	0,000	-1,948	9,868
CAR (2,15)	0,933	8,497	4,875	0,000	1,137	6,488

En Breusch-Pagan (1979) test ble videre brukt til å teste om feilleddene har konstant varians. De lave p-verdiene gjengitt i tabellen under gir indikasjoner på heteroskedastisitet.

Tabell 23. Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet, negative resultatvarsel

	CAR (-15,-1)	CAR (0,1)	CAR (2,15)
Kji-kvadrat verdi	5,21	4,78	43,34
p-verdi (Prob > kji-kvadrat)	0,022	0,029	0,000

En enkel OLS regresjon gir altså uttrykk for at datasette ikke tilfredsstiller kriteriene om normalfordelte residualer og feilledd med lik varians. Problemene er delvis hensyntatt ved å gjennomføre den multiple regresjonen med robuste standardfeil.

Det er vanskelig å estimere partielle effekter knyttet til multikollinearitet i utvalget vårt. Følgende VIF-score (Variance Inflation Factors) score indikerer likevel at graden av kolinearitet ikke er for høy. En VIF-score på 1 indikerer ingen korrelasjon, mens en score over 10 indikerer høyt korrelerte variabler.

Tabell 24. VIF score, negative resultatvarsel

Variabel	VIF
STØRRELSE	1,36
ILLIKVIDITET	1,36
BETA	1,15
PB	1,04
Gjennomsnitt	1,22

VIF-scoren gir indikasjoner på at graden av multikollinearitet ikke er urovekkende høy mellom testvariablene. Resultatene fra den kryss-seksjonelle analysen ved bruk av robuste standardfeil er gjengitt i Tabell 25.

Tabell 25. Resultater fra kryss-seksjonell analyse, negative resultatvarslar

CAR (-15,-1)	Coef.	SE	t-verdi	p-verdi	Signifikansnivå
BETA	-0.0749	0.0246	-3.04	0.003	***
STØRRELSE	0.0000	0.0061	0.00	0.998	
P/B	-0.0052	0.0026	-2.00	0.048	**
ILLIKVIDITET	-0.0572	0.0272	-2.10	0.037	**
Konstant	0.0582	0.1316	0.44	0.659	
Antall observasjoner	165				
R ²	0.1057				

CAR (0,1)	Coef.	SE	t-verdi	p-verdi	Signifikansnivå
BETA	-0.0649	0.0151	-4.29	0.000	***
STØRRELSE	0.0143	0.0046	3.14	0.002	***
P/B	-0.0047	0.0021	-2.28	0.024	**
ILLIKVIDITET	0.0105	0.0131	0.80	0.424	
Konstant	-0.3501	0.1016	-3.45	0.001	***
Antall observasjoner	165				
R ²	0.1123				

CAR (2,15)	Coef.	SE	t-verdi	p-verdi	Signifikansnivå
BETA	0.0395	0.0263	1.50	0.136	
STØRRELSE	-0.0134	0.0075	-1.79	0.075	*
P/B	-0.0057	0.0027	-2.16	0.032	**
ILLIKVIDITET	0.0014	0.0278	0.05	0.960	
Konstant	0.2762	0.1536	1.80	0.074	*
Antall observasjoner	165				
R ²	0.0495				

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå

Selskapenes risiko, målt ved beta, er signifikant på 1 % signifikansnivå både i forkant og på selve annonseringen med en p-verdi på henholdsvis 0,003 og 0,000. Koeffisientene er videre negative, noe som impliserer at høyere risiko (beta) vil gi en mer negativ kumulativ anormal avkastning. I forkant av varselet betyr dette altså at høyere risiko vil gi en mer markert negativ prisdrift. Videre vil den anormale avkastningen rundt selve annonseringsdatoen, annonseringseffekten, være større (mer negativ) for et høyrisikoselskap. I etterkant av varselet er ikke betakoeffisienten signifikant ulik null (p-verdi: 0,136), og vi kan derfor ikke konkludere med at risiko kan forklare en eventuell post-annonseringsdrift.

Selskapenes størrelse, målt ved den naturlige logaritmen av markedsverdien, er ikke signifikant i vinduet forut for annonseringen (p-verdi: 0,998). I løpet av annonseringsvinduet (0,1) er koeffisienten for selskapsstørrelse statistisk signifikant (p-verdi: 0,002, signifikant på 1 % nivå) og positiv. Det kan altså se ut til at mindre selskaper opplever en større, negativ effekt på selve annonseringsdatoen i respons på negative resultatvarsler. Etter annonseringen er størrelse en signifikant koeffisient på 10 % signifikansnivå med en tilhørende p-verdi på 0,075. Denne koeffisienten er negativ og betyr at store selskaper opplever en mer negativ post-annonseringsdrift.. Det ser altså ut til at større selskaper opplever en mer signifikant underreaksjon enn små selskaper – motsatt av vår hypotese.

Koeffisienten for pris/bok er statistisk signifikant i alle begivenhetsvinduene på 5 % signifikansnivå. Koeffisienten er videre negativ for alle tre vinduene. I forkant av annonseringen tyder funnene på at vekstselskaper (høy P/B multipl) har en mer markert negativ anormal avkastning, det vil si en høyere pre-annonseringsdrift. Rundt selve annonseringsdatoen (0,1) er også annonseringseffekten større (mer negativ) for vekstselskapene. Dette kan forklares med utgangspunkt i at negative varsler vil resultere i en relativt større justering av fremtidige vekstestimer for vekstselskapene sammenlignet med verdiselskapene, og verdiutslagene vil derfor bli større. I etterkant av annonseringen opplever vekstselskapene en større negativ drift, og markedets underreaksjon på annonseringstidspunktet fremstår derfor større sammenliknet med verdiaksjer. Det tar altså lenger tid før de negative nyhetene forbundet med resultatvarselet blir reflektert i aksjeprisen til vekstselskaper. Funnene gir støtte til vår hypotese om mer markerte pre-begivenhetsdrift for vekstselskap.

Likviditeten til selskapene er kun signifikant i perioden før resultatvarselet. Koeffisienten har en tilhørende t-verdi på -2,10 (p-verdi: 0,037) og er følgelig signifikant på 5 % nivå. Et mer illikvid selskap, det vil si en høyere verdi på illikviditetsmålet, vil altså resultere i en mer anormal avkastning. I tilfellet med negative resultatvarsel betyr dette at man forventer en mer markert og negativ prisdrift i forkant av annonseringen for illikvide aksjer.

Positive resultatvarsler

Hele tre av de 40 positive resultatvarslene rapporterte negativ P/B-multippel i kvartalsrapporten forut for annonseringen. I kombinasjon med fjerningen av to ekstremobservasjoner står vi igjen med et utvalg på totalt 35 observasjoner.

Tabell 26 viser en normalitetstest av residualene fra en vanlig OLS regresjon. Igjen finner vi indikasjoner på at residualene ikke er normalfordelte.

Tabell 26. Shapiro-Wilk W test for normalitet, positive resultatvarsel

Residualer	W	V	z	p-verdi	Skewness	Kurtosis
CAR (-15,-1)	0,924	2,711	2,082	0,019	0,896	5,983
CAR (0,1)	0,975	0,882	-0,262	0,604	0,284	3,941
CAR (2,15)	0,887	4,022	2,905	0,002	-1,170	5,544

De lave p-verdiene gjengitt i tabellen under gir også indikasjoner på heteroskedastisitet i utvalget vårt.

Tabell 27. Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet, positive resultatvarsel

	CAR (-15,-1)	CAR (0,1)	CAR (2,15)
Kji-kvadrat verdi	6,98	5,11	0,54
p-verdi (Prob > kji-kvadrat)	0,008	0,024	0,464

En simpel OLS regresjon gir altså uttrykk for at dataene våre ikke tilfredsstillter kriteriene om normalfordelte residualer og feilledd med lik varians. Disse problemene er delvis hensyntatt ved å gjennomføre den multiple regresjonen med robuste standardfeil. Videre gir en lav VIF-score indikasjoner på at graden av kolinearitet ikke er for høy mellom variablene.

Tabell 28. VIF score, positive resultatvarsel

Variabel	VIF
STØRRELSE	1,41
ILLIKVIDITET	1,39
BETA	1,09
PB	1,02
Gjennomsnitt	1,23

Resultatene fra den kryss-seksjonelle analysen ved bruk av robuste standardfeil er gjengitt i Tabell 29

Tabell 29. Resultater fra kryss-seksjonell analyse, positive resultatvarsler

CAR (-15,-1)	Coef.	SE	t-verdi	p-verdi	Signifikansnivå
BETA	-0.0328	0.0300	-1.09	0.283	
STØRRELSE	-0.0058	0.0128	-0.45	0.654	
P/B	-0.0064	0.0032	-2.03	0.052	*
ILLIKVIDITET	-0.0065	0.0030	-2.20	0.035	**
Konstant	0.2098	0.2885	0.73	0.473	
Antall observasjoner	35				
R ²	0.1598				

CAR (0,1)	Coef.	SE	t-verdi	p-verdi	Signifikansnivå
BETA	-0.0237	0.0157	-1.51	0.141	
STØRRELSE	-0.0137	0.0080	-1.72	0.096	*
P/B	0.0012	0.0014	0.88	0.388	
ILLIKVIDITET	-0.0081	0.0019	-4.21	0.000	***
Konstant	0.3874	0.1797	2.16	0.039	**
Antall observasjoner	35				
R ²	0.2255				

CAR (2,15)	Coef.	SE	t-verdi	p-verdi	Signifikansnivå
BETA	0.0045	0.0312	0.15	0.885	
STØRRELSE	-0.0219	0.0151	-1.44	0.159	
P/B	-0.0006	0.0018	-0.31	0.757	
ILLIKVIDITET	0.0029	0.0044	0.66	0.513	
Konstant	0.4546	0.3328	1.37	0.182	
Antall observasjoner	35				
R ²	0.0622				

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå

Legg merke til at selv med signifikante resultater vil det være vanskelig å trekke noen generelle konklusjoner på grunn av det begrensede datautvalget vårt. Vi vil derfor også begrense kommentarene til funnene.

I samtlige begivenhetsvinduer er koeffisienten for risiko (beta) ikke signifikant. Til forskjell fra de negative resultatvarslene kan vi ikke konkludere med at investorresponsen til positive varsler er avhengig av selskapenes risiko.

Markedsverdien er kun signifikant i vinduet rundt annonseringsdatoen, (0,1), men bare på 10 % signifikansnivå (p-verdi: 0,096). Det negative fortegnet på koeffisienten tyder på at et mindre selskap opplever en høyere anormal avkastning, en mer signifikant annonseringseffekt, sammenlignet med et større selskap.

Koeffisienten for pris/bok er kun signifikant i forkant av resultatvarselet med en tilhørende p-verdi på 0,052 (signifikant på 10 % nivå). Den estimerte koeffisienten har et negativt fortegn, noe som betyr at et vekstselskap opplever en mindre positiv anormal avkastning i forkant av resultatvarselet.

Likviditeten, eller illikviditeten, til selskapene er signifikant både i forkant og på selve annonseringen med en p-verdi på henholdsvis 0,035 og 0,000. De negative koeffisientene impliserer at høyere illikviditet vil gi en mer negativ kumulativ anormal avkastning. I forkant av varselet betyr dette en mindre markert og positiv prisdrift for illikvide selskaper. Den forventede positive annonseringseffekten rundt selve annonseringen vil videre være mindre (mer negativ) for et illikvid selskap.

6. Konklusjon

Resultatene fra denne utredningen støtter H1 om at selskaper som utsteder negative (positive) resultatvarsler vil oppleve negative (positive) markedsreaksjoner på annonseringstidspunktet. Annonseringen av negative og positive resultatvarsler på Oslo Børs i perioden 01.01.2000 til 31.12.2012 gir en signifikant (1 % nivå) gjennomsnittlig kumulativ anormal avkastning på annonseringsdagen(e) på henholdsvis -11,30 % og 7,11 %.

For negative resultatvarsel fant vi en statistisk signifikant (5 % nivå) gjennomsnittlig kumulativ anormal avkastning i perioden forut for annonseringstidspunktet. Denne pre-annonseringsdriften var på -3,36 % i 15-dagers perioden før annonseringen, og støtter H2 om at markedsreaksjonen forbundet med et resultatvarsel vil starte før annonseringsdatoen. For positive resultatvarsel fant vi indikasjoner på en positiv drift i forkant av annonseringen, men denne var dog ikke signifikant (10 % nivå).

I etterkant av annonseringstidspunktet fant vi ingen signifikante drift, hverken for negative eller positive resultatvarsel (10 % nivå). Selv om resultatene peker i retning av en overreaksjon for negative varsel og underreaksjon for positive, er likevel ikke disse signifikante. Samlet sett må vi derfor avvise H3 om at selskaper som utsteder resultatvarsler opplever en over- eller underreaksjon i markedet. Dette er ikke på linje med funnene til Bulkley og Herrerias (2005) og Jackson og Madura (2003), som begge fant bevis for underreaksjon på negative varsler. Samtidig er funnene våre mer på linje med Brown et al. (1988) som fant empirisk støtte for positive post-annonseringsdrift for ulike typer uventet informasjon.

En oppsplitting av utvalgene i to delperioder på 2000-2006 og 2007-2012 viser tegn til at pre-annonseringsdriften er mer markert for både positive og negative varsel i den siste delperioden. Differanseavkastningene er likevel ikke signifikante (10 % nivå). Analysen gir videre indikasjoner på at selve annonseringseffekten har avtatt for de negative resultatvarslene i senere tid.

Grupperingsanalysen viste at selskaper som har høy risiko (beta) og store vekstmuligheter (P/B) forbindes med mer negativt pre-annonseringsdrift. Videre forbindes overreaksjon med høy risiko, samtidig som differanseavkastningen mellom høy og lav P/B var signifikant etter annonseringen (5 % nivå). På begivenhetsdagen var differanseavkastningen signifikant (1 %

nivå) for høy mot lav risiko. Hverken størrelse eller likviditet ga signifikante resultater i grupperingsanalysen.

Den kryss-seksjonelle regresjonen fant i varierende grad støtte for H4 til H7:

- *Størrelse*: Både for negative og positive resultatvarsel viste funnene våre at mindre selskaper opplevde en mer markert verdsettelseeffekt på annonseringsdagen. Videre fant vi at større selskap er gjenstand for en større underreaksjon etterfølgende negative varsel, noe som avviser H4 (10 % nivå).
- *Verdi og vekst*: P/B var signifikant (5 % nivå) forklaringsvariabel for negative varsel for alle begivenhetsvindu. Med andre ord hadde vekstselskap en mer markert anormal negativ avkastning, og i tråd med H5. Resultatene for positive varsel trakk i motsatt retning, hvor vekstselskapene opplevde lavere anormal avkastning i forkant av varselet.
- *Risiko*: Beta var en signifikant variabel både i forkant og på selve annonseringsdagen for negative resultatvarsel (1 % nivå). Dette gir delvis støtte til H6, med mer markert pre-annonseringsprisdriфт for høyrisikoselskaper. For de positive resultatvarslene var risiko ikke en signifikant forklaringsvariabel.
- *Illikviditet*: Vi fant en positiv sammenheng mellom illikviditet og anormal avkastning for negative resultatvarsel i forkant av annonseringen. Motsatt var det ingen tilsvarende sammenheng for positive varsel. I sum gir dette noe støtte for H7 på negative varsel, men ikke for positive.

I sum finner vi altså delvis støtte for H5, H6 og H7 under negative resultatvarsel, men ingen støtte for H4. Her er resultatene sterkest for H5. For positive resultatvarsel fikk vi mindre signifikante resultater som, om noe, trekker i motsatt retning av hypotesene våre. Tabell 30 oppsummerer resultatene.

Tabell 30. Oppsummerte resultater

Hypotese	Positive	Negative
	Regresjonskoeffisient	
	Positive	Negative
H1 Annonseringseffekt (0,1)	7,11% (***)	-11,30% (***)
H2 Pre-annonseringseffekt (-15,-1)	2,28 %	-3,36% (**)
H3 Post-annonseringsdrift (2,15)	-0,13 %	1,64 %
H4 Mer markert pre-annonseringsdrift for store selskap	-0,0058	0,0000
" Mer markert post-annonseringsdrift for store selskap	-0,0219	-0,0134 (*)
H5 Mer markert pre-annonseringsdrift for vekstaksjer	-0,0064 (*)	-0,0052 (**)
H6 Mer markert pre-annonseringsdrift for høyrisikoselskap	-0,0328	-0,0749 (***)
H7 Mer markert pre-annonseringsdrift for illikvide aksjer	-0,0065 (**)	-0,0572 (**)
" Mer markert post-annonseringsdrift for illikvide aksjer	0,0029	0,0014

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå

Merk at resultatene for H4 negativ og H5 positiv går på tvers av hypotesen

Forslag til videre studier

Andre utredninger vil kunne bygge videre på vår studie gjennom å undersøke og justere for økende varians i begivenhetsvinduet. I tillegg vil det være aktuelt å teste andre forklaringsvariabler i tverrsnittanalysen enn de vi har benyttet. For eksempel vil eierskapsstruktur være en aktuell kandidat. Her vil man kunne argumentere for at økt konsentrasjon medfører større informasjonsasymmetri. Langs de samme linjene kan man finne andre, og potensielt bedre egnede tilnærmingsvariabler til vekstmuligheter og illikviditet.

Kritikk

Kritikken som presenteres her kommer i tillegg til problemer som er nevnt i løpende tekst, og er ikke uttømmende. Oppgaven vår bygger på et noe begrenset utvalg, spesielt for positive resultatvarsel. Dette vil svekke funnene våre og inferensen. I tillegg bygger den statistiske metoden på en forutsetning om normalfordelt avkastningsdata, noe vi har stilt spørsmålsteget ved underveis i utredningen.

Betaestimatene som er brukt i denne utredningen kan med god grunn diskuteres. Ettersom beta i prinsippet er uobserverbar, vil estimatene kunne avvike betraktelig fra den faktiske kovariansen med markedet.

Metoden bak begivenhetsstudier er generelt akseptert i akademia, spesielt for studier over korte begivenhetsvinduer. Likevel vil slike tester av markedseffisiens være en dobbel test, hvor man reelt sett tester både for effisiens og om modellen brukt for å beregne forventet avkastning er velspesifisert. Dersom man måler anormal avkastning kan dette tolkes som at markedet ikke er effisient, at modellen er feil, eller begge deler. Både Fama og French (1998) og MacKinlay (1997) argumenterer for at dette problemet reduseres ved bruk av korte begivenhetsvinduer, da daglig avkastning sentreres rundt null.

Man kan også stille spørsmålsteget ved den funksjonelle formen til regresjonsmodellen brukt i den kryss-seksjonelle analysen, samt hvorvidt OLS eller andre estimeringsformer vil være BLUE.

Sist, men ikke minst, er alle resultatvarsel gjennomgått og klassifisert manuelt, noe som åpenbart øker sannsynligheten for feil. Vi har etter beste evne forsøkt å minimere denne.

7. Bibliografi

- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, Vol. 5(No 1), 31-56.
- Ball, R., & Brown, P. (1968). An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research*, Vol. 6, 159-178.
- Barber, B., & Odean, T. (2001). Boys will be boys: gender, overconfidence, and common stock investment. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, 261-329.
- Basu, S. (1977). The investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: a test of the efficient market hypothesis. *Journal of Finance*, Vol. 32, 663-682.
- Bernard, V. L., & Thomas, J. K. (1989). Post-earnings announcement drift: delayed price response or risk premium? *Journal of Accounting Research*, Vol. 27, 1-36.
- Bernard, V., & Thomas, J. (1990). Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 13, 305-340.
- Blackwell, D., & Dubins, L. (1962). Merging of opinions with increasing information. *The Annals of Mathematical Statistics*, 38, 882-886.
- Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. (2011). *Investments and Portfolio Management* (9. utg.). McGraw-Hill/Irwin.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). Simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, Vol. 47, 1287-1294.
- Brown, K., Harlow, W., & Tinic, S. M. (1988). Risk aversion, uncertain information, and market efficiency. *Journal of Financial Economics*, Vol. 22(No. 2), 355-385.
- Brown, S., & Warner, J. (1985, Mars). Using daily stock returns: The case of event studies. *Journal of Financial Economics*, Vol.14(No.1), 3-31.
- Brown, S., Goetzmann, W., Ibbotson, R., & Ross, S. (1992). Survivorship bias in performance studies. *Review of Financial Studies*, Vol. 5, 553-580.

- Bulkley, G., & Herrerias, R. (2005). Does the Precision of News Affect Market Underreaction? Evidence from Returns Following Two Classes of Profit Warning. *European Financial Management, Vol. 11*, 603-624.
- Campbell, J., Lo, A., & MacKinlay, C. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Chan, K. (1988). On the contrarian investment strategy. *Journal of Business, Vol. 61*, 147-164.
- Chang, M., & Watson, I. (2007). *What are Insider Trades Around Profit Warnings Really Telling Us?* Hentet Februar 26, 2013 fra SSRN: <http://ssrn.com/abstract=956534> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.956534>
- Chopra, N., Lakonishok, J., & Ritter, J. (1992). Measuring Abnormal Performance: Do Stocks Overreact? *Journal of Financial Economics, Vol. 31*, 235-86.
- Clarke, J., & Shastri, K. (2000, November). *On Information Asymmetry Metrics*. Hentet Mars 13, 2013 fra SSRN: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=251938
- Cowan, A. (1992). Nonparametric Event Study Tests. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 343-358.
- Daniel, K., Hirshleifer, D., & Subrahmanyam, A. (1998, Desember). Investor Psychology and Security Market Under- and Overreaction. *The Journal of Finance, Vol. 53*(No. 6), 1839-1885.
- DeBondt, W., & Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact? *Journal of Finance, Vol. 40*, 793-807.
- Easterwood, J., & Nutt, S. (1999). Inefficiency in Analysts' Earnings Forecasts: Systematic Misreaction or Systematic Optimism? *The Journal of Finance, Vol. 54*(No. 5), 1777-1797.
- Fama, E. F. (1965). The Behaviour of Stock-Market Prices. *The Journal of Business, Vol. 38*, 34-105.
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance, Vol. 25*, 383-417.

- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, 3-56.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1998). Value versus Growth: The International Evidence. *Journal of Finance*, Vol. 53, 1975-1999.
- Fama, E., Fisher, L., Jensen, M., & Roll, R. (1969). The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review*, Vol. 10, 1-21.
- Finansdepartementet. (2012, Juni 22). *Lov om verdipapirhandel (verdipapirhandelloven)* . Hentet Mars 10, 2013 fra <http://www.lovddata.no/all/hl-20070629-075.html>
- Gigliobianco, A., & Toniolo, G. (2009). *Financial Market Regulation in the Wake of Financial Crises: The Historical Experience*. Roma: Banca d'Italia.
- Glosten, L., & Milgrom, P. (1985). Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. *Journal of Financial Economics*, Vol. 14(No. 1), 71-100.
- Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980). On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review*, Vol. 70, 393-408.
- Huberman, G., & Regev, T. (2001). Contagious speculation and a cure for cancer: a nonevent that made stock prices soar. *Journal of Finance*, Vol. 56, 387-396.
- Jackson, D., & Madura, J. (2003). Profit Warnings and Timing. *The Financial Review*, 38, 497-513.
- Jegadeesh, N. (1990). Evidence of predictable behaviour of security returns. *Journal of Finance*, Vol. 45, 881-898.
- Kahnemann, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory: an analysis of decision under risk. *Econometrica*, Vol. 47, 263-291.
- Kasznik, R., & Lev, B. (1995). To Warn or Not to Warn: Management Disclosures in the Face of an Earnings Surprise . *The Accounting Review*, Vol. 70(No.1), 113-134.
- Ke, B., Huddart, S., & Petroni, K. (2003). What insiders know about future earnings and how they use it: Evidence from insider trades. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 35(No. 3), 315–346.

- Kothari, S., & Warner, J. (2004, Oktober 20). *The Econometrics of Event Studies*. Hentet Mars 17, 2013 fra SSRN: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=608601
- Kyle, A. (1985). Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica*, Vol 53(No 6), 1315-1335.
- Lakonishok, J., & Smidt, S. (1988). Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective. *Review of Financial Studies*, Vol. 1, 403-425.
- Lehmann, B. (1990). Fads, martingales, and market efficiency. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, 1-28.
- Lichtenstein, S., Fischhoff, B., & Phillips, L. (1982). Calibration of probabilities: the state of the art to 1980. I D. Kahneman, P. Slovic, & A. Tversky, *Judgement Under Uncertainty: Heuristics and Biases*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Lo, A. W. (2007). *The New Palgrave: A Dictionary of Economics* (Vol. 2). New York: Palgrave MacMillan.
- Lo, A., & MacKinlay, C. (1990). When are contrarian profits due to stock market overreaction? *Review of Financial Studies*, Vol. 3, 175-206.
- MacKinlay, C. (1997, Mars). Event Studies in Economics and Finance. *Journal of Economic Literature*, Vol. 35(No. 1), 13-39.
- McWilliams, A., & Siegel, D. (1997, Juni). Event Studies in Management Research: Theoretical and Empirical Issues. *The Academy of Management Journal*, Vol. 40(No. 3), 626-657.
- Norsk Utvalg for Eierstyring og Selskapsledelse (NUES). (2012, Oktober 23). *Norsk anbefaling: Eierstyring og Selskapsledelse*. Hentet Mars 11, 2013 fra NUES: <http://www.nues.no/filestore/Dokumenter/Norskberiktiget.pdf>
- Næs, R., Skjeltnor, J. A., & Ødegaard, B. A. (2008). Bransjesammensetningen på Oslo Børs. *Praktisk Økonomi og Finans*.
- Næs, R., Skjeltnor, J., & Ødegaard, B. A. (2007, Desember 12). *Hvilke faktorer driver kursutviklingen på Oslo Børs?* Hentet Mars 3, 2013 fra Norges Bank: <http://www.norges-bank.no/Upload/14403/Artikler/arb-2007-08.pdf>

- O'Brien, V., & Hodges, R. (1991). *A Study of Class Action Securities Fraud Cases*. Law and Economics Consulting Group, Berkeley, CA.
- Ogden, J., Jen, F., & O'Connor, P. (2003). *Advanced corporate finance : policies and strategies* . New Jersey: Prentice Hall.
- Oslo Børs Newsweb. (2013). *NewsWeb*. Hentet Februar 6, 2013 fra NewsWeb:
<http://www.newsweb.no/>
- Oslo Børs VPS. (2013). *Krav fra Børsen*. Hentet Mars 10, 2013 fra Oslo Børs:
<http://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Notering/Eierstyring-og-selskapsledelse/Krav-fra-boersen>
- Pindyck, R., & Rubinfeld, D. (2005). *Microeconomics* (6. utg.). Pearson Prentice Hall.
- Roll, R. (1983). Was is das? The turn-of-the-year effect and the return premia of small firms. *Journal of Portfolio Management, Vol. 9*, 18-28.
- Scholes, M. (1972). The Market for Securities: Substitution Versus Price Pressure and the Effects of Information on Share Prices. *Journal of Business, Vol. 45*, 179-211.
- Seetharaman, A., Gul, F., & Lynn, S. (2002). Litigation risk and audit fees: evidence from UK firms cross-listed on US markets. *Journal of Accounting and Economics, Vol. 33*, 91-115.
- Seyhun, N. (1988). The Information Content of Aggregate Insider Trading. *Journal of Business, Vol. 1*, 1-24.
- Seyhun, N., & Bradley, M. (1997). Corporate Bankruptcy and Insider Trading. *The Journal of Business, Vol. 70*(No.2), 189-216.
- Shapiro, S. S., & Wilk, M. B. (1965). An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). *Biometrika, Vol. 52*, 591-611.
- Skinner, D. (1994). Why Firms Voluntarily Disclose Bad News. *Journal of Accounting Research, vol. 32*(no. 1), 38-60.
- Smith, C., & Watts, R. (1992). The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies. *Journal of Financial Economics, 263-292*.

Tucker, J. W. (2007). Is Openness Penalized? Stock Returns around Earnings Warnings. *The Accounting Review*, Vol. 82(No.4), 1055-1087.

Tversky, A., & Kahnemann, D. (1981). The framing of decisions and the psychology of choice. *Science*, Vol. 211, 453-508.

Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Michigan State University: South-Western.

Ødegaard, B. A. (2013). *Asset pricing data at OSE*. Hentet Februar 7, 2013 fra http://finance.bi.no/~bernt/financial_data/ose_asset_pricing_data/index.html

Appendiks

A1. Utvalg negative resultatvarsel

Ticker	Selskapsnavn	Dato
ACTA	Acta Holding	05.10.2007
ACY	Acergy	18.01.2002 26.09.2002 02.12.2002 03.06.2003 17.09.2003
AKSO	Aker Solutions	11.10.2011
ALX	Altinex	21.06.2002 27.12.2002
AMA	Aker Maritime	26.04.2000
ATEA	Atea	17.12.2001 27.06.2002 13.06.2003 20.01.2005 18.04.2005
BEL	Belships	13.10.2005
BERGEN	Bergen Group	04.05.2012 14.08.2012 30.10.2012
BIRD	Birdstep	02.09.2005 09.01.2012
BLO	Blom	27.02.2012
BWO	BW Offshore Limited	19.07.2012 20.11.2012
CECO	Camillo Eitzen & Co	19.02.2009
CEQ	Cermaq	24.01.2008 12.01.2009
CHS	Choice Hotels Scandinavia	18.09.2001
CNS	Conseptor	07.08.2006
COD	Codfarmers	14.08.2008 31.10.2008 22.11.2012
COMROD	Comrod Communication	24.06.2011
COV	Context Vision	05.10.2006 28.03.2007
DNB	DnB Nor	08.10.2001
EKO	Ekomes	09.11.2007
ELT	Eltek	06.06.2001
EMGS	Electromagnetic Geoservices	04.07.2008 17.10.2012
EXPERT	Expert	07.08.2001 20.06.2005 05.10.2005
FAST	Fast Search & Transfer	27.07.2007
FJO	Fjord Seafood	29.01.2002 14.08.2002
GGS	Global Geo Services	27.11.2003
GOD	Goodtech	13.08.2004
GRE	Gresvig	06.02.2001 21.10.2003
GSF	Grieg Seafood	05.01.2009
HELG	Helgeland sparebank	20.07.2005
HEX	Hexagon Composites	09.05.2007 01.02.2008 14.12.2010
HJE	Hjellegjerde	29.04.2005
HND	Hands	23.06.2003
IFC	InFocus Corporation	04.04.2002 04.10.2002 07.04.2003 24.06.2003
INM	Inmeta	18.04.2001
ITC	Intelecom Group	25.11.2004
JIN	Jinhui Shipping and Transportation	20.07.2004 08.05.2012
KIT	Kitron	04.02.2002
KLI	Klippen Invest	23.01.2001
KOA	Kongsberg Automative Holding	25.06.2007 14.10.2011
KOG	Kongsberg Gruppen	15.06.2004
KOM	Komplett	05.12.2003
KVE	Kvemeland	12.07.2006 12.12.2006
KVI	Kvæmer	24.06.2003
MHG	Marine Harvest	15.02.2002 17.10.2007
MING	Sparebank1 SMN	16.01.2009
NER	Nera	04.10.2001 23.09.2004
NESG	Nes Prestegjelds Sparebank	17.10.2011
NHY	Norsk Hydro	10.10.2001 04.02.2002 15.10.2002 29.01.2007 14.07.2008 28.01.2009 01.02.2012
NOD	Nordic Semiconductor	31.01.2005 29.09.2005 16.09.2010 23.08.2011
NONG	Sparebank1 Nord-Norge	16.01.2009
NSG	Norske Skogindustrier	03.12.2007 11.03.2008
NTSG	Nøtterød Sparebank	21.01.2009
NUT	Nutri Pharma	03.10.2006 13.04.2007

Ticker	Selskapsnavn	Dato
ODIM	Odin	29.07.2009
ORK	Orkla	12.07.2004
OTR	Otrum	17.10.2007 31.01.2008
PGS	Petroleum Geo Services	12.01.2000 20.11.2002 31.01.2008
PRO	Profdoc	19.06.2007
QFR	Q-Free	16.04.2004
RCL	Royal Caribbean Cruises	04.10.2004 26.05.2005
REC	Renewable Energy Corporation	17.10.2007
REPANT	Repant	23.11.2012
RIE	Rieber & Søn	04.07.2003 05.01.2005
RNA	Reitan Narvesen	30.10.2001
ROX	Roxar	24.10.2001 06.04.2005 14.02.2008
RXT	Reservoir Exploration Technology	13.11.2008 25.02.2009
SADG	Sandnes Sparebank	04.08.2010
SAS	Scandinavian Airlines	23.06.2004
SBX	Seabird Exploration	19.02.2008 11.01.2011
SCH	Schibsted	11.10.2001 31.01.2006 30.01.2009
SCI	Scana Industrier	21.02.2001 16.12.2012
SIT	Simrad Optronics	09.10.2006
SME	Smedvig	23.11.2001
SNS	Sense Communications International	21.01.2003
SOI	Software Innovation	08.10.2002 17.01.2003 04.10.2004 10.07.2006 09.10.2007
SPC	SPCS-Gruppen	14.04.2000
SPOG	Sparebanken Øst	23.01.2001
STP	Stepstone	04.10.2002
SUB	Subsea 7	14.07.2004
SUO	Superoffice	21.12.2000 16.01.2003
TAA	Tandberg	06.12.2002
TAD	Tandberd Data	03.09.2004 08.07.2005
TAT	Tandberg Television	11.12.2001 05.06.2002 06.09.2006
TCO	Telecomputing	03.10.2002 18.06.2004
TEC	Technor	04.02.2005
TECO	Teco Maritime	30.04.2008
TGS	TGS-Nopec Geophysical	18.10.2002 13.04.2004 13.07.2007 09.10.2007
TOM	Tomra	11.03.2004
TOTG	Totens Sparebank	07.06.2001 18.01.2012
TTS	TTS Group	02.11.2009 19.02.2010
UTO	Unitor	20.06.2000 15.10.2001
VEI	Veidekke	15.06.2001 29.08.2003 30.04.2009
VIZ	Vizrt	03.07.2012
VME	Vmetro	27.09.2002 10.07.2006 27.03.2007
YAR	Yara	04.02.2011

A2. Utvalg positive resultatvarsel

Ticker	Selskapsnavn	Dato
ACTA	Acta Holding	09.06.2005 03.07.2006
AKBM	Aker Biomarine	06.01.2003
ALV	Alvern	18.04.2001
ALX	Altinex	24.04.2003
BWG	BWG Homes	25.01.2010
COV	Context Vision	04.07.2005 18.09.2007
DNO	DNO International	08.02.2012
DOLP	Dolphin Interconnect Solutions	26.10.2012
ENI	Enitel	27.07.2000
FJO	Fjord Seafood	31.03.2006
HYD	Hydralift	30.01.2002
KIT	Kitron	21.04.2006 23.10.2008
KOM	Komplett	20.12.2001
MBN	MediaBin	06.07.2001
MEC	Medicult	10.11.2000
OTR	Otrum	23.04.2007
PGS	Petroleum Geo Services	15.07.2011 17.07.2012
PROTCT	Protector Forsikring	28.12.2010 27.01.2011
PSI	PSI Group	12.12.2006 18.12.2008
RCL	Royal Caribbean Cruises	11.10.2002
SPOG	Sparebanken Øst	11.06.2009
STB	Storebrand	19.12.2008
STP	Stepstone	12.04.2007 09.10.2007
SUB	Subsea 7	19.01.2005
TAD	Tandberd Data	29.09.2005
TGS	TGS-Nopec Geophysical	07.05.2001 09.01.2003 10.01.2005 10.10.2005 09.01.2006
VEI	Veidekke	22.01.2007 20.12.2007
WWI	Wilh. Wilhelmsen	22.09.2004

B1. Estimerte beta-verdier, negative resultatvarsel

Ticker	Dato	Beta: Markedsmodell	Beta: FF flere-faktormodell
ACTA	05.10.2007	0.916	1.242
ACY	18.01.2002	1.007	0.890
ACY	26.09.2002	0.986	0.823
ACY	02.12.2002	0.942	0.925
ACY	03.06.2003	1.176	0.986
ACY	17.09.2003	1.191	1.269
AKSO	11.10.2011	1.472	1.286
ALX	21.06.2002	0.480	0.491
ALX	27.12.2002	0.837	1.191
AMA	26.04.2000	0.969	1.031
ATEA	17.12.2001	1.842	1.565
ATEA	27.06.2002	1.890	1.663
ATEA	13.06.2003	2.411	2.456
ATEA	20.01.2005	1.644	2.023
ATEA	18.04.2005	1.335	1.709
BEL	13.10.2005	1.144	1.439
BERGEN	04.05.2012	0.325	0.550
BERGEN	14.08.2012	0.443	0.360
BERGEN	30.10.2012	0.371	0.394
BIRD	02.09.2005	0.612	1.160
BIRD	09.01.2012	0.660	2.196
BLO	27.02.2012	0.764	0.498
BWO	19.07.2012	1.239	1.507
BWO	20.11.2012	0.921	1.183
CECO	19.02.2009	0.416	0.447
CEQ	24.01.2008	0.944	0.974
CEQ	12.01.2009	0.589	0.740
CHS	18.09.2001	0.587	1.359
CNS	07.08.2006	0.079	0.164
COD	14.08.2008	0.430	0.975
COD	31.10.2008	0.597	1.153
COD	22.11.2012	0.161	0.358
COMROD	24.06.2011	0.321	0.681
COV	05.10.2006	0.457	0.445
COV	28.03.2007	0.215	0.164
DNB	08.10.2001	0.623	0.681
EKO	09.11.2007	0.232	0.367
ELT	06.06.2001	2.600	2.293
EMGS	04.07.2008	0.923	1.676
EMGS	17.10.2012	1.727	1.472
EXPERT	07.08.2001	0.641	0.785
EXPERT	20.06.2005	0.302	0.538
EXPERT	05.10.2005	0.396	0.570
FAST	27.07.2007	0.978	1.074
FJO	29.01.2002	0.308	0.173
FJO	14.08.2002	0.473	0.289
GGS	27.11.2003	0.672	0.472
GOD	13.08.2004	0.476	0.616
GRE	06.02.2001	-0.141	-0.322
GRE	21.10.2003	0.582	0.831
GSF	05.01.2009	0.342	0.517

Ticker	Dato	Beta: Markedsmodell	Beta: FF flere-faktormodell
HELG	20.07.2005	0.059	0.211
HEX	09.05.2007	0.468	0.565
HEX	01.02.2008	0.628	0.739
HEX	14.12.2010	0.491	0.663
HJE	29.04.2005	0.182	0.200
HND	23.06.2003	1.029	0.723
IFC	04.04.2002	1.669	1.402
IFC	04.10.2002	1.866	1.468
IFC	07.04.2003	2.169	2.651
IFC	24.06.2003	1.896	2.361
INM	18.04.2001	1.549	1.554
ITC	25.11.2004	0.706	0.678
JIN	20.07.2004	0.982	1.491
JIN	08.05.2012	0.669	0.674
KIT	04.02.2002	0.517	0.615
KLI	23.01.2001	0.457	0.457
KOA	25.06.2007	0.153	0.006
KOA	14.10.2011	1.512	2.088
KOG	15.06.2004	0.733	0.964
KOM	05.12.2003	0.801	0.668
KVE	12.07.2006	0.064	0.597
KVE	12.12.2006	0.206	0.793
KVI	24.06.2003	1.508	1.586
MHG	15.02.2002	0.449	0.416
MHG	17.10.2007	0.820	0.898
MING	16.01.2009	0.406	0.610
NER	04.10.2001	1.890	1.468
NER	23.09.2004	1.148	1.246
NESG	17.10.2011	-0.032	0.049
NHY	10.10.2001	0.567	0.669
NHY	04.02.2002	0.641	0.719
NHY	15.10.2002	0.935	0.925
NHY	29.01.2007	1.474	1.669
NHY	14.07.2008	1.163	1.495
NHY	28.01.2009	1.219	1.365
NHY	01.02.2012	1.389	1.285
NOD	31.01.2005	0.634	0.848
NOD	29.09.2005	0.727	1.503
NOD	16.09.2010	1.301	2.380
NOD	23.08.2011	0.827	1.056
NONG	16.01.2009	0.415	0.817
NSG	03.12.2007	0.799	0.856
NSG	11.03.2008	1.125	1.603
NTSG	21.01.2009	0.128	0.261
NUT	03.10.2006	0.263	-0.228
NUT	13.04.2007	0.433	0.203
ODIM	29.07.2009	0.950	0.651
ORK	12.07.2004	0.686	0.558
OTR	17.10.2007	0.608	0.306
OTR	31.01.2008	0.379	0.321
PGS	12.01.2000	1.669	1.622
PGS	20.11.2002	1.206	1.028
PGS	31.01.2008	1.390	1.311
PRO	19.06.2007	0.320	0.676

Ticker	Dato	Beta: Markedsmodell	Beta: FF flere-faktormodell
QFR	16.04.2004	0.689	1.066
RCL	04.10.2004	1.199	1.417
RCL	26.05.2005	0.688	0.817
REC	17.10.2007	1.492	1.767
REPANT	23.11.2012	0.523	0.457
RIE	04.07.2003	0.405	0.420
RIE	05.01.2005	0.214	0.267
RNA	30.10.2001	0.353	0.345
ROX	24.10.2001	0.567	0.599
ROX	06.04.2005	1.074	1.508
ROX	14.02.2008	0.615	0.677
RXT	13.11.2008	0.553	0.424
RXT	25.02.2009	0.647	0.964
SADG	04.08.2010	0.274	0.917
SAS	23.06.2004	0.803	0.673
SBX	19.02.2008	1.094	1.208
SBX	11.01.2011	0.396	0.475
SCH	11.10.2001	1.365	1.398
SCH	31.01.2006	0.632	0.771
SCH	30.01.2009	0.927	0.682
SCI	21.02.2001	0.159	0.638
SCI	16.12.2012	0.644	0.904
SIT	09.10.2006	0.663	1.243
SME	23.11.2001	1.011	1.033
SNS	21.01.2003	1.321	1.387
SOI	08.10.2002	1.329	1.288
SOI	17.01.2003	1.828	2.353
SOI	04.10.2004	1.702	2.092
SOI	10.07.2006	0.467	0.919
SOI	09.10.2007	0.257	0.285
SPC	14.04.2000	1.080	1.229
SPOG	23.01.2001	0.028	0.094
STP	04.10.2002	1.164	0.962
SUB	14.07.2004	0.627	0.715
SUO	21.12.2000	2.240	2.235
SUO	16.01.2003	0.267	-0.134
TAA	06.12.2002	1.411	1.251
TAD	03.09.2004	1.268	1.390
TAD	08.07.2005	0.838	0.942
TAT	11.12.2001	1.649	1.201
TAT	05.06.2002	1.550	1.238
TAT	06.09.2006	0.994	0.901
TCO	03.10.2002	1.571	1.535
TCO	18.06.2004	1.079	1.369
TEC	04.02.2005	1.069	1.744
TECO	30.04.2008	0.361	0.501
TGS	18.10.2002	1.324	1.364
TGS	13.04.2004	1.111	1.243
TGS	13.07.2007	1.341	0.636
TGS	09.10.2007	1.296	0.779
TOM	11.03.2004	1.357	1.199
TOTG	07.06.2001	0.077	0.063
TOTG	18.01.2012	0.279	0.698

Ticker	Dato	Beta: Markedsmodell	Beta: FF flere-faktormodell
TTS	02.11.2009	0.754	0.948
TTS	19.02.2010	0.528	0.725
UTO	20.06.2000	0.800	0.735
UTO	15.10.2001	0.708	0.715
VEI	15.06.2001	0.352	0.227
VEI	29.08.2003	0.211	0.234
VEI	30.04.2009	0.646	0.768
VIZ	03.07.2012	0.380	0.344
VME	27.09.2002	0.784	0.918
VME	10.07.2006	0.517	0.535
VME	27.03.2007	0.373	0.577
YAR	04.02.2011	1.160	1.148

B2. Estimerte beta verdier, positive resultatvarsel

Ticker	Dato	Beta: Markedsmodell	Beta: FF flere-faktormodell
ACTA	09.06.2005	0.924	0.891
ACTA	03.07.2006	0.980	1.072
AKBM	06.01.2003	1.247	1.034
ALV	18.04.2001	0.757	0.299
ALX	24.04.2003	1.184	0.919
BWG	25.01.2010	0.736	1.343
COV	04.07.2005	0.563	0.488
COV	18.09.2007	-0.053	0.119
DNO	08.02.2012	1.085	1.322
DOLP	26.10.2012	1.317	1.134
ENI	27.07.2000	1.495	1.335
FJO	31.03.2006	1.135	0.741
HYD	30.01.2002	1.079	1.201
KIT	21.04.2006	0.482	1.055
KIT	23.10.2008	0.602	0.580
KOM	20.12.2001	0.470	0.461
MBN	06.07.2001	2.172	1.062
MEC	10.11.2000	2.831	2.248
OTR	23.04.2007	0.498	0.478
PGS	15.07.2011	1.755	1.748
PGS	17.07.2012	1.865	1.611
PROTCT	28.12.2010	0.388	0.592
PROTCT	27.01.2011	0.409	0.628
PSI	12.12.2006	0.408	0.919
PSI	18.12.2008	0.407	0.596
RCL	11.10.2002	1.983	2.019
SPOG	11.06.2009	0.196	0.773
STB	19.12.2008	1.322	1.136
STP	12.04.2007	0.878	0.766
STP	09.10.2007	0.609	0.943
SUB	19.01.2005	1.066	1.299
TAD	29.09.2005	0.564	0.795
TGS	07.05.2001	1.185	1.310
TGS	09.01.2003	1.519	1.630
TGS	10.01.2005	1.283	1.594
TGS	10.10.2005	1.512	1.240
TGS	09.01.2006	1.565	1.101
VEI	22.01.2007	0.439	0.445
VEI	20.12.2007	0.852	0.680
WWI	22.09.2004	0.688	0.947

C. Kryss-seksjonell analyse: Grupperingsanalyse av positive resultatvarsel

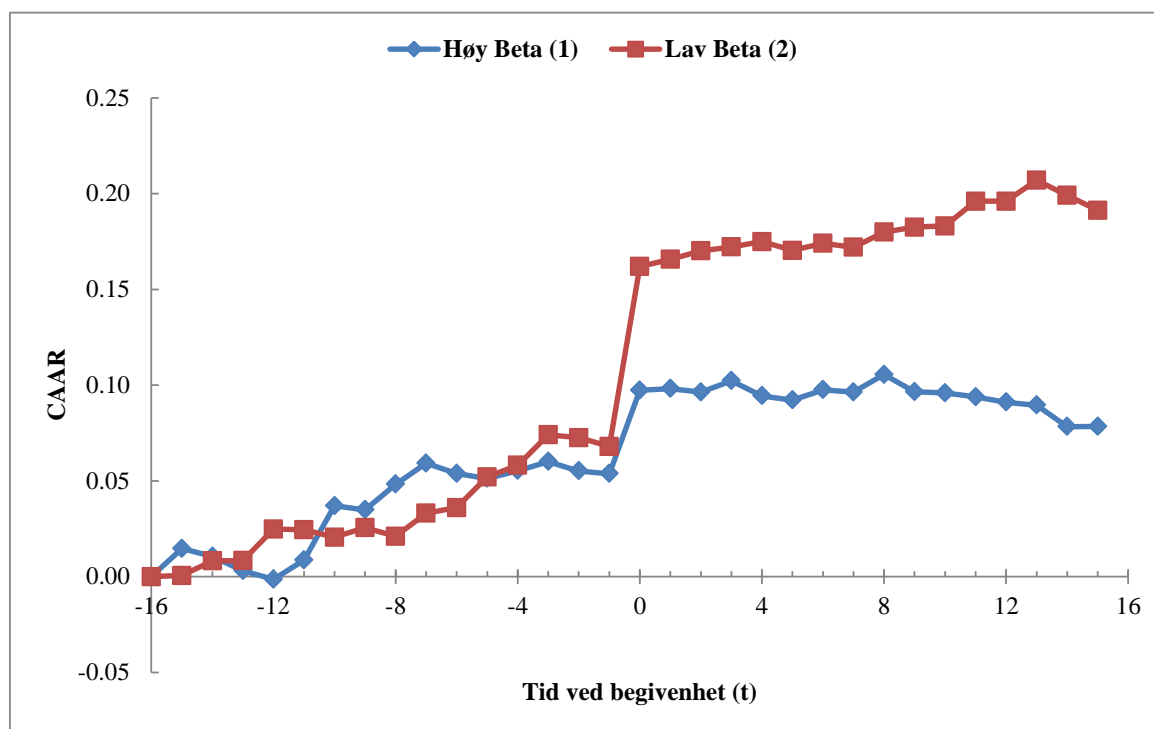
Beta

BETA	Høy Beta (1)	Lav Beta (2)	(1) - (2)
CAAR (-15,-1)	5,38 %	6,80 %	-1,42 %
Median (-15,-1)	0,98 %	2,15 %	-1,17 %
t-verdi	1,65	1,63	-0,27
Signifikansnivå			
CAAR (0,1)	4,44 %	9,77 %	-5,33 %
Median (0,1)	4,69 %	9,28 %	-4,58 %
t-verdi	2,51	4,04	-1,78
Signifikansnivå	**	***	
CAAR (2,15)	-1,98 %	2,56 %	-4,54 %
Median (2,15)	0,46 %	4,26 %	-3,80 %
t-verdi	-0,52	0,54	-0,75
Signifikansnivå			
N	12	12	

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå



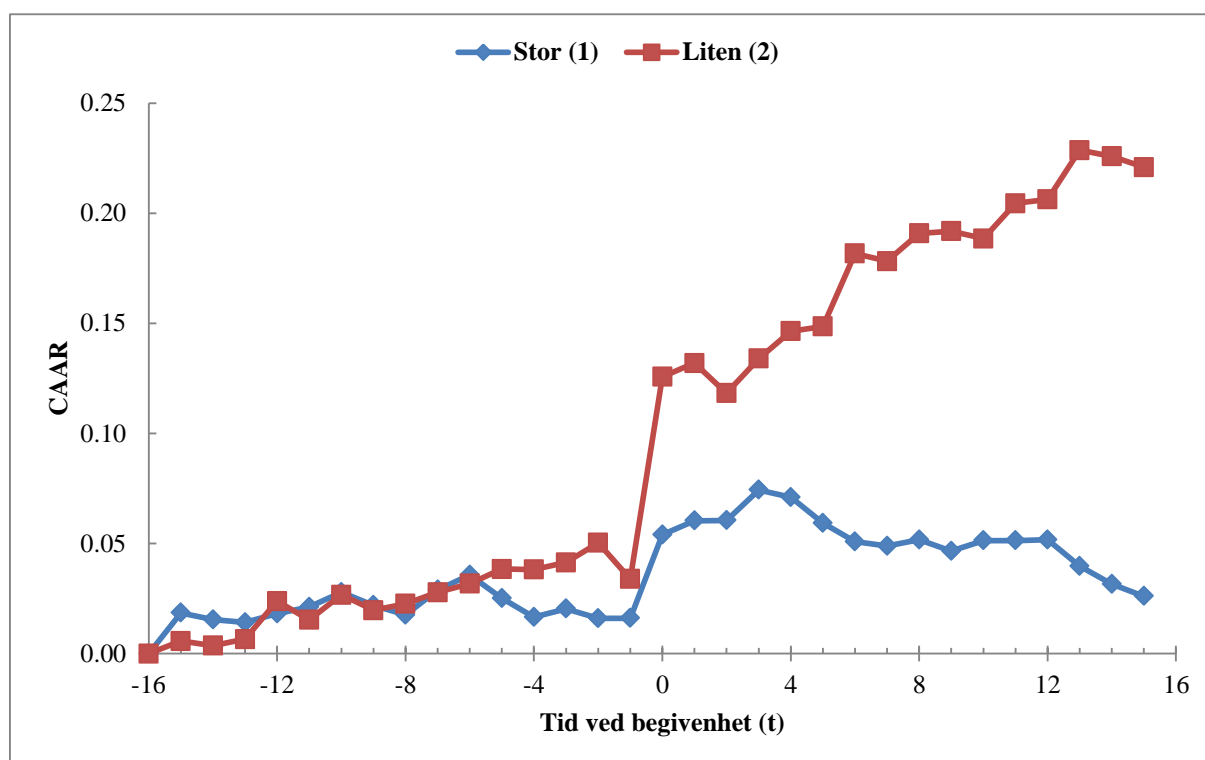
Størrelse

STØRRELSE	Stor (1)	Liten (2)	(1) - (2)
CAAR (-15,-1)	1,61 %	3,40 %	-1,79 %
Median (-15,-1)	0,98 %	0,99 %	-0,01 %
t-verdi	0,72	0,56	-0,28
Signifikansnivå			
CAAR (0,1)	4,43 %	9,81 %	-5,37 %
Median (0,1)	3,76 %	9,19 %	-5,43 %
t-verdi	2,65	4,24	-1,88
Signifikansnivå	**	***	*
CAAR (2,15)	-3,43 %	8,90 %	-12,33 %
Median (2,15)	-0,25 %	9,29 %	-9,54 %
t-verdi	-0,90	2,17	-2,20
Signifikansnivå		*	**
N	12	12	

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå



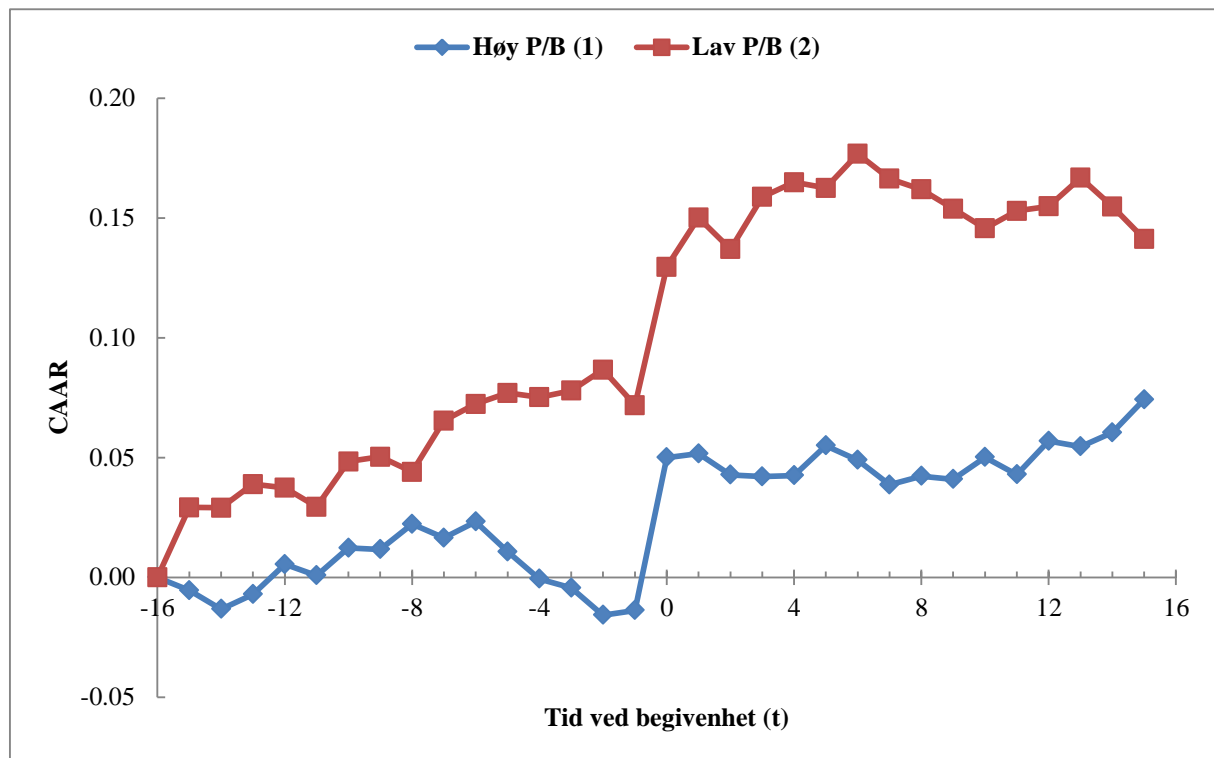
Verdi og vekst

P/B	Høy P/B (1)	Lav P/B (2)	(1) - (2)
CAAR (-15,-1)	-1,38 %	7,18 %	-8,56 %
Median (-15,-1)	0,37 %	7,41 %	-7,05 %
t-verdi	-0,73	1,22	-1,38
Signifikansnivå			
CAAR (0,1)	6,54 %	7,83 %	-1,29 %
Median (0,1)	5,94 %	8,85 %	-2,91 %
t-verdi	4,25	4,44	-0,55
Signifikansnivå	***	***	
CAAR (2,15)	2,26 %	-0,88 %	3,14 %
Median (2,15)	1,61 %	-2,61 %	4,22 %
t-verdi	0,96	-0,24	0,72
Signifikansnivå			
N	12	12	

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå



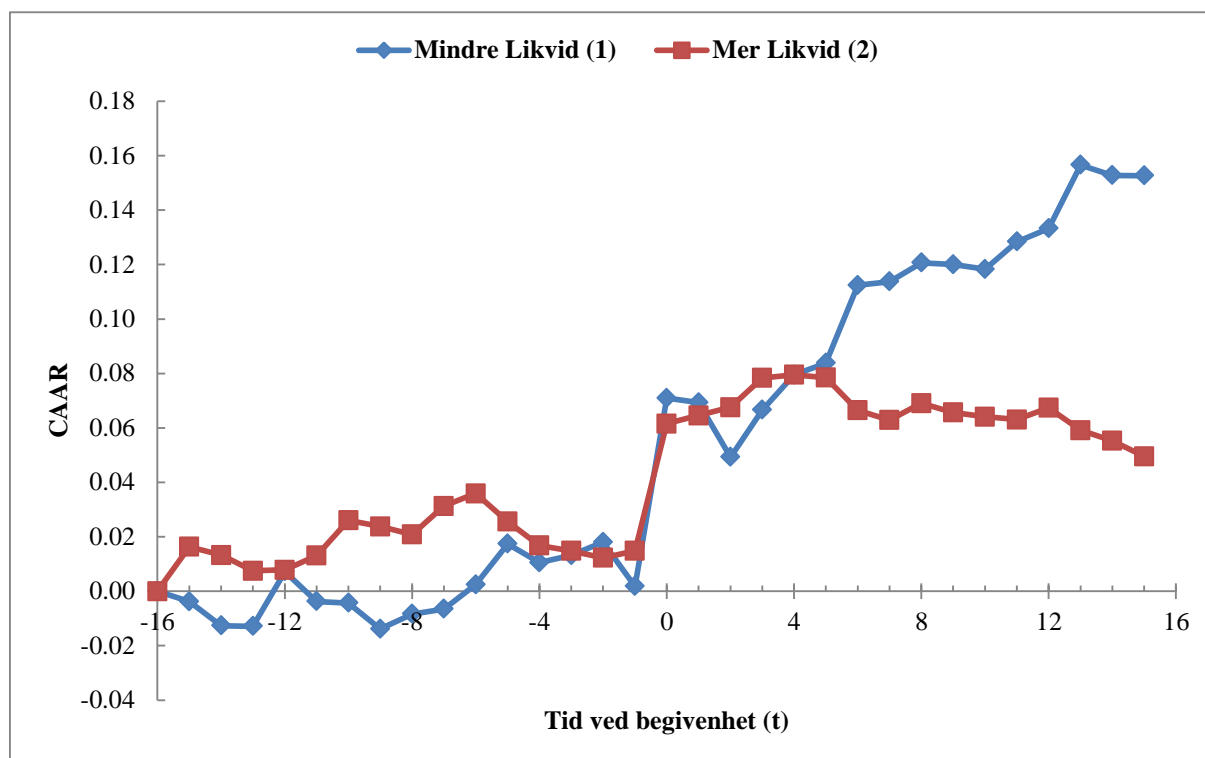
Illikviditet

ILLIKVIDITET	Mindre Likvid (1)	Mer Likvid (2)	(1) - (2)
CAAR (-15,-1)	0,18 %	1,48 %	-1,30 %
Median (-15,-1)	-0,68 %	0,28 %	-0,96 %
t-verdi	0,04	0,67	-0,23
Signifikansnivå			
CAAR (0,1)	6,75 %	4,97 %	1,78 %
Median (0,1)	6,20 %	3,97 %	2,23 %
t-verdi	4,16	3,21	0,79
Signifikansnivå	***	***	
CAAR (2,15)	8,33 %	-1,50 %	9,83 %
Median (2,15)	9,29 %	-0,78 %	10,08 %
t-verdi	1,99	-0,95	2,20
Signifikansnivå	*		**
N	12	12	

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå



D1. Kryss-seksjonell regresjon før fjerning av ekstremobservasjoner, negative resultatvarsel

CAR (-15,-1)	Coef.	SE	t-verdi	p-verdi	Signifikansnivå
BETA	-0.0609	0.0248	-2.46	0.015	**
STØRRELSE	0.0073	0.0060	1.22	0.222	
P/B	-0.0011	0.0006	-1.88	0.061	*
ILLIKVIDITET	-0.0001	0.0001	-1.41	0.162	
Konstant	-0.1323	0.1279	-1.04	0.302	
Antall observasjoner	168				
R ²	0.0534				

CAR (0,1)	Coef.	SE	t-verdi	p-verdi	Signifikansnivå
BETA	-0.0652	0.0144	-4.52	0.000	***
STØRRELSE	0.0118	0.0042	2.78	0.006	***
P/B	-0.0006	0.0007	-0.84	0.401	
ILLIKVIDITET	0.0004	0.0001	5.80	0.000	***
Konstant	-0.3018	0.0893	-3.38	0.001	***
Antall observasjoner	168				
R ²	0.1006				

CAR (2,15)	Coef.	SE	t-verdi	p-verdi	Signifikansnivå
BETA	0.0420	0.0241	1.74	0.083	*
STØRRELSE	-0.0145	0.0093	-1.57	0.119	
P/B	-0.0017	0.0008	-2.20	0.030	**
ILLIKVIDITET	0.0000	0.0002	0.10	0.918	
Konstant	0.2896	0.1924	1.51	0.134	
Antall observasjoner	168				
R ²	0.0445				

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå

D2. Kryss-seksjonell regresjon før fjerning av ekstremobservasjoner, positive resultatvarsel

CAR (-15,-1)	Coef.	SE	t-verdi	p-verdi	Signifikansnivå
BETA	-0.0361	0.0278	-1.30	0.203	
STØRRELSE	-0.0046	0.0125	-0.37	0.716	
P/B	-0.0064	0.0031	-2.04	0.050	**
ILLIKVIDITET	-0.0035	0.0016	-2.22	0.033	**
Konstant	0.1864	0.2847	0.65	0.517	
Antall observasjoner	37				
R ²	0.1610				

CAR (0,1)	Coef.	SE	t-verdi	p-verdi	Signifikansnivå
BETA	-0.0300	0.0155	-1.93	0.062	*
STØRRELSE	-0.0114	0.0078	-1.46	0.154	
P/B	0.0013	0.0013	0.98	0.332	
ILLIKVIDITET	-0.0023	0.0012	-1.95	0.060	*
Konstant	0.3431	0.1770	1.94	0.061	*
Antall observasjoner	37				
R ²	0.2010				

CAR (2,15)	Coef.	SE	t-verdi	p-verdi	Signifikansnivå
BETA	0.0071	0.0294	0.24	0.811	
STØRRELSE	-0.0228	0.0147	-1.55	0.131	
P/B	-0.0006	0.0018	-0.34	0.736	
ILLIKVIDITET	0.0006	0.0017	0.34	0.733	
Konstant	0.4731	0.3249	1.46	0.155	
Antall observasjoner	37				
R ²	0.0622				

*** Indikerer statistisk signifikans på 0,01 nivå

** Indikerer statistisk signifikans på 0,05 nivå

* Indikerer statistisk signifikans på 0,10 nivå