

NHH



NORGES HANDELSHØYSKOLE

Bergen, Vår 2017

Innsidehandel i Norge og Sverige

En empirisk studie av ulike rapporteringsregler

Mads Ruud og Anders Rønning

Veileder: Professor Petter Bjerksund

Masterutredning i Finansiell Økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

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

Sammendrag

I denne masterutredningen analyseres 4 355 og 14 330 meldepliktige innsidehandler i henholdsvis Norge og Sverige for perioden 10.11.2008 til 19.04.2017. Vi utfører en begivenhetsstudie for hver innsidemelding som publiseres hos respektive Oslo Børs og Finansinspektionen, der det vises at meldingene har informasjonsverdi for markedsaktørene i dagene omkring handelens rapportering. Informasjonsverdi måles og operasjonaliseres både i form av abnorm avkastning og abnormt volum, og begge parameterne bekrefter hypotesen om at innsidernes transaksjoner har nytteverdi for allmennheten. Vi finner at innsidekjøp i gjennomsnitt etterfølges av positiv abnorm avkastning i de 20 påfølgende dagene, mens innsidesalg opplever negativ abnorm avkastning over samme periode. Videre er abnormt volum positivt i dagene tett omkring rapporteringen av innsidehandler, hvilket gjelder begge handelsretninger.

Dernest rettes søkelyset mot innsidernes forsinkelse (delay) i rapportering av sine transaksjoner. Mens norske innsidere må børsmelde sine handler før børsens åpning neste virkedag, har svenske innsidere kunnet vente fem virkedager før rapportering. Vi finner at svenske delays generelt har oversteget de norske, hvilket betyr at denne fleksibiliteten benyttes. Svenske innsidere handler ofte flere ganger i små posisjoner gjennom femdagersperioden, før de rapporterer det aggregerte volumet ved utløpet av rapporteringsfristen. Vi finner at salg rapporteres senere enn kjøp i begge land, at ledelsen rapporterer hurtigere enn styremedlemmer, og at delays generelt har falt den senere tid.

Sverige avkortet rapporteringsfristen fra fem til tre virkedager med virkning 3. Juli 2016, og vi finner at abnorm avkastning i perioden etter lovendringen er signifikant høyere enn perioden før. Det samme gjelder abnormt volum, og differansene er signifikante i så vel økonomisk som statistisk forstand. Gjennom kryss-seksjonelle regresjoner finner vi støtte for at informasjonsasymmetrien er større i små selskaper, i selskaper som rapporterer positiv forsknings- og utviklingskostnad i årsregnskapet, og i selskaper med negativt resultat per aksje (svak lønnsomhet).

Forord

Denne selvstendige utredningen er skrevet som en avsluttende del av vår mastergrad i økonomi og administrasjon med fordypning i Finansiell Økonomi ved Norges Handelshøyskole (NHH). Utredningen tar sikte på å empirisk belyse forskjeller i informasjonsverdien til meldepliktige innsidehandler i Norge og Sverige, samt vurdere hvordan informasjonsverdien har endret seg etter Sveriges avkorting av rapporteringsfristen for meldepliktige handler.

Temaet innsidehandel er valgt først og fremst på bakgrunn av interesseområde og aktualitet. Vi oppfatter at regulering av innsidehandel og spesielt regulering knyttet til meldeplikten, er dagsaktuelle temaer i de lovgivende instanser i så vel Norge som EU. Utredningen er skrevet med stor grad av selvstendighet, da dette faktisk skal være en selvstendig utredning á 30 studiepoeng. Mesteparten av tiden har gått til verifisering, rensing og analysering av data i statistikkprogrammet STATA.

Først vil vi takke CEO i Dovre Forvaltning, Stig Roar Myrseth, som besvarte vår henvendelse og gjorde oss oppmerksomme på meldepliktdivergensen mellom Norge og Sverige. Vi vil også gjerne takke Algirdas Veberas, analytiker i Dovre Forvaltning, som har stilt med data og besvart de spørsmål vi har hatt.

En stor takk rettes også til Professor Petter Bjerksund som har kommet med konstruktive innspill og svar i diskusjon om valg av tema tidlig i prosessen. Vissheten om at vi alltid var velkomne til å komme innom kontoret hans, har vært en trygghet å ha gjennom hele semesteret.

Bergen, juni 2017

Mads Ruud

Anders Rønning

Innholdsfortegnelse

Sammendrag	2
Forord	3
Innholdsfortegnelse	4
Figurliste.....	7
Tabelliste.....	8
1. Innledning.....	9
1.1 Motivasjon.....	9
1.2 Problemstillinger.....	9
1.3 Litteraturgjennomgang.....	11
2. Innsidelovgivning	14
2.1 Formål med regulering	14
2.1.1 Argumenter for tillatelse	15
2.1.2 Argumenter mot tillatelse	16
2.2 Lovverk i Norge	17
2.2.1 Innsideinformasjon.....	17
2.2.2 Insider.....	18
2.2.3 Innsidehandel og meldeplikt	19
2.3 Lovverk i Sverige	20
2.3.1 Innsideinformasjon.....	20
2.3.2 Insider.....	21
2.3.3 Innsidehandel og meldeplikt	21
2.4 Oppsummering lovverk	22
3. Teori	24
3.1 Prisen på en aksje.....	24
3.2 Markedseffisiens.....	24
3.3 Asymmetrisk informasjon.....	25
3.3.1 Moralsk hasard	25
3.3.2 Ugunstig utvalg.....	25
3.3.3 Effisiens og kapitalallokering.....	26
4. Data	28

4.1	Datainnsamling	28
4.2	Datakriterier	29
4.3	Kategorisering av data	31
4.4	Valg av indeks	32
4.5	Ekstremverdier i utvalget.....	32
5.	Metodikk.....	34
5.1	Begivenhetsstudier for abnorm avkastning	35
5.1.1	Definisjon av begivenhet og begivenhetsvindu	36
5.1.2	Modellvalg og estimeringsvindu	36
5.1.3	Abnorm avkastning og statistisk inferens	42
5.2	Abnormt volum som mål på informasjonsverdi	44
5.3	Nye rapporteringsregler i Sverige.....	45
5.3.1	Bedret informasjonsverdi i kraft av økt abnorm avkastning	46
5.3.2	Bedret informasjonsverdi i kraft av økt abnormt volum	47
5.4	Delay-analyse.....	47
6.	Resultater.....	49
6.1	Informasjonsverdi Norge	49
6.1.1	Abnorm avkastning	49
6.1.2	Abnormt volum	51
6.2	Norske delays.....	52
6.2.1	Deskriptiv statistikk	52
6.2.2	Univariat delay-analyse	53
6.2.3	Regresjonsanalyse delay	54
6.3	Informasjonsverdi Sverige	56
6.3.1	Abnorm avkastning	56
6.3.2	Abnormt volum	58
6.4	Sveriges lovendring	59
6.4.1	Abnorm avkastning	59
6.4.2	Abnormt volum	62
6.5	Svenske delays	65
6.5.1	Deskriptiv statistikk	65
6.5.2	Univariat delay-analyse	66
6.5.3	Regresjonsanalyse delay	68

7. Konklusjon	71
8. Utredningens svakheter.....	73
Litteraturliste.....	78
Appendiks.....	86

Figurliste

Figur 5.1: Tidslinje for begivenhetsstudiene.....	40
Figur 5.2: FF3 – størrelse og verdi.....	41
Figur 6.1: CAAR [-20,20] for Norge (MM)	50
Figur 6.2: CAAR [0,20] for Norge (MM)	50
Figur 6.3: CAAR [-20,20] for Sverige (MM).....	57
Figur 6.4: CAAR [0,20] for Sverige (MM)	57

Tabelliste

Tabell 6.1: Kumulativ gjennomsnittlig abnorm avkastning for ulike vinduer og delutvalg	49
Tabell 6.2: Abnormt volum for ulike vinduer og delutvalg i Norge.....	51
Tabell 6.3: Norske delays	52
Tabell 6.4: Determinanter av delays – univariat analyse	53
Tabell 6.5: Determinanter av delays for Norge – regresjonsanalyse.....	55
Tabell 6.6: Kumulativ gjennomsnittlig abnorm avkastning for ulike vinduer og delutvalg	56
Tabell 6.7: Abnormt volum for ulike vinduer og delutvalg i Sverige	58
Tabell 6.8: Abnorm avkastning før og etter lovendringen	60
Tabell 6.9: Abnorm avkastning omkring rapportering av innsidehandler – regresjon	61
Tabell 6.10: Abnormt volum før og etter lovendringen	63
Tabell 6.11: Abnormt volum omkring rapportering av innsidehandler – regresjon.....	64
Tabell 6.12: Svenske delays.....	66
Tabell 6.13: Determinanter av delays – univariat analyse	67
Tabell 6.14: Determinanter av delays for Sverige – regresjonsanalyse.....	69
Tabell A.1: Deskriptiv statistikk Norge.....	87
Tabell A.2: Deskriptiv statistikk Sverige.....	88
Tabell A.3: Diagnostikktester for kryss-seksjonelle regresjoner – abnorm avkastning	89

1. Innledning

1.1 Motivasjon

Bakgrunnen for valg av tema er en sterk interesse for asymmetrisk informasjon, signalisering og regulering. Videre er innsidehandel generelt en problematikk vi er fascinert av, og som vi mener er relevant i dagens kapitalmarked. Temaet er samtidig grundig analysert i tidligere studier, slik at det ble en utfordring å finne vår ønskede innfallsvinkel. Det har også vært et tema for et knippe masterutredninger ved Norges Handelshøyskole tidligere, men da gjerne med fokus på fortjenestepotensialet som er forbundet ved å følge innsidernes handler.

Så vidt oss bekjent er det ikke tidligere satt fokus på tiden mellom innsidernes handel og rapportering i det norske og svenske aksjemarkedet. Plikten til å rapportere inn foreskriver at innsidernes skal gi melding om sine handler når de er gjennomført. Tidsfristen for når denne meldingen skal foreligge, er imidlertid ganske ulik i Norge og Sverige. Vi ble gjort oppmerksomme på meldepliktdivergensen mellom landene ved korrespondanse med Stig Roar Myrseth, CEO i Dovre Forvaltning, og fant dette meget spennende. Dovre Forvaltning huser verdens første legale innsidefond, Dovre Inside Nordic, og møter derfor denne problematikken i sin forvaltning (Dovre Forvaltning, 2017). I Norge har man måttet rapportere før børsens åpning neste virkedag, mens man i Sverige har kunnet rapportere senest fem virkedager etter handel. Rapporteringsfristen i Norge er endret til et krav om umiddelbar rapportering (også utenfor åpningstid) fra og med april 2017, mens man i Sverige avkortet rapporteringsfristen til tre virkedager fra og med juli 2016. På de øvrige områder synes innsidereguleringen likt i de to landene. I den senere tid har EU jobbet for en harmonisering av regelverket for innsidernes, men nettopp denne divergensen er altså fortsatt tilstede. Med denne innfallsvinkelen forsøker vi å fylle et tomrom i litteraturen angående regelforskjellen mellom Norge og Sverige. I så måte har vi forsøkt å være nytenkende i valg av forskningsområde.

1.2 Problemstillinger

Formålet med utredningen er å analysere markedsreaksjonene ved rapportering av meldepliktige innsidehandler i Norge og Sverige, for å kunne estimere i hvilken grad slike rapporteringer har informasjonsverdi for aksjemarkedet. Utgangspunktet er at dersom informasjonen oppfattes som nyttig av markedet, bør den børsmeldes. Informasjonsverdi

operasjonaliseres ved abnorm avkastning (kursreaksjoner) og abnormt volum (handelsaktivitet) i dagene omkring rapporteringen av innsidehandlene.

Første problemstilling er dermed:

“Har meldepliktige innsidehandler informasjonsverdi i form av abnorm avkastning og abnormt volum i Norge og Sverige?”

Problemstillingen gir grunnlag for følgende hypoteser:

H1: Aksjemarkedene opplever positiv abnorm avkastning på nyheter om innsidekjøp.

H2: Aksjemarkedene opplever negativ abnorm avkastning på nyheter om innsidesalg.

H3: Aksjemarkedene opplever positivt abnormt volum i dagene omkring innsidemeldinger.

Videre ønsker vi å rette søkelyset mot forsinkelsene i rapporteringen av meldepliktige handler i de to landene. Forsinkelser forekommer når innsiderne rapporterer om handel i eget selskap med en tidsforsinkelse i forhold til transaksjonsdatoen. Slike forsinkelser i rapportering kaller vi heretter “delay”. Siden Sverige i lang tid har tillatt fem virkedagers delay, mens dette ikke har vært tilfellet i Norge, søker vi å avdekke hvorvidt sen rapportering er et problem. Vi finner også systematiske påvirkningsfaktorer for delays i de to landene. Avslutningsvis vurderer vi effektene på informasjonsverdien til innsidehandlene, etter at Sveriges rapporteringsfrist ble avkortet til tre virkedager fra og med 3. juli 2016. Her avdekkes også hvorvidt delays påvirker innsidemeldingenes informasjonsverdi når vi kontrollerer for andre faktorer som kan ha påvirkningskraft på markedsreaksjonene. Dette gir følgende andre problemstilling med tilhørende hypoteser:

“Har informasjonsverdien til meldepliktige handler i Sverige økt etter avkorting i rapporteringsfrist fra fem til tre virkedager?”

H4: Absoluttverdien til abnorm avkastning er høyere i perioden etter lovendringen enn før.

H5: Abnormt volum er høyere i perioden etter lovendringen enn før.

H6: Delay-variabelen har negativ (positiv) effekt på abnorm avkastning etter kjøp (salg).

Vi avgrensner oss dermed mot disse temaene, og belyser følgelig ikke determinanter for abnorm avkastning *per se*, da dette synes å spenne utenfor utredningens formål.

1.3 Litteraturgjennomgang

Innsidehandel og dens regulering har vært et godt belyst tema i litteraturen opp gjennom historien. Tidligere gikk mye av debatten på hvorvidt innsidehandel skulle være ulovlig eller ei. Det er slett ikke et åpenbart spørsmål da det finnes gode argumenter på begge hold. Debatten kan illustreres godt gjennom de teoretiske prediksjonene i modellene til henholdsvis Glosten og Milgrom (1985) og Kyle (1985). Begge modellerer markedets mikrostruktur, og konkluderer med at et høyt innslag av innsidere¹ medfører svekket likviditet og økte transaksjonskostnader for andre investorer, men at markedets prisingseffektivitet bedres gjennom mer informative handler. Oppsummert kan man si at innslaget av innsidere er en avveining mellom likviditet og korrekt prising. I tillegg kommer rettferdighetsargumentet som har stått sterkt i amerikansk lovgivning (Macey, 1984). Rettferdighetsargumentet går på at de utenforstående investorene ikke skal lide på grunn av innsidernes informasjonsfordel, og at finansmarkedet skal være et “fair game” med konkurranse på like vilkår.

Manne (1966b) var en forkjemper for liberalisering av innsidehandel med det argument at innsidernes besitter spesiell informasjon som *kun* gjennom handel kan inkorporeres i prisene. I tillegg hevder han at fortjeneste fra innsidehandel er en effektiv kompensasjonsform for entreprenører eller innovatører: *“profits from insider trading constitute the only effective compensation scheme for entrepreneurial services in large corporations”* (1966a, s. 116). Carlton og Fischel (1983) deler Mannes oppfatning, og tilføyer argumentet om at de aller fleste selskaper fortsatt tillater innsidehandel hos sine ledende ansatte, hvilket må bety at det er en ønsket praksis.

Tilhengere av regulering spiller på argumentet om at investorenes tillit er kritisk for markedenes fungerende. Ausubel (1990) utleder formelt en modell der investortillit medfører større deltagelse hos utsiderne fordi de kan handle i visshet om at motparten ikke er bedre informert. Videre finner Ausubel at tillit også kan være til innsidernes beste, som nå kan handle i dypere (mer likvide) markeder. Dette innebærer mulighet til å gjøre større transaksjoner uten å flytte aksjekursen, og bidrar til lavere transaksjonskostnader.

¹ Begrepet “informerte investorer” (informed investors) benyttes tidvis.

I hvilken grad innsidehandler er et viktig signal til markedet, er et empirisk spørsmål som har vært reist gjennom flere årtier. Lorie og Niederhoffer (1968), Jaffe (1974) og Finnerty (1976) finner alle at innsiderne oppnår risikojustert meravkastning sammenlignet med markedet for øvrig. Meravkastningen er statistisk og økonomisk signifikant, idet det rapporteres om meravkastning fra 3 % til 30 % over perioder på 8 til 30 måneder.

Seyhun (1986) oppdaterer og utvider de tidligere studiene med hele 60 000 innsidehandler fra USA. Han finner at innsiderne i gjennomsnitt er gode til å forutse kursutvikling, men at denne meravkastningen vanskelig kan gjenskapes fra utsiden, så lenge man hensyntar transaksjonskostnader. Nettopp transaksjonskostnadene ga et annet interessant funn: selskaper der innsiderne oppnår høy avkastning preges også av høy bid–ask-spread², som i sin tur reflekterer dealerens kompensasjon for å risikere å handle mot innsidere i modellen til Glosten og Milgrom (1985). Strategier basert på å følge innsiderne fra utsiden synes ikke å generere meravkastning etter kostnader, og resultatene til Seyhun er derfor på linje med markedseffisiens, som tilsier at den til enhver tid tilgjengelige informasjon er bakt inn i de rådende aksjekursene (Fama, 1970).

Bakgrunnen for at markedet finner innsidehandler interessant, er gjerne argumentet om at innsiderne kjenner eget selskap best. Seyhun (1988) finner at den aggregerte innsidehandelen på børsen kan predikere den markedsbrede kursutviklingen de påfølgende to månedene. Han hevder dermed at innsidehandelen har informasjonsverdi, men at denne er positivt relatert til selskapenes markedsrisiko. Det tilsier at innsidere i selskaper med høy markedsrisiko (“beta”) handler på markedsbrede heller selskapsspesifikke faktorer. Videre finner han at innsidere i små og store selskaper handler på bakgrunn av henholdsvis selskapsspesifikk og markedsbred informasjon.

Et av få eksempler på at innsiderne gjør det *svakere* enn de øvrige markedsaktørene, finnes i Eckbo og Smiths artikkel fra 1998 som finner at de norske innsidernes meravkastning er signifikant negativ mot indeksen så lenge man hensyntar deres faktiske eierperiode.

Aboody og Lev (2000) finner at innsidehandel i selskaper med store investeringer i forskning og utvikling (R&D), oppnår signifikant større markedsreaksjoner enn andre selskaper.

² Bid–ask-spread er differansen mellom kjøps- og salgskurs, det vil si kostnaden forbundet ved kjøp og umiddelbart salg.

Lakonishok og Lee (2001) finner kun små initielle markedsreaksjoner (0,5 %) ved selve rapporteringen, men at innsiderne som gruppe er gode til å “time” markedet. Timing-egenskapene kommer spesielt til uttrykk for små selskaper.

Nærmere vårt prosjekt ligger Fidrmuc, Goergen og Renneboog (2006), Betzer og Theissen (2010) og Brochet (2010). Fidrmuc et al. (2006) analyserer markedsreaksjoner på innsidehandler i Storbritannia og USA og finner større abnorm avkastning i Storbritannia enn USA. De foreslår at dette kan skyldes at Storbritannia krever hurtigere rapportering enn USA.

Betzer og Theissen analyserer delays i rapportering av meldepliktige innsidehandler i Tyskland under perioden juli 2002 til og med juni 2004. De finner at innsiderne i stor grad er strategiske i sin handel: hele 38,3 % av handlene er del av en serie, som betyr at man gjør flere små handler for så å rapportere dem samlet. Sen rapportering forekommer også, og de finner signifikante forklaringsvariabler for delays. Dernest utfører de en begivenhetsstudie, og hovedfunnet er at den abnorme avkastningen er uavhengig av rapporteringens delay. Det betyr at markedet er feilpriset i perioden mellom handel og rapportering. Dette, hevder forfatterne, er et solid argument i favør av regulering som krever hurtig (umiddelbar) rapportering, helt i tråd med de teoretiske prediksjonene i Huddart et al. (2001).

Innføringen av Sarbanes-Oxley Act (SOX) i USA 29. august 2002 medførte at innsiderne måtte rapportere sine handler innen to virkedager, mot tidligere senest den tiende dagen i handelens påfølgende måned. Brochet (2010) finner en signifikant økning i abnorm avkastning og abnormt volum som følge av de strengere rapporteringskravene. Kausalitetskonklusjon krever imidlertid utelukkning av andre årsaker, og Brochet forsøker flere tester for robusthet. Blant annet testes abnorm avkastning og volum mot delays i delutvalget *før* innføringen av SOX, og den negative relasjonen holder også der: lang rapporteringstid er korrelert med lav informasjonsverdi (avkastning og volum). Brochet foreslår at lekkasje kan være en mulig årsak til en slik sammenheng for innsidekjøp. For salg synes imidlertid lang rapporteringstid å medføre *mer* negative reaksjoner, slik at den dårlige nyheten oppfattes enda dårligere dersom den meldes sent fra om.

2. Innsidelovgivning

Kapittel 2 presenterer det vi oppfatter som lovgivers formål med å regulere innsidehandel, før vi går inn i litteraturens argumenter for og imot forbudet mot innsidehandel. Seksjon 2.2 og 2.3 presenterer gjeldende rett for henholdsvis norsk og svensk verdipapirhandel i relasjon til innsideinformasjon, innsiderdefinisjoner og meldeplikt. Seksjon 2.4 avslutter kapittelet med en kort oppsummering, der vi sammenligner landenes rettsregler på området og synliggjør forskjellene.

2.1 Formål med regulering

De fleste land med aktive finansmarkeder har vedtatt lover som forbyr innsidehandel. Bhattacharya og Daouk (2002) innhenter informasjon om de ulike lands innføring av slik lovgivning, og deler utvalget i henholdsvis utviklede og fremvoksende økonomier. De rapporterer at hele 84,5 % av landene har innført innsideforbud per 2002. Denne høye andelen står imidlertid i kontrast til den langt lavere andelen på 43 % før 1990-tallet. Utviklingen i denne perioden er noenlunde lik for de to gruppene, idet de utviklede har økt fra 54,5 % til 100 %, mens de fremvoksende har økt fra 38,6 % til 80,2 % (Bhattacharya & Daouk, 2002, s. 84). I Norge har det eksistert innsidelovgivning siden 1985 i kraft av verdipapirhandelloven (1985). Forarbeidene til den nyere loven av 1996 anfører *tillit* og *integritet* som de mest tungtveiende argumentene for å regulere innsidehandel:

“Det er en utbredt oppfatning internasjonalt at bruk av innsideinformasjon vil undergrave *tilliten* til verdipapirmarkedet. *Tillit* til markedet antas å være en forutsetning for å få et likvid marked, og således også en forutsetning for kapitaltilførsel via emisjoner.” (NOU 1996:2, 1996, s. 32), og

“Utvalget legger til grunn at bestemmelser for å motvirke innsidehandel er sentrale for markedets *integritet* og bør opprettholdes. Etter utvalgets syn er et forbud mot innsidehandel nødvendig for å opprettholde markedsaktørenes tillit til et ordnet og effektivt verdipapirmarked.” (NOU 1996:2, 1996, s. 71).

Huddart, Hughes & Levine (2001) hevder at hovedformålet med å regulere innsidehandel, er å redusere profittmulighetene til de som besitter privat informasjon, utligne

informasjonsasymmetrien mellom disse og utenforstående investorer, samt å bevare markedets integritet.

Det finnes velfunderte teoretiske argumenter på begge sider av debatten om forbudet mot innsidehandel. I det videre redegjør vi for et utvalg av litteraturen på dette området.

2.1.1 Argumenter for tillatelse

Som nevnt under litteraturgjennomgangen i kapittel 1.3, finnes det teoretisk et effisiensargument som taler for å tillate innsidehandel. Carlton og Fischel (1983) skiller mellom ekstern og intern effisiens.

Ekstern effisiens (*“information effects”*) omhandler de samfunnsmessige positive aspektene ved effisiente priser, som god kapitalallokering medfører.³ Effisiente priser guider kapitalen til lønnsomme sektorer med gode framtidsutsikter, og vekk fra sektorer uten potensial (Fishman & Hagerty, 1992, s. 114). I tillegg kan tillatelse av innsidehandel medføre lavere kapitalkostnader for selskaper som henter ekstern kapital gjennom en reduksjon i informasjonsasymmetrien (Myers & Majluf, 1984).

Intern effisiens sikrer at selskapets investeringsbeslutninger baseres på mest mulig informasjon. Carlton og Fischel hevder også at jakten på gode ledere ville blitt forenklet og forbedret dersom man tillot innsidehandel. Tanken er at de lederne som profitterer på sin handel, har greid å skape verdifull informasjon og vært risikovillige. Verdifull informasjon kan for eksempel være gode prosjekter og investeringsmuligheter, oppkjøp, nedsalg eller andre verdifulle aktiviteter for selskapet. Risikovilligheten er et viktig moment fordi man som ekstern investor har mulighet til å diversifisere, og således er det ikke ønskelig at ledelsen i selskapet er for risikoavers i sine investeringsbeslutninger (Carlton & Fischel, 1983, s. 871-872). Bainbridge (2013) mener diskusjonen for og mot regulering av innsidehandel koker ned til to argumenter for og tre argumenter mot. Argumentene for tillatelse av innsidehandel kan oppsummeres ved at det gir mer effisiente markeder og at det er en effektiv kompensasjonsmetode for å skape informasjon av verdi for selskapet. Argumentene mot presenteres nedenfor.

³ Se kapittel 3.2 og 3.3.3 om effisiens.

2.1.2 Argumenter mot tillatelse

Helt siden man innførte et forbud i USA i 1934 har hovedargumentet vært at verdipapirmarkedet skal preges av rettferdighet og like premisser (Macey, 1984). Systematiske forskjeller i markedsaktørenes informasjon anføres dermed som en årsak til å forby innsidehandel. Det er to varianter av rettferdighetsargumentet, hvor det ene krever lik informasjon hos partene, mens det andre krever lik *tilgang* til informasjon (Moore, 1990). Det første tilsier at man veldig sjelden kan kjøpe billig og selge dyrt, fordi det kreves at motparten har samme informasjon som en selv. Dette kravet er ikke realistisk i praksis, og neppe formålstjenlig heller. For å oppnå de gunstige virkningene av et effisient marked, er vi avhengige av at markedsaktører gjør sine analyser og vurderinger; jamfør Grossman og Stiglitz (1980). Moore konkluderer sin etiske analyse av innsidehandel med at et forbud er å foretrekke, og at dette i hovedsak skyldes det tillitsforholdet ("*fiduciary relationship*") som kreves i næringslivet. Hun mener rettferdighetsargumentet ikke synes å være godt begrunnet.

Det andre argumentet som ofte anføres, er at innsideinformasjonen er selskapets eiendom og ikke innsidernes. Brudney (1979, s. 344) påpeker at informasjonen er innhentet på selskapets bekostning og for best å drive selskapets virksomhet – ikke for innsiderens personlige formue.

Videre kan nevnes argumentet om markedslikviditet, der det bemerkes at utsidere og andre markedsaktører som handler av rene likviditetsårsaker, får økte transaksjonskostnader (Glosten & Milgrom, 1985) og mindre dype markeder (Kyle, 1985); se også Leland (1992). Økte transaksjonskostnader følger av at markedspleiere⁴ utvider sine bid–ask–spreader av frykt for å handle med en informert motpart. Grunnere markeder følger av samme logikk, slik at markedspleierne tilbyr færre aksjer på de gunstigste prisene. Kjøpere eller selgere med store ordrer vil dermed måtte bevege seg langs henholdsvis tilbuds- eller etterspørselskurven i ordreboka. Imidlertid er ikke effekten av innsideforbudet entydig hva angår markedets dybde. Markedspleierne kan tilby dype markeder enten når innsiderne handler veldig lite aggressivt eller veldig aggressivt. I førstnevnte tilfelle frykter ikke markedspleierne å handle med en informert motpart, mens de i sistnevnte tilfelle *vet* og derfor hensyntar, at man handler med en informert motpart. Om det lønner seg å forby innsidehandel vil derfor avhenge av hvor man

⁴ Engelsk: market maker

befinner seg på denne aggressivitetsskalaen, som i virkeligheten ikke er direkte observerbar (Foucault, Pagano, & Röell, 2013, s. 142).

Ytterligere et argument som brukes mot innsidehandel, er at det leder til en overdreven risikotaking hos ledelsen. Fordi aksjemarkedet priser inn forventninger, vil de store gevinstene for innsiderne først oppstå når man leverer nyheter som overrasker stort – i så vel positiv som negativ retning. Dette kan i sin tur føre til at ledelsen iakttar *for* risikable prosjekter sett fra aksjonærenes ståsted (Easterbrook, 1981, s. 332). Grovt sett kan argumentene for et forbud deles opp i følgende tre kategorier: investorers tillit til markedet svekkes som følge av innsidehandel (rettferdighetsargumentet), innsidehandel skader det utstedende selskap, og innsidehandel er tyveri av selskapets eiendom (Bainbridge, 2013).

2.2 Lovverk i Norge

Innsidehandel reguleres i Norge gjennom verdipapirhandellovens §§ 3-2 til 3-6 og §§ 4-2 til 4-4 (Verdipapirhandelloven, 2007). Bestemmelsene tar for seg *hva* som defineres som innsideinformasjon (§ 3-2), hvilke forbud som stilles overfor besittere av slik informasjon (§§ 3-3 og 3-4) og hvilke krav som stilles til utsteder av verdipapiret (§ 3-5). I tillegg foreligger det en undersøkelsesplikt etter § 3-6 som retter seg direkte mot styremedlemmer, ledende ansatte, kontrollkomitémedlemmer og revisorer. Lovens kapittel 4 knytter seg til innsidernes meldeplikt og meldingens innholds krav ved *lovlig* innsidehandel.

2.2.1 Innsideinformasjon

Innsideinformasjon defineres som “presise opplysninger [...], som er egnet til å påvirke kursen [...] merkbart, og som ikke er offentlig tilgjengelig eller allment kjent i markedet” (Verdipapirhandelloven, 2007).⁵ Det er verdt å merke seg presisjonskravet. Bestemmelsens andre ledd sier at informasjonen må knyttes til spesifikke omstendigheter eller begivenheter, som i sin tur må antas å ha en deterministisk påvirkning på prisingen av det finansielle instrumentet.

⁵ Heretter også “vphl.”

Videre må informasjonen være “egnet til å påvirke kursen *merkbar*”. Bestemmelsens tredje ledd sier her at informasjonen må være av en slik karakter, at en fornuftig investor vil hensynta den i sin investeringsbeslutning. Utviklingen av denne ordlyden over tid er interessant. Frem til 2001 krevde loven at informasjonen skulle være egnet til å påvirke kursen *vesentlig*,⁶ men vesentlighetskravet ble da fjernet for å skjerpe bestemmelsene dithen at all informasjon som var *egnet* til å påvirke kursen, skulle falle inn under definisjonen. I 2005 ble det nåværende merkbarhetskravet innført som ledd i en harmonisering med EU-lovgivningen under markedsmisbruksdirektivet Market Abuse Directive (MAD). Av forarbeidene indikeres det imidlertid at det kun er snakk om en språklig endring og ikke en ”materiell endring i det norske innsidehandelforbudet” (Prop. 12, 2004-2005, s. 28).

Av det ovenstående kan vi trekke den slutning at presisjonskravet og merkbarhetskravet utelukker en mengde informasjon, som da faller utenfor definisjonen av innsideinformasjon og således ikke stiller informasjonsbærer i en innsideposisjon. Samtidig kan man hevde at det meget sjelden vil være slik at toppledelsen i et selskap *ikke* har informasjon som er egnet til å påvirke kursen, slik at bestemmelsens effektivitet i praksis nok er ivaretatt. At informasjonen ikke skal være offentlig tilgjengelig eller allment kjent, synes åpenbart.

2.2.2 Innsider

Som innsider regnes enhver person, fysisk eller juridisk, som er i besittelse av innsideinformasjon etter vphl. § 3-2. Det er ikke et krav om å inneha en spesiell posisjon, ansettelse eller verv i det utstedende selskapet; det er snarere tilgangen til innsideinformasjonen som er avgjørende. Utstedende selskap plikter selv å føre og holde oppdatert liste over personer som mottar innsideinformasjon etter vphl. § 3-5. Bestemmelsens tredje ledd avskjærer eventuelle uvitenhetssituasjoner, da det utstedende selskap plikter å informere listede personer om taushetsplikten og handels- og rådgivningsforbudet. Videre skal selskapets gjennomføring av slik informering kunne dokumenteres overfor Finanstilsynet.

Av innsiderdefinisjonen merker vi oss generaliteten som følger av at definisjonen er informasjonsstyrt og ikke stillingsstyrt. I prosessen før oppkjøp, fusjoner, avhendelser, kontraktsinngåelser eller andre selskapsviktige situasjoner brukes det gjerne ekstensiv

⁶ Opphevet ved lov 15. juni 2001 nr. 43.

økonomisk, juridisk og teknisk rådgivningskapasitet. Slike rådgivere vil i mange tilfeller da havne i en innsiderposisjon på tross av svak eller ingen forbindelse til utstedende selskap som sådan. Nevnte situasjoner er gjerne også utsatt for innsidehandelsrisiko,⁷ så vi mener lovgivningen er velfundert hva angår innsiderdefinisjonen.

I tillegg til informasjonsstyringen kan det nevnes at lovens § 3-6 spesifikt påkrever undersøkelsesplikt for en rekke selskapsroller og -verv. Dette innebærer at styremedlem, ledende ansatt, medlem av kontrollkomité og revisor aktivt undersøker sin posisjon med hensyn til innsideinformasjon *før* enhver handel. Plikten omfatter også styrets varamedlem, observatør og sekretær. Denne gruppen kalles primærinnsidere, og også for disse er utstedende selskap ansvarlig for å føre liste som gjengis på Oslo Børs' nettsider (Primærinnsiderregisteret). Denne listen må ikke forveksles med listen over personer med tilgang til innsideinformasjon som regulert i § 3-5 (Finanstilsynet, 2015, s. 26).

2.2.3 Innsidehandel og meldeplikt

Diskusjonen har så langt knyttet seg til ulovlig innsidehandel, mens vi nå skal peile oss inn på den *lovlige* innsidehandelen; handel foretatt av personer definert som primærinnsidere, men som per handelstidspunktet *ikke* besitter innsideinformasjon etter § 3-2.

Enhver handel foretatt av en primærinnsider eller primærinnsiders nærstående skal etter lovens § 4-2 *straks* melde fra til "Finanstilsynet eller den Finanstilsynet utpeker". I praksis håndheves meldeplikten ved at melding skal sendes Oslo Børs senest innen børsens åpning påfølgende virkedag (Oslo Børs, 2017b). Dette har vært regelen gjennom hele vårt norske utvalg av innsidehandler. Med iverksettelse fra 1. april 2017 vil imidlertid kravet om "straks" meddelelse håndheves som "umiddelbart" også i praksis. Det innebærer at utstedende selskaper har en løpende informasjonsplikt til å offentliggjøre all innsideinformasjon, også utenfor børsens stengetid. Fortolkningsendringen redegjøres for i Finanstilsynets brev til Oslo Børs datert 19. desember 2016, og for ytterligere beskrivelser henviser vi til børssirkulære nr. 1 2017 (Oslo Børs, 2017a). Børssirkulæret angir at argumentet for umiddelbar offentliggjøring knytter seg til utviklingen i de moderne finansmarkedene, der norske aksjer kan handles på flere ulike markedsplasser med ulike åpningstider.

⁷ Se for eksempel Meulbroek (1992, s. 1669) hvor 79 % av de ulovlige innsidehandelene knyttes til selskapsovertakelser.

Øvrige krav til meldingen om innsidehandel reguleres gjennom vphl. § 4-4, der det skal angis navn på meldepliktig og utsteder, type transaksjon, hvilket instrument det er handlet i, kurs og volum, tidspunkt og markedsplass for handelen, samt beholdning etter transaksjonen.

2.3 Lovverk i Sverige

Som følge av Sveriges EU-medlemskap, reguleres innsidehandel gjennom Europaparlamentet og -rådets forordning nr. 596/2014 om markedsmisbruk, Market Abuse Regulation,⁸ samt Europakommisjonens kompletterende forordning nr. 522/2016. I tillegg kommer den svenske loven (2016:1306) som ytterligere kompletterer de europeiske bestemmelsene.

2.3.1 Innsideinformasjon

Definisjon av innsideinformasjon med tilhørende forklaringer finnes i artikkel 7 av markedsmisbruksforordningen. Innsideinformasjon innbefatter informasjon som er av “specifik natur som inte har offentliggjorts, som [...] sannolikt skulle ha en väsentlig inverkan på priset”. Av definisjonen merker vi oss kravet om at informasjonen skal være av en spesifikk natur, og at den ved eventuell offentliggjøring sannsynligvis vil ha en vesentlig kurspåvirkning.

Kravet om spesifikk natur redegjøres ytterligere for i artikkelens punkt 2, der det kreves at informasjonen knytter seg til *omstendigheter* eller *hendelser* som er inntruffet, eller som rimeligvis kan forventes å inntreffe. I tillegg må informasjonen være såpass konkret at det er mulig å trekke slutninger om hvilken effekt omstendigheten eller hendelsen vil ha på prisingen. Det presiseres i bestemmelsen at man i situasjoner som er av prosessuell karakter, også vil regne som innsideinformasjon alle opplysninger om en begivenhet som kommer til, eller kan komme til å inntreffe. Dette innebærer at for eksempel oppkjøps- eller fusjonsprosesser således er å regne som informasjon av spesifikk natur, på tross av at endelige betingelser og endelig kontrakt ikke foreligger på handelstidspunktet.

⁸ Heretter også “markedsmisbruksforordningen” eller bare “MAR”.

Angående kravet om sannsynlig, vesentlig kurspåvirkning sier artikkelens punkt 4 at det her siktes til informasjon som en fornuftig investor sannsynligvis vil bruke som grunnlag i sine investeringsbeslutninger.

2.3.2 Innsider

Markedsmisbruksforordningens artikkel 8-4 angir hvem som skal regnes som innsidere i de svenske finansmarkedene. Bestemmelsen angir at alle som besitter innsideinformasjon som beskrevet ovenfor, som følge av at de: a) er medlem av emittentens administrasjons-, ledelses- eller kontrollorgan, b) er aksjonærer hos emittenten, c) har tilgang til informasjon i kraft av sitt virke eller tjeneste, eller d) er engasjert i kriminell aktivitet, er å regne som innsynspersoner. Det synes derfor som at forordningen legger opp til en avgrensning av innsiderdefinisjonen, og at den er stillingsstyrt. Bestemmelsens annet ledd sier imidlertid at *enhver* person som sitter på innsideinformasjon etter artikkel 7, er å regne som innsider så fremt vedkommende innser eller burde innsett at kunnskapen var innsideinformasjon.

Videre angis det gjennom artikkel 18-1 at utstedende selskap selv plikter å føre og holde oppdatert liste over alle personer med tilgang til innsideinformasjon (også sporadisk tilgang). Uvitenhet om innsiderposisjon vil vanskelig kunne påberopes i svensk innsidelovgivning. Markedsmisbruksforordningen krever at utstedende selskap skal gjøre sitt ytterste for å motta skriftlig bekreftelse fra personer som er oppført på listen, på at de er kjent med hvilket ansvar dette innebærer, jamfør artikkel 18-2.

2.3.3 Insidehandel og meldeplikt

Sverige tillater innsynspersoner å handle aksjer i selskaper hvor de innehar en innsiderposisjon etter artikkel 8-4. Handelen må kun forekomme i perioder der man ikke besitter innsideinformasjon som beskrevet ovenfor, og aldri i de 30 siste kalenderdagene før offentliggjøring av kvartals- eller årsrapport. Sistnevnte handelsforbud avskjæres gjennom forordningens artikkel 19. Lovbrudd oppstår også dersom man råder andre personer å handle i de aksjer man måtte ha innsideinformasjon om, jamfør artikkel 8-2.

Videre følger det en meldeplikt for personer i ledende stillinger og verv etter forordningens artikkel 19. Disse pliktes å melde fra om sine handler uten forsinkelse, men senest tre virkedager etter transaksjonsdagen, såfremt aggregert handelsverdi overstiger € 5 000 i løpet av kalenderåret, jamfør henholdsvis artikkel 19-1 og 19-8. Det fremsettes krav om at

meldingen skal inneholde meldepliktiges navn, utstedende selskaps navn, instrument som er handlet, transaksjonstype (kjøp/salg), dato og markedsplass, samt pris og volum. Meldingen skal gis ved at innsideren registrerer sine handler digitalt hos Insynsregistret. Merk at meldingen ikke skal inneholde innsiderens beholdning etter transaksjonen, slik det kreves i Norge. Før 3. juli 2016 tilsa denne meldeplikten rapportering senest fem virkedager etter handel (Finansinspektionen, 2017). Nevnte lovendring analyseres senere i utredningen.

2.4 Oppsummering lovverk

Innsideinformasjon

Når det gjelder definisjonene av innsideinformasjon, finner vi ingen særlige forskjeller i lovgivningen mellom Norge og Sverige. I Norge kreves *presise opplysninger*, mens man i Sverige snakker om *opplysninger av spesifikk natur*. I begge land skal fortolkningen være knyttet til konkrete hendelser eller omstendigheter. I Norge har man lagt til grunn at informasjonen skal være *egnet til å påvirke kursen merkbart*, mens man i Sverige (EU) krever at informasjonen *sannsynligvis vil påvirke kursen vesentlig*. På tross av noe ulik ordlyd, legges den samme fortolkningen til grunn: opplysninger som en fornuftig investor vil benytte som del av grunnlaget for sine investeringsbeslutninger.

Innsider

I definisjonen av en innsider legges det til grunn en informasjonsstyrt definisjon som krever at enhver person i besittelse av innsideinformasjon, er ansett for å være i en innsiderposisjon.

Innsidehandel og meldeplikt

I begge land kan det kun handles i perioder der man ikke sitter på innsideinformasjon. Meldeplikten for primærinnsidere i Norge har historisk vært før børsåpning neste virkedag. Fra og med 1. april er kravet umiddelbar rapportering. I Sverige derimot, har man historisk hatt fem virkedagers meldeplikt, mens det fra 3. juli 2016 kreves rapportering senest tre virkedager etter handel. Norge krever børsmelding, mens Sverige har et separat register hos deres finanstilsyn.

I tillegg kan nevnes at Sverige forskriver et spesifikt handelsforbud i de siste 30 dagene før en finansiell rapportering. Et slikt forbud finnes ikke i norsk lov per i dag, men gjorde det i den

første utgaven av verdipapirhandelloven (1985), tilføyd ved 8. nov. 1991 nr. 75. Lovens § 1-10 forbød primærinnsidere å handle i de siste to månedene før fremleggelse av årsrapport og den siste måneden før fremleggelse av delårsrapport. En siste forskjell er at norsk lovgivning krever at beholdning innberettes for hver transaksjon, mens dette ikke er påkrevd i Sverige.

Om vi ser vekk fra det eksplisitte handelsforbudet i Sverige og innberetningen av beholdning, er det kun to distinkte forskjeller mellom landenes innsidelovgivning: (1) I Norge kreves det rapportering i form av børsmelding, mens man som innsider i Sverige selv registrerer handelen i Insynsregistret på Finansinspektionens nettside, og (2) Norge krever rapportering før neste virkedag (nå umiddelbart), mens Sverige krever rapportering innen fem (nå tre) virkedager.

3. Teori

I dette kapittelet presenterer vi relevant teori for prising av finansielle aktiva, med vekt på inkorporering av ny informasjon. Vi tar også for oss forventede effekter av ulik informasjonstilgang hos markedsaktørene.

3.1 Prisen på en aksje

Den teoretiske prisen på en aksje er gitt ved nåverdien av de fremtidige kontantstrømmene, det vil si aksjens fremtidige utbytter, diskontert med et risikojustert avkastningskrav:

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

der D_t er utbyttet i periode t og k er avkastningskravet (Gordon & Shapiro, 1956).

Vi ser av formelen at aksjekursen vil avhenge av forventede utbytter i fremtiden og avkastningskravet. Generelt kan vi si at førstnevnte avhenger av selskapets inntjeningsevne, mens sistnevnte avhenger av rentenivå og selskapets risiko. I teorien vil derfor observerte kursbevegelser være et resultat av *endringer* i inntjeningsforventninger eller forventet risiko.

3.2 Markedseffisiens

Ettersom verdien av en aksje er avledet av forventninger dannet på bakgrunn av informasjon, er det grunn til å anta at også de faktiske prisene reflekterer den informasjon som er tilgjengelig for markedsaktørene. Dette argumentet er bakgrunnen for hypotesen om effisiente markeder⁹ etter Fama (1970). Et marked er definert som “effisient” dersom dets priser til enhver tid “fullt ut reflekterer” all tilgjengelig informasjon (Fama, 1970, s. 383). Videre omtaler Fama effisiens i tre graderinger: svak, halvsterk og sterk effisiens.

Svak effisiens knytter seg til informasjonen som ligger i historiske prisdata, slik at man i et svakt effisient marked ikke kan predikere fremtidig kursutvikling på bakgrunn av historisk

⁹ Engelsk: Efficient Market Hypothesis (EMH)

kursutvikling. *Halvsterk effisiens* fordrer at all offentlig tilgjengelig informasjon er reflektert i prisen på ethvert tidspunkt, slik at systematisk fortjeneste på bakgrunn av aksjeanalyse forhindres. Eksempler på slik offentlig tilgjengelig informasjon kan være årsrapporter, børsmeldinger og utbytteendringer. Empiriske tester av halvsterk effisiens dreier seg ofte om aksjemarkedets evne til å prise inn den nye informasjonen straks etter annonsering. *Sterk effisiens* tilsier at også privat informasjon reflekteres i observerte markedspriser, hvilket skulle tilsi at selv ikke innsidere vil kunne skape systematisk fortjeneste – på tross av sin informasjonsfordel.

Vår studie plasserer seg hovedsakelig i testing av halvsterk effisiens, idet det er selve *rapporteringen* (meldingen) av innsiderens handel vi analyserer.

3.3 Asymmetrisk informasjon

Asymmetrisk informasjon beskriver en situasjon der de involverte partene har ulik informasjonstilgang, det vil si at enkelte vet mer enn resten. Situasjonen er også bakgrunnen for prinsippal-agent-teorien i bedriftssammenheng, der ledelsen (agenten) arbeider på vegne av aksjonærene (prinsippalen). Ledelsen har mer informasjon enn aksjonærene, og det oppstår en frykt for at agenten helst vil maksimere sin egeninteresse fremfor prinsippalens. Det skilles typisk mellom to varianter av informasjonsasymmetri: moralsk hasard og ugunstig utvalg.

3.3.1 Moralsk hasard

Moralsk hasard (skjult handling) kan oppstå i situasjoner der agenten har informasjonsfordel *etter* kontraktinngåelse, slik at prinsippalen ikke kan observere hvordan arbeidet utføres. (Laffont, 2001, s. 3) Agentens oppførsel for å maksimere egeninteresse bak prinsippalens rygg er et eksempel på moralsk hasard. En annen klassisk situasjon er fra forsikringsbransjen, hvor kunder med tegnet forsikring blir mer tilbøyelige til å ta risiko enn de var uten forsikring.

3.3.2 Ugunstig utvalg

Ugunstig utvalg oppstår dersom agenten har informasjonsfordel *før* kontraktinngåelse, også kalt skjult informasjon (Laffont, 2001, s. 3). En sentral referanse på området er George

Akerlofs (1970) marked for “lemons”,¹⁰ som beskriver sammenbruddet som oppstår når et marked preges av sterkt asymmetrisk informasjon. Siden bruktbilkjøperne ikke kan skille mellom gode og dårlige biler, vil selgerne av de dårlige bilene drive selgerne av de gode bilene ut av markedet. Akerlof viser formelt at markedet fullstendig bryter sammen i en slik situasjon, og at ingen handel forekommer overhodet. Resultatet oppstår fordi man som kjøper egentlig kun vil handle dersom selgeren *ikke* vil selge, samtidig som tilbudssiden utelukkende består av dårlige biler.

Vår studie omhandler innsidernes signal til markedet ved meldepliktige handler. Dersom markedet reagerer på disse meldingene, må det være fordi man antar at innsiderne i kraft av sin informasjonsfordel er verdt å følge. Man kan tenke seg følgende argument: Innsiderne er de som kjenner selskapet best, og de vet sannsynligvis noe man som uavhengig investor ikke vet. Parallellen til Akerlofs bruktbiler blir derfor at selgere med informasjonsfordel (innsidere), ikke er personer man som utenforstående bør kjøpe aksjer fra. Tilsvarende bør man kanskje øke salgsprisen på allerede ervervede aksjer dersom en innsider ønsker å kjøpe. Vi ser at asymmetrisk informasjon er grunnlaget for antagelsen om markedspleiernes frykt for å handle med informerte motparter, som tidligere nevnt (Glosten & Milgrom, 1985; Kyle, 1985).

3.3.3 Effisiens og kapitalallokering

Markedseffisiens innebærer at all informasjon er priset inn. Det betyr ikke at det finnes en korrekt pris *per se*, men at prisen til ethvert tidspunkt reflekterer markedets konsensusoppfatning om fremtidens forventede kontantstrømmer. Dette momentet er også viktig for kapitalallokering, og derigjennom ressursallokering i samfunnet som helhet. Dersom markedet er systematisk feilpriset, fører det til en ineffisient allokering av ressurser. Denne kostnaden rammer alle innbyggerne, gjennom for eksempel feilinvesteringer eller underinvesteringer (Bodie, Kane, & Marcus, 2014, s. 358).

Dersom meldingene om innsidehandler er kursdrivende informasjon, vil aksjemarkedet være systematisk feilpriset i tidsrommet mellom innsiderens handel og rapportering. Dette momentet er et sterkt teoretisk argument for hurtig rapportering, slik Oslo Børs nå krever.

¹⁰ “Lemons” er amerikansk slang for en dårlig bil, jf. det norske begrepet “mandagsbil”.

Avslutningsvis finner vi et interessant teoretisk perspektiv også i artikkelen til Lenkey (2014), som utleder at total velferd (i samfunnet) øker dersom innsiderne melder fra *i forkant* av handelen. Effekten er likevel tosidet. Innsiderne handler mindre aggressivt enn med dagens regler, slik at mindre av deres private informasjon inkorporeres i prisene og markedets priseffektivitet svekkes. Imidlertid blir det mer attraktivt for uinformerte investorer å delta, da de forventer en lavere risiko for å handle mot en bedre informert motpart. Denne tosidigheten beskrev vi tidligere som avveiningen mellom effektive priser og likviditet (Glosten & Milgrom, 1985).

4. Data

Kapittel 4 tar for seg hvordan data ble innhentet, hvilke kriterier som ble satt til dataene og kategoriseringen av datamaterialet. Videre tar kapittelet for seg valg av indeks og hvordan ekstremverdier i utvalget ble håndtert. Deskriptiv statistikk finnes i appendiks A.

4.1 Datainnsamling

Hovedformålet med datainnsamlingen har vært å sikre en stor og bred database av innsidehandler i Norge og Sverige. Ettersom Dovre Forvaltning ville ha denne problemstillingen belyst, er det de som har stilt med datasett, som senere har blitt utvidet manuelt. Datasettet bestod av innsidehandler i Norge i perioden 10.11.2008–17.08.2016, og innsidehandler i Sverige i tidsrommet 19.12.2000–09.02.2017. Videre inneholdt datasettet handels- og rapporteringsdato for hver handel, samt hvilket selskap handelen ble utført i, navnet på innsideren og hans posisjon, antall aksjer, pris, total transaksjonsverdi, om det var kjøp eller salg, beholdning etter transaksjon, og relativ endring i beholdning. Beholdning etter transaksjon og relativ endring i beholdning var kun tilgjengelig for Norge, slik at dette er utelatt fra diskusjonen videre. Et utdrag fra datasettet er gjengitt i appendiks A. Dovre Forvaltning har innhentet data på norske innsidehandler fra Newsweb,¹¹ som er Oslo Børs' online offentliggjøringsportal for selskapsspesifikk informasjon. Data på svenske innsidehandler har de innhentet fra Insynsregistret,¹² som er Sveriges database på innsidehandler meldt inn til Finansinspeksjonen.

Når handelsdato og/eller rapporteringsdato er en helge- eller helligdag, så er datoen satt til førstkommende virkedag for å kunne matche mot prisdata. For rapporteringsdatoene er en slik forskyvning naturlig. En innsidemelding som publiseres på en søndag, kan ikke markedet reagere på før børsen åpner påfølgende handelsdag. For transaksjonsdatoene er det ikke like åpenbart. Siden mange innsidetransaksjoner gjøres mellom nærstående, eller mellom to ulike innsidere, gjøres de ofte utenfor markedet og på dager der børsen er stengt. I beregningen av

¹¹ www.newsweb.no

¹² <https://marknadssok.fi.se/publiceringsklient>

delay-variabelen mener vi likevel det er mest riktig å måle antall *handelsdager* som fører før markedet får vite om innsiderens transaksjon.

Som sagt, vil vi senere i utredningen blant annet forsøke å måle effekten av at Sverige 3. juli 2016 strammet inn rapporteringsfristen fra fem til tre virkedager etter handel. I den anledning har vi hentet inn data manuelt både fra Norge og Sverige frem til og med 20.04.2017. Dette er gjort for å øke antallet observasjoner etter innstrammingen som bedrer vårt informasjons- og sammenligningsgrunnlag.

Data på aksjekurser, volum, bokført egenkapital, markedsverdi, resultat per aksje, antall utestående aksjer og forskning- og utviklingskostnader ble hentet fra Datastream¹³ ved flere anledninger, senest 19. mai 2017. Enkelte selskap hadde ikke tilgjengelig data for bokført egenkapital eller resultat per aksje gjennom Datastream. Følgelig er datamateriale for disse selskapene hentet manuelt fra kvartals- og årsrapporter. Aksjekursdata og volumdata er justerte for kapitalhendelser og aksjeutbytter.

4.2 Datakriterier

Utgangspunktet for selskapsinkludering er at vi ønsker en så generell analyse som mulig. Samtidig legger datagrunnlaget en naturlig begrensning på antall selskaper. Datakriteriene er satt for å øke sannsynligheten for at innsidehandelen er av ren finansiell karakter. Dette er gjort for å forsøke å isolere signaleffekten som innsidehandlene gir til markedet som videre vil belyse problemstillingene best mulig. Følgende kriterier er satt:

- Selskaper notert på Oslo Axess og Merkur Market i det norske utvalget, og selskaper fra Aktietorget, First North og Nordic Growth Market i det svenske utvalget, er typisk yngre vekstselskaper som er illikvide og mindre av størrelse. At de er illikvide, kan føre til mindre nøyaktig normalavkastning som videre kan gi bias i abnorm avkastning. Dette taler for å ekskludere disse selskapene. Beholdes disse selskapene vil antall begivenheter og følgelig presisjonen av analysene øke. Av estimeringshensyn og helt spesifikt, som følge av behovet for én og samme indeks i hvert land, har vi valgt å fokusere på selskapene som er notert på hovedlista på henholdsvis Oslo Børs og

¹³ Thomson Reuters Datastream, heretter kun "Datastream"

Stockholmsbörsen. Følgelig ekskluderes selskaper notert på Oslo Axess og Merkur Market i det norske utvalget, og selskaper fra Aktietorget, First North og Nordic Growth Market i det svenske utvalget.

- Transaksjonsverdien må være minimum 25 000 NOK eller SEK for at handelen innebærer nok økonomisk risiko til å kunne sees på som et klart signal til markedet.
- Opsjoner, bonusprogram og tegningsretter var i utgangspunktet ikke med i datasettet fra Dovre Forvaltning, og dette prinsippet er videreført i vår egen innhenting. Disse faller utenfor utredningens hovedfokus som er kjøp og salg av aksjer og markedets respons til disse handlingene. Jaffe (1974, s. 419) skriver i den forbindelse at det ofte er institusjonelle faktorer som gjør at opsjoner blir utøvd og ikke som et resultat av spesiell informasjon. Opsjonsutøvelse trenger med andre ord ikke å gi andre signal enn at opsjonen er lønnsom.
- Preferanseaksjer er tatt ut grunnet manglende justerte kursdata i Datastream.
- Egenkapitalbevis blir ansett som sammenlignbare med aksjer. Likevel er det noen viktige strukturelle forskjeller som egenkapitalbeviserens innflytelse og utvanningseffekten. Men den kanskje viktigste forskjellen, er prioritetsrekkefølgen som sier at utbytte først skal tilfalle egenkapitaleierne, mens underskuddet i dårlige tider blir nedskrevet mot bankens øvrige fond før egenkapitalbeviskapitalen (Sparebankforeningen, 2017). I tillegg er egenkapitalbevisene ofte lite likvide og dermed kan de bidra til bias i abnorm avkastning. Etter en samlet vurdering har vi valgt å ta egenkapitalbevisene ut av datasettet.
- For begivenhetsstudiene ekskluderes handler hvor det ikke eksisterer tilstrekkelig kursdata i forkant av begivenheten til å estimere forventet avkastning. Handler hvor det ikke er nok kursdata i etterkant av handelen ekskluderes også. Etter MacKinlay (1997) sin metode tilsier det minst 250 handelsdager i forkant av begivenhetsvinduet og minst 20 dager etter begivenheten.
- Når en innsider utfører flere handler på én dag og rapporterer disse disaggregert på en senere dag, har handlene blitt aggregert ved å summere antall aksjer handlet. Volumvektet gjennomsnittlig pris er beregnet for hvert slikt tilfelle. Dette er gjort i henhold til Betzer og Theissen (2010, s. 142) for å unngå dobbeltelling av handler. I

tillegg er det tilfeller hvor en insider utfører handler over flere påfølgende dager, for så å rapportere disse disaggregert på en senere dag. Da er handlene aggregert ved å summere antall aksjer handlet. I disse tilfellene har vi beregnet volumvektet gjennomsnittlig pris og latt delayen til den første handelen i serien stå. Videre lar vi en dummyvariabel kalt “SERIAL” identifisere handler som er utført i en serie før de rapporteres. Denne er tiltenkt å fange opp fenomenet der en insider med fleksibilitet i rapporteringstid handler over flere dager, for så å rapportere alle handlene samlet i én melding når rapporteringsfristen faller.

Etter dette ender vi opp med 14 330 begivenheter i Sverige fra 03.11.2008 til 20.04.2017, og 4 355 begivenheter i Norge i perioden 30.10.2008–11.04.2017.

4.3 Kategorisering av data

Med utgangspunkt i problemstillingene og hypotesene formulert i delkapittel 1.2, har vi valgt å dele handlene inn i ulike kategorier for å belyse hypotesene. I studiene av abnorm avkastning og abnormt volum kontrolleres det for blant annet utbytteavkastning, forskning- og utviklingskostnader, book-to-market, tap (negativt resultat per aksje) og delay.¹⁴ For delay-analysen kontrolleres det for innsidernes stilling, markedskapitalisering¹⁵ og handelens størrelse. Førstnevnte kategoriseres ytterligere i underkategorier i det følgende.

Innsidernes stilling er delt inn i et informasjonshierarki i følgende seks kategorier: CEO, CFO, EVP, Styremedlem, Stor aksjonær, og Andre. Informasjonshierarkiet bygger på tesen om at de på toppen har mest informasjon, mens informasjonstilgangen på bunnen av hierarkiet er begrenset. Datasettet fra Dovre Forvaltning inneholdt posisjonen til handlende insider, og dette er benyttet i inndelingen. Videre ble stillingen til et stort antall insidere som vi var usikre på hvor vi skulle plassere kontrollert opp mot selskapenes register. CEO er en selvforklarende kategori som antas å ha nøyaktig informasjon om selskapet tidlig. I kategorien CFO, er finansdirektør og regnskapsansvarlig plassert. Disse antas å ha informasjon om selskapets regnskap og finanser tidlig i hende, men antas samtidig å ha noe mindre informasjon om

¹⁴ Samtlige av disse er nærmere forklart i delkapittel 5.3.1

¹⁵ Markedskapitalisering (Market Capitalization) er markedsverdien av et selskap, beregnet som produktet av aksjekurs og antall utestående aksjer.

selskapet som helhet enn kategorien CEO, på områder som strategi og markedsutsikter. EVP er en forkortelse for Executive Vice President, og betegner i vår inndeling øvrige personer i selskapets øverste ledelsesgruppe som ikke omfattes av de øvrige kategoriene. Eksempel på slike personer kan være teknologisjefer, driftssjefer, markeds- og kommunikasjonssjefer, og lands- og områdesjefer. Det anses naturlig å anta at disse har mindre informasjon om selskapet som helhet enn kategorien CEO og at de har mindre info om selskapets finanser enn kategorien CFO. Kategorien styremedlem består av styreledere og styremedlemmer. Kategorien Stor aksjonær omfatter aksjonærer hvis eierskap overskrider terskelen for å bli meldepliktig, men hvor aksjonæren ikke innehar andre posisjoner i selskapet. I kategorien Andre, har vi plassert innsidere som ikke er en del av toppledelsen eller styret. Denne gruppen omfatter blant annet advokater, sekretærer, konsulenter og andre ledende ansatte. Tanken er således at disse har minst nøyaktig informasjon, men også at de antas å motta informasjonen sist. En oppstilling av deskriptiv statistikk for Norge og Sverige finnes i appendiks A.

4.4 Valg av indeks

Ved bruk av markedsmodellen i begivenhetsstudiet er vi avhengig av en markedsindeks for hvert av landene for å kunne beregne abnorm avkastning. Gitt at utvalgene våre begge inneholder svært mange selskaper av ulik størrelse, ønsker vi å benytte indekser som speiler det virkelige brede aksjemarkedet i henholdsvis Norge og Sverige. Valget falt derfor på Oslo Børs All Share Index (OSEAX) og Nasdaq OMX Stockholm GI (OMXSGI), som begge er justert for kapitalhendelser og utbytte, og inkluderer samtlige selskaper på børsenes respektive hovedlister. Data for indeksenes totalavkastning er hentet fra Datastream.

4.5 Ekstremverdier i utvalget

Resultatene kan være drevet av enkelte begivenheter som påvirker aksjekursene i svært stor grad. Slike ekstremverdier kan oppstå som følge av kurssensitive begivenheter som kvartalsrapporter, kontraktsinngåelser, oppdagelser, oppkjøp og lignende rundt tidspunktet for innsidehandelen. Disse hendelsene kan påvirke resultatene våre hovedsakelig på to måter. For det første kan ekstremverdier i estimeringsvinduet føre til bias i estimert normalavkastning for begivenhetsvinduet. For eksempel vil en begivenhet som gir en ekstremt positiv akkumulert gjennomsnittlig abnorm avkastning i estimeringsvinduet føre til inflatert normalavkastning i begivenhetsvinduet. For det andre kan ekstremverdier i en eller annen retning i

begivenhetsvinduet, ha stor innvirkning på kalkulert abnorm avkastning. Ekstremverdier i samme (motsatt) retning som handelsretningen vil overvurdere (undervurdere) effekten av innsidemeldingen i tilfeller hvor det kan være andre begivenheter enn selve innsidemeldingen som driver resultatene. I tillegg vil ekstremverdier påvirke styrken til de statistiske testene ved å gjøre standardavviket lite representativt for populasjonen.

For å behandle ekstremverdier benytter forskere en av disse tre metodene: ignorere, trimme utvalget ved å slette observasjoner over og under en viss terskel, eller winsorisere en andel av de største og minste observasjonene ved å erstatte de med en terskelverdi (Sorokina, Booth, & Thornton, 2013). Det er fordeler og ulemper knyttet til samtlige metoder. Ved å ekskludere ekstremverdier, så kan vi potensielt fjerne relevant informasjon som kan føre til seleksjonsbias og dermed gjøre resultatene mindre representative for populasjonen. En ekstremverdi kan skyldes støy relatert til andre faktorer enn selve innsidehandelen. Ved å inkludere ekstremverdiene kan vi potensielt få bias i feil retning, men vi vil til gjengjeld kunne observere hvilken avkastning innsiderne faktisk oppnår. Winsorisering gir datasettet feilaktige observasjoner og er av den grunn den dårligste metoden man kan velge, i følge Sorokina et al. (2013). Basert på diskusjonen over, så har vi valgt å ikke justere for ekstremverdier i begivenhetsstudiet, men velger å gjøre det i delay-analysen som forklart i delkapittel 5.4.

5. Metodikk

I det videre vil vi redegjøre for metodikken som utredningens analyser understøttes av. Første del handler om å avdekke hvorvidt rapportering av meldepliktige innsidehandler har informasjonsverdi for aksjemarkedene i Norge og Sverige. Det er ikke åpenbart hvordan informasjonsverdi kan operasjonaliseres og måles, men på bakgrunn av tidligere studier har vi valgt å estimere både unormale kursutslag (avkastning) og unormalt handelsmønster (volum). Tanken er således at en økning i en eller to av disse målene skulle tilsi en økt informasjonsverdi for aksjemarkedet. Til det førstnevnte benytter vi begivenhetsstudier for abnorm avkastning, hvor vi plasserer oss i rammeverket til MacKinlay (1997). Formålet med begivenhetsstudiene er å kartlegge hvorvidt aksjemarkedet reagerer på meldingene om innsidehandler i form av abnorm avkastning, herunder retningen, størrelsen og den statistiske signifikansen til markedsreaksjonen. For å komplementere utfører vi også begivenhetsstudier som analyserer markedsreaksjoner i form av handelsvolum. Volumstudiene inkluderes for å hensynta de tilfeller der begivenheten har informasjonsverdi uten at det resulterer i abnorm avkastning. Dette kan oppstå i tilfeller der markedsaktørene er uenige om informasjonens effekt på aktivaprisene. I tillegg finner Karpoff (1986) at volumreaksjoner kan oppstå også når markedsaktørene er enige om effekten av nyheten, men når oppfatningene i forkant av publisering er forskjellige. Her følger vi linjen til Ajinkya og Jain (1989), Meulbroek (1992), Yermack (1997), og Heron og Lie (2007). Vi setter begivenhetsdatoen til innsidemeldingenes publiseringsdato, som angir markedets tidligste mulighet til å reagere på informasjonen. Deretter avdekker vi eventuelle sammenhenger mellom markedsreaksjonene og et sett karakteristika ved de involverte selskapene og innsiderne. Her benyttes kryss-seksjonelle regresjonsanalyser med ulike spesifikasjoner.

I forsøket på å måle effekten av at Sverige gikk fra fem til tre dagers meldeplikt fra og med juli 2016, har vi hentet inspirasjon fra Brochet (2010) som analyserte effektene av USAs innføring av Sarbanes–Oxley Act.¹⁶ Her ønsker vi å vurdere om lovendringen har bidratt til en økning i innsidemeldingenes informasjonsverdi. Det er imidlertid vanskelig å fastslå at slike økninger ene og alene skyldes lovendringen og ikke andre uobserverte faktorer som det ikke

¹⁶ Sarbanes–Oxley Act (SOX) er en amerikansk lov vedtatt i 2002 for å øke presisjonen og tilliten til finansiell rapportering, med det formål å beskytte investorer, se <https://www.sec.gov/about/laws/soa2002.pdf>.

kontrolleres for. Vi vil derfor understreke at disse resultatene må tolkes forsiktig idet det kan eksistere bias som følge av utelatte variabler (omitted variable bias).

I tredje del ønsker vi å vurdere om sen rapportering er et problem, og i så fall, hva som kjennetegner de som rapporterer sent. I tillegg til deskriptiv statistikk støtter vi oss på univariat analyse og regresjonsanalyse for denne delen.

5.1 Begivenhetsstudier for abnorm avkastning

Begivenhetsstudiet som metode har en lang historikk og et bredt anvendelsesområde (nedslagsfelt). En av de første anvendelsene var muligens Dolley (1933) som analyserte aksjesplitter på New York Stock Exchange. Dolley fant at aksjekursene til selskapene i utvalget hans steg i 57 tilfeller og sank i 26 tilfeller etter gjennomføringen av en aksjesplitt¹⁷. I tiden som fulgte begynte man å justere for markedets generelle avkastning for å beregne en unormal (ekstraordinær) avkastning. Siden formålet er å analysere begivenhetens effekt separat, må den markedsinduserte avkastningen trekkes ut. Eksempelvis vil et innsidekjøp rapportert på en dag hvor markedet som helhet stiger kraftig, *ikke* nødvendigvis indikere at selve meldingen hadde positiv effekt på aksjekursen. Fama et al. (1969) utviklet begivenhetsstudiet slik vi kjenner det i dag, med estimering av normalavkastning i begivenhetsvinduet med bakgrunn i en markedsindeks. Det er således nødvendig å forutsette en statistisk sammenheng mellom kursutviklingen til hver enkelt aksje og en bred markedsindeks. Begivenhetsstudiene og regresjonsanalysene er utført i statistikkprogrammet STATA. MacKinlay (1997) foreslår følgende struktur for en begivenhetsstudie:

1. Definere begivenhet (hendelse) av interesse
2. Definere tidsrommet med forventet kurseffekt av hendelsen (begivenhetsvinduet)
3. Bestemme kriterier for inkludering av selskaper i utvalget
4. Valg av modell for normalavkastning og lengde på estimeringsvindu
5. Beregning av abnorm avkastning og statistiske tester for signifikant påvirkning

Punkt 3 ble redegjort for i kapittel 4.2, mens resterende punkter redegjøres for i det følgende.

¹⁷ En aksjesplitt øker antall utestående aksjer og reduserer pålydende verdi tilsvarende, som teoretisk er en verdinøytral begivenhet.

5.1.1 Definisjon av begivenhet og begivenhetsvindu

Siden problemstillingen vår knytter seg til tidsrommet mellom primærinnsidernes meldepliktige handel og rapportering, ønsker vi å teste hvorvidt aksjemarkedet reagerer på *meldingen* om innsidehandel, og om det er systematiske forskjeller mellom innsidemeldinger med kort og lang delay. Begivenheten av interesse er følgelig innsidemeldingen rapportert på Newsweb og Insynsregistret for henholdsvis Norge og Sverige.

Begivenhetsdatoen vil for vårt formål være datoen hvor handelen rapporteres til respektive markedsplasser. Dette fordi markedet i teorien ikke skal kunne reagere på innsidesignalet før informasjonen om at handel er gjennomført, og er offentlig tilgjengelig. Imidlertid vil det være av interesse å utvide begivenhetsvinduet til å inkludere et antall dager både i forkant og etterkant av selve rapporteringsdagen. Tidligere studier hvis formål var å avdekke primærinnsidernes kredibilitet som signalgivere, analyserte kurseffektene på lang sikt (flere år). I denne sammenheng vil vi i utgangspunktet begrense oss til et begivenhetsvindu som inkluderer 20 dager før og etter rapporteringsdagen. I spesifikasjonen som tester Sveriges lovendring inkluderer vi også et begivenhetsvindu som løper 180 dager etter publisering. Innenfor hovedrammen $[-20,20]$ vil vi teste ulike begivenhetsvinduer i resultatseksjonen. Et $[-20,20]$ begivenhetsvindu hensyntar at det kan være abnorm avkastning både før og etter selve publiseringsdatoen. Det overordnede formålet for utredningen er imidlertid å analysere markedsreaksjonen ved publisering av innsidemelding, samt eventuelle effekter av ulik meldeplikt. I den sammenheng er det mest hensiktsmessig å starte begivenhetsvinduet på publiseringsdatoen ($t = 0$).

5.1.2 Modellvalg og estimeringsvindu

I estimeringen av en forventet (“normal”) daglig avkastning i begivenhetsvinduet er det nødvendig med en modellspesifikasjon. Myriaden av modeller for aksjeavkastning kan deles i to hovedkategorier: økonomiske og statistiske. Økonomiske modeller er likevektsmodeller utledet fra økonomiske forutsetninger (aksiomer) om markedsaktørenes oppførsel og interaksjon. Statistiske modeller spesifiserer en matematisk relasjon mellom variabler, uten at relasjonen nødvendigvis bygger på økonomiske argumenter. Den mest kjente økonomiske modellen er kapitalverdimodellen (CAPM) av Sharpe (1964), Lintner (1965) og Mossin (1966), som igjen bygger på arbeidene i porteføljeteori av Markowitz (1952). CAPM postulerer at en aksjes avkastning bestemmes av en enkelt faktor: aksjens kovarians med

markedsporteføljen i forhold til markedsporteføljens varians (“beta”). Som motvekt til likevektsmodellen CAPM, utviklet Ross (1976) arbitrasjeprisingsteorien. Her åpnes det for at flere faktorer bestemmer et verdipapirs avkastning, og gjerne også andre faktorer enn markedsporteføljen. I ettertid er det avdekket flere faktorer empirisk, og særs innflytelsesrike er Fama og Frenchs (1992) faktorer *størrelse* og *verdi*. Andre viktige faktorer er momentum (Carhart, 1997; Jegadeesh & Titman, 1993) og likviditet (Pastor & Stambaugh, 2003). I utredningen benytter vi kapitalverdimodellens statistiske motpart markedsmodellen, samt Fama og Frenchs modell fra 1992 som komplementerer markedsmodellen med størrelse- og verdifaktoren. Modellene beskrives i tur nedenfor.

Markedsmodellen

Markedsmodellen foreskriver et konstant lineært forhold mellom aksjeavkastning og markedsavkastning:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$E(\varepsilon_{i,t}) = 0 \quad \text{var}(\varepsilon_{i,t}) = \sigma_{\varepsilon_i}^2$$

der $R_{i,t}$ og $R_{m,t}$ er daglig avkastning for henholdsvis aksje i og markedsindeks m i periode t . α_i , β_i og $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ er parameterne til markedsmodellen, mens $\varepsilon_{i,t}$ betegner feilledet (residualen). I beregningen av daglige avkastningstall $R_{i,t}$ benyttes logaritmisk avkastning:

$$R_{i,t} = \ln\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}\right) \quad (3)$$

der \ln er den naturlige logaritmen og $P_{i,t}$ er utbytte- og kapitalendringsjustert stengningskurs for aksje i på dag t . Log-avkastning for markedsindeksen $R_{m,t}$ beregnes på tilsvarende måte. Det er positive effekter forbundet ved å benytte log-avkastning fremfor aritmetisk avkastning, både teoretisk og empirisk. For det første kan akkumulert avkastning beregnes ved enkel summasjon, som forenkler beregningen av akkumulert avkastning. For det annet har det vist seg empirisk at log-avkastning har lettere for å være normalfordelt enn aritmetisk avkastning (Henderson, 1990). Aritmetisk avkastning derimot, har en høyrevridd distribusjon fordi avkastningen til en aksje kan bli uendelig positiv, mens tapet begrenser seg til -100% (Fama, et al., 1969). Logaritmisk avkastning kan tolkes som det noe abstrakte fenomenet kontinuerlig forrentet avkastning.

På bakgrunn av beregnede log-avkastningstall for hver aksje og for markedsindeks, estimerer vi den forventede normalavkastningen ved:

$$E(R_{i,t}) = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m,t} \quad (4)$$

der $\hat{\alpha}_i$ og $\hat{\beta}_i$ er estimerte parametere fra markedsmodellen.

Modellen estimeres ved lineær regresjon (OLS¹⁸) hvilket gir følgende estimatorer:

$$\hat{\beta}_i = \frac{\sum_{t=T_1}^{T_2} (R_{i,t} - \hat{\mu}_i)(R_{m,t} - \hat{\mu}_m)}{\sum_{t=T_1}^{T_2} (R_{m,t} - \hat{\mu}_m)^2} \quad (5)$$

$$\hat{\alpha}_i = \hat{\mu}_i - \hat{\beta}_i \hat{\mu}_m \quad (6)$$

Videre er henholdsvis $\hat{\mu}_i$ og $\hat{\mu}_m$ gitt ved:

$$\hat{\mu}_i = \frac{1}{T_2 - T_1} \sum_{t=T_1}^{T_2} R_{i,t} \quad (7)$$

$$\hat{\mu}_m = \frac{1}{T_2 - T_1} \sum_{t=T_1}^{T_2} R_{m,t} \quad (8)$$

Et problem som nevnes i litteraturen, er at det ved ikke-synkron handel vil gi systematisk bias i estimeringen av α_i og β_i i markedsmodellen under OLS (Scholes & Williams, 1977). Det meldes at selskaper med meget sjelden eller meget frekvent handel vil få for høye estimerte α og for lave estimerte β sammenlignet med de faktiske parameter-verdiene, altså: $\alpha_i^s > \alpha_i$ og $\beta_i^s < \beta_i$, der toppskrift s indikerer OLS-estimer. Selskaper med handelsfrekvens nær gjennomsnittet (markedet) vil bli "biased" med motsatt fortegn, det vil si: $\alpha_i^s < \alpha_i$ og $\beta_i^s > \beta_i$. I kryss-seksjonen vil imidlertid gjennomsnittet av estimatene konvergere mot de reelle α - og β -verdiene (Scholes & Williams, 1977, s. 315-316).

¹⁸ OLS = Ordinary Least Squares

På bakgrunn av et utvalg aksjer der mange har svakt volum, implementerer vi følgende foreslåtte parameterjusteringer for henholdsvis alfa og beta (toppskrift SW betegner Scholes-Williams):

$$\hat{\alpha}_i^{SW} = \frac{1}{T-2} \sum_{t=2}^{T-1} R_{i,t} - \hat{\beta}_i^{SW} \frac{1}{T-2} \sum_{t=2}^{T-1} R_{m,t} \quad (9)$$

$$\hat{\beta}_i^{SW} = \frac{\hat{\beta}_i^- + \hat{\beta}_i + \hat{\beta}_i^+}{1 + 2\hat{\rho}_m} \quad (10)$$

Der $\hat{\beta}_i^-$, $\hat{\beta}_i^+$ og $\hat{\rho}_m$ er henholdsvis:

$$\hat{\beta}_i^- = \frac{\text{cov}(R_{i,t}, R_{m,t-1})}{\text{var}(R_{m,t-1})} \quad (11)$$

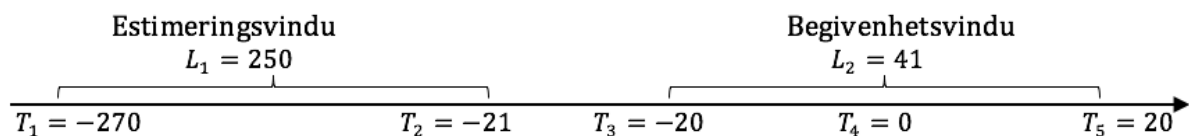
$$\hat{\beta}_i^+ = \frac{\text{cov}(R_{i,t}, R_{m,t+1})}{\text{var}(R_{m,t+1})} \quad (12)$$

$$\hat{\rho}_m = \frac{\text{cov}(R_{m,t}, R_{m,t-1})}{\sigma(R_{m,t})\sigma(R_{m,t-1})}. \quad (13)$$

Brown og Warner (1985) gjennomfører en rekke metodologiske tester for begivenhetsstudier, deriblant justeringen foreslått av Scholes og Williams, samt et forslag fra Dimson (1979). Testene er basert på faktiske avkastningstall over perioden 1962–1979, men begivenhetsdatoene er tilfeldig trukket. Nullhypotesen er dermed at de simulerte begivenhetsstudiene *ikke* har abnorm avkastning. Sannsynligheten for å (feilaktig) forkaste nullhypotesen under de ulike metodene er tilnærmet lik. Brown og Warner forsøker også å konstruere abnorm avkastning i datasettet ved å legge til 0,01 på enkelte av “begivenhetene”. Her testes sannsynligheten for å forkaste nullhypotesen når den abnorme avkastningen er reell. Også i dette tilfellet gir de ulike metodene noenlunde like resultater. Det er to feil som kan begås i slik testing, type I- og type II-feil. Type I-feil vil si å forkaste en sann nullhypotese, mens type II-feil vil si å ikke forkaste en feilaktig nullhypotese.

Neste steg er å definere estimeringsvinduet, tidsrommet av observasjoner som brukes for å estimere normalavkastningen i begivenhetsvinduet. Lengden på estimeringsvinduet vil ha betydning for markedsmodellens parametere, og det er forhold som trekker i begge retninger

hva angår vinduets lengde. På den ene siden ønsker man et langt estimeringsvindu for å få mer presise estimater, mens man på den annen side ønsker et kortere vindu for å unngå mindre relevante observasjoner som stammer fra langt tilbake i tid. Det er ønskelig at utvalget er fra samme (teoretiske) populasjon av avkastninger. Et viktig moment er uansett at estimeringsvinduet avsluttes før selve begivenhetsvinduet, slik at ikke begivenheten innvirker på parameterestimaterne. I tråd med MacKinlay (1997) benytter vi i denne utredningen et 250-dagers estimeringsvindu som ender 20 dager i forkant av begivenheten. Figur 5.1 beskriver inndelingen i vinduer:



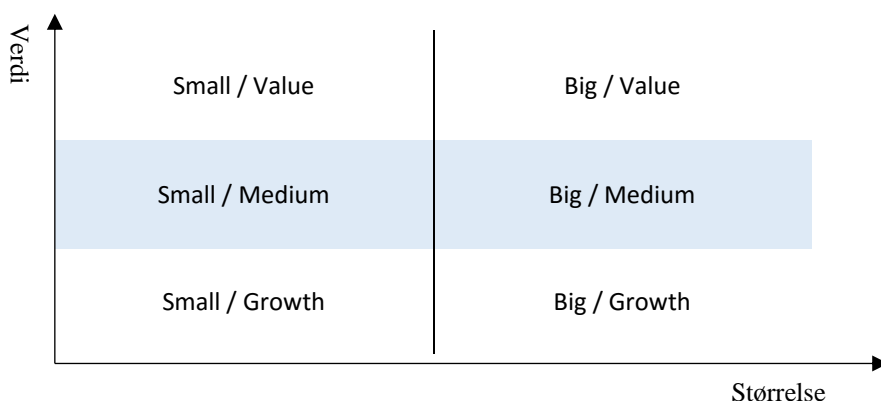
Figur 5.1: Tidslinje for begivenhetsstudiene

Fama–French trefaktormodell (FF3)

Estimeringen av forventet avkastning fra markedsmodellen komplementeres med Fama & Frenchs trefaktormodell, som i tillegg til markedsfaktoren også kontrollerer for størrelsesfaktoren og verdifaktoren. Fama & French (1992) finner at enfaktormodellen ikke er tilfredsstillende til å forklare kryss-seksjonen av aksjeavkastning, men at forklaringskraften øker markant dersom man inkluderer verdi- og størrelsesfaktoren. Verdimålet beregnes som forholdet mellom bokført egenkapital og markeds kapitalisering ved inngangen av kalenderåret, mens størrelsesmålet settes i juni hvert år. Et høyt verdimål oppstår dersom selskapet har mye bokført egenkapital i forhold til markedsverdien, og disse selskapene karakteriseres som verdiselskaper. Motposten er vekstselskaper som altså kjennetegnes ved at markedsverdien på egenkapitalen er høy i forhold til den bokførte verdien. Størrelsesmålet er direkte gitt ved markeds kapitaliseringen.

I vår estimering har vi gjort en liten forenkling, idet vi sorterer selskapene ved inngangen av kalenderåret for både verdi- og størrelsesfaktoren. Utover det følger metoden den til Fama & French (1993). Separat for Stockholmsbørsen og Oslo Børs henter vi data på markeds kapitalisering og bokført egenkapital for samtlige selskaper i Datastream. Selskapene sorteres etter markeds kapitalisering ved inngangen av året, og utvalget deles i to ved medianen, slik at de to porteføljene “Small” og “Big” dannes. Dernest sorteres selskapene etter

verdimålet, og her dannes tre porteføljer kalt “Value”, “Medium” og “Growth”. Figur 5.2 under søker å illustrere metoden.



Figur 5.2: FF3 – størrelse og verdi

Inndelingen gir således 6 (3x2) porteføljer som vi oppdaterer årlig for årene 2007–2017. Porteføljenes avkastning er beregnet ved verdivektning av de respektive selskaperes daglige avkastningstall. Her benyttes aritmetisk avkastning for å kunne summere på tvers av porteføljene. Dersom en portefølje p består av n selskaper på tidspunkt t med markedsverdier MV_i og avkastninger $R_{i,t}$ for $i = \{1, \dots, n\}$, er porteføljens avkastning $R_{p,t}$ gitt ved:

$$R_{p,t} = \frac{MV_i}{\sum_{i=1}^n MV_i} \cdot R_{i,t} \quad (14)$$

Resultatet er seks tidsserier (en for hver rute i figur 5.2) med daglige avkastningstall for hele perioden. Avkastningen til Small- og Big-porteføljene er gitt ved gjennomsnittsberegning:

$$R_S = 1/3 (R_{S/G} + R_{S/M} + R_{S/V}) \quad (15)$$

$$R_B = 1/3 (R_{B/G} + R_{B/M} + R_{B/V}) \quad (16)$$

Tilsvarende beregnes avkastningen til Growth-, Medium- og Value-porteføljene som følger:

$$R_G = 1/2 (R_{S/G} + R_{B/G}) \quad (17)$$

$$R_M = 1/2 (R_{S/M} + R_{B/M}) \quad (18)$$

$$R_V = 1/2 (R_{S/V} + R_{B/V}) \quad (19)$$

Størrelsesfaktorens avkastning er gitt ved differansen mellom Small- og Big-porteføljens avkastning: $R_{SMB} = R_S - R_B$, mens verdifaktorens avkastning beregnes som differansen

mellom Value- og Growth-porteføljene: $R_{HML} = R_V - R_G$. Markedsfaktoren er fortsatt gitt ved markedsindeksens avkastning, og vi benytter samme estimeringsvindu som i Figur 5.1.

Når porteføljeavkastningen for SMB- og HML-porteføljen er beregnet, omregner vi til logaritmisk avkastning ved formel (3). Forventet avkastning i begivenhetsvinduet når vi anvender FF3 er dermed gitt ved regresjonen:

$$E(R_{i,t}) = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m,t} + \hat{h} R_{HML,t} + \hat{s} R_{SMB,t} \quad (20)$$

5.1.3 Abnorm avkastning og statistisk inferens

Differansen mellom faktisk og estimert normalavkastning gir abnorm avkastning for henholdsvis markedsmodellen og trefaktormodellen:

$$AR_{i,t}^{MM} = R_{i,t} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m,t}) \quad (21)$$

$$AR_{i,t}^{FF3} = R_{i,t} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m,t} + \hat{h}_i R_{HML,t} + \hat{s}_i R_{SMB,t}) \quad (22)$$

Abnorm avkastning er således feilledet fra regresjonene, beregnet out-of-sample, med tilhørende varians $\sigma^2(AR_{i,t})$ og $\sigma^2(AR_{i,t}^{FF3})$:

$$\sigma^2(AR_{i,t}) = \sigma_{\varepsilon_i}^2 + \frac{1}{L_1} \left[1 + \frac{(R_{m,t} - \hat{\mu}_m)^2}{\hat{\sigma}_m^2} \right] \quad (23)$$

Der høyresidens første ledd $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ representerer støyleddet i regresjonene, og andre ledd er et tillegg i variansen som følge av utvalgsfeil i estimeringen av parameterne α_i og β_i . Videre følger det av (23) at et langt estimeringsvindu reduserer variansen mot grenseverdien $\sigma_{\varepsilon_i}^2$, det vil si: $\lim_{L_1 \rightarrow \infty} \sigma^2(AR_{i,t}) = \sigma_{\varepsilon_i}^2$.

Over tid akkumuleres abnorm avkastning ved summasjon (“cumulative abnormal returns”):

$$CAR_{i,t} = \sum_{t=T_3}^t AR_{i,t} \quad (24)$$

For å vurdere effekten av innsidemeldingene på bred front, beregner vi gjennomsnittlig abnorm avkastning for dag t på tvers av alle N begivenheter, AAR_t , med tilhørende varians, $\sigma^2(AAR_t)$:

$$AAR_t = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N AR_{i,t} \quad (25)$$

$$\sigma^2(AAR_t) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sigma_{\varepsilon_i}^2. \quad (26)$$

Tilsvarende akkumuleres den gjennomsnittlige abnorme avkastningen over tid ved summasjon, hvilket gir kumulativ gjennomsnittlig abnorm avkastning, $CAAR_{t_1,t_2}$, med tilhørende varians, $\sigma^2(CAAR_{t_1,t_2})$:

$$CAAR_{t_1,t_2} = \sum_{t=t_1}^{t_2} AAR_t \quad (27)$$

$$\sigma^2(CAAR_{t_1,t_2}) = \sum_{t=t_1}^{t_2} \sigma^2(AAR_t) \quad (28)$$

Inferens om den gjennomsnittlige markedsreaksjonen kan dermed gjøres på bakgrunn av følgende parametriske test (MacKinlay, 1997, s. 24):

$$\theta_1 = \frac{CAAR_{t_1,t_2}}{\sqrt{\sigma^2(CAAR_{t_1,t_2})}} \sim N(0,1) \quad (29)$$

Sistnevnte testobservator hviler imidlertid på forutsetningen om at kovariansen på tvers av aksjene er lik null. For at den forutsetningen skal holde, så kan det ikke være klynging (clustering) i datasettet. Dette krever at de enkelte begivenhetenes datoer ikke sammenfaller og at deres begivenhetsvinduer ikke overlapper med hverandre. Klynging vil typisk oppstå når det publiseres melding om innsidehandel i ulike selskaper på eller omkring samme dag. Aksjeavkastningene preges gjerne av markedsbrede begivenheter, og i teorien skal aksjeavkastningen *kun* bestemmes av den markedsbrede avkastningen (jf. markedsmodellen).

Ignorering av kryss-seksjonell avhengighet reduserer antall aksjer med begivenhetsdato uavhengig av hverandre, og leder altså til at den parametriske testen i (29) ikke lenger er anvendbar. Det er sannsynlig at datasettet er påvirket av klynging, men klynging blir i mangel på en passende metode ikke justert for i vår analyse. Kovariansen på tvers av aksjene antas derfor lik null. For videre diskusjon, se kapittel 8.

5.2 Abnormt volum som mål på informasjonsverdi

Som komplement til begivenhetsstudiene for abnorm avkastning beregner vi abnormt volum i dagene omkring rapporteringen av innsidehandelen. Også for handelsvolum fremkommer abnormt volum i tilfeller der observert volum overstiger forventet volum, som igjen må estimeres. Vi benytter en logaritmisk markedsmodell skreddersydd for volum, som har lang fartstid i finanslitteraturen. Første referanse er Ajinkya og Jain (1989) som presenterer en utførlig gjennomgang av de empiriske egenskapene til daglig handelsvolum. De finner at ubehandlede volumtall for enkeltaksjer og for porteføljer avviker signifikant fra normalitet, men at transformasjon med den naturlige logaritmen gir en svært god normalitetstilnærming. Varianter av modellen er også brukt av blant andre Meulbroek (1992) i studiet av ulovlig innsidehandel, samt av Yermack (1997) og Heron og Lie (2007) for aksjeopsjoner i avlønningsøyemed. Brochet (2010) anvender metoden for å vurdere innsidehandlers økte informasjonsverdi etter innføringen av SOX.¹⁹ Følgende spesifisering beskriver vår logaritmiske markedsmodell som også inkluderer et sett indikatorvariabler som er kjent for å påvirke handlet volum:

$$\begin{aligned} \ln(V_{i,t}) = & \alpha_i + \beta_i \ln(V_{m,t}) + \lambda_1 \ln(V_{i,t-1}) + \lambda_2 \ln(V_{i,t-2}) + \eta_1 Man \\ & + \eta_2 Tir + \eta_3 Ons + \eta_4 Tor + \varphi_1 Helligdag_{i,t} \\ & + \varphi_2 Helligdag_{i,t-1} + \delta_i Utbytte_{i,t} + \gamma_i Melding_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (30)$$

der $V_{i,t}$ er volum for aksje i på dag t og $V_{m,t}$ er markedets (indeksens) volum på dag t . For markedsvolum summerer vi volumet hver dag for de til enhver tid noterte selskapene på henholdsvis Oslo Børs og Stockholmsbørsen. Vi inkluderer to laggede variabler for det

¹⁹ Brochet deflaterer $V_{i,t}$ og $V_{m,t}$ med antall utestående aksjer for henholdsvis selskapet og markedet. Vi finner at denne spesifiseringen gir kvalitativt like resultater (ikke tabulert).

aktuelle selskapets volum. Dette gjøres på bakgrunn av at Meulbroek (1992, s. 1692) finner at regresjonens forklaringskraft øker fra 5 % til 15 %, og at tillegget av lagger fjerner autokorrelasjonen i feilledet. *Man*, *Tir*, *Ons* og *Tor* er dummyvariabler for ukedagene. Ukedagsmønsteret i handelsvolum er dokumentert av Mulherin og Gerety (1988). *Helligdag* tar verdien 1 dagen før helligdager og 0 ellers. *Utbytte* tar verdien 1 i vinduet $[-3,3]$ omkring dagen en aksje noteres eksklusive utbytte.

Melding er den interessante variabelen for vårt formål, og tar verdien 1 i begivenhetsvinduet omkring rapporteringsdagen. For enhver innsidehandel i utvalget kjøres regresjonen i (30) over volumobservasjonene i perioden 50 dager før til 50 dager etter innsidemeldingen publiseres. Koeffisienten γ_i lagres for hver meldepliktig handel, og denne benevnes senere $AV_i[t_1, t_2]$ – det vil si daglig abnormt volum for enhver handel i gjennom begivenhetsvinduet t_1 til t_2 . Derneft rapporteres gjennomsnittlig abnormt volum $AAV[t_1, t_2]$ over N begivenheter for et knippe ulike spesifikasjoner av begivenhetsvinduet. Merk at γ_i -koeffisientene er å anse som estimater på det prosentvise *daglige* avviket fra normalt volum. For begivenhetsvinduer lengre enn én handelsdag er dermed tolkningen annerledes enn for abnorm avkastning, som akkumulerer hver dags avkastning gjennom begivenhetsvinduet.

Siden datasettet vårt spenner bredt over begge aksjemarkeder, rammes vi av problematikken knyttet til lav omsetning hos enkelte av aksjene. Som vi har sett under diskusjonen av markedsmodellen for avkastning ovenfor, vil slik ikke-synkron handel kunne føre galt frem.²⁰ Vi har valgt å håndtere dette ved et uraffinert avskjæringskriterium, der begivenhetene i volumutvalget slettes når 30 % eller flere av dagene i estimeringsperioden er null omsetning. Gitt estimeringsperioden på 101 dager, betyr denne justeringen i praksis at begivenhetene fjernes dersom minst 31 av dagene forløper uten handel i aksjen.

5.3 Nye rapporteringsregler i Sverige

I denne delen av analysen anvender vi et begivenhetsvindu som strekker seg fra og med rapporteringsdagen, til og med de to påfølgende virkedagene. Vi beregner abnorm avkastning ved bruk av både markedsmodellen og trefaktormodellen som beskrevet ovenfor. I tillegg

²⁰ Se Scholes & Williams (1977) og kapittel 8

utfører vi begivenhetsstudier på volum i tidsrommet omkring rapporteringsdatoen. Metodikken følger den vi anvender for informasjonsverdi generelt. Volumanalysen søker å fange opp informasjonsverdi som *ikke* resulterer i prisendringer (avkastning). For eksempel kan man tenke seg situasjoner hvor innsidemeldingen er informativ, men der markedsaktørene er uenige om retningen og avkastningen således blir nøytral. Volumstudiet beskrives nærmere i delkapittel 5.3.2.

5.3.1 Bedret informasjonsverdi i kraft av økt abnorm avkastning

Beregnet abnorm avkastning fra de to modellene akkumuleres over de tre dagene gjennom begivenhetsvinduet $[0,2]$, slik at vi får en observasjon $CAR_{0,2}$ for hver innsidemelding i utvalget. Deretter kjøres følgende kryss-seksjonelle regresjon:

$$\begin{aligned}
 CAR_{0,2} = & \alpha_0 + \beta_1 Post53 + \beta_2 CAR_{6m} + \beta_3 CAR_{6m} \times Post53 \\
 & + \beta_4 \ln Delay + \beta_5 TradeSize + \beta_6 TradeSize \times Post53 \\
 & + \beta_7 Book\text{-}to\text{-}Market + \beta_8 MarketCap + \beta_9 R\&D \\
 & + \beta_{10} Loss + \varepsilon
 \end{aligned} \tag{31}$$

der $Post53$ er en dummyvariabel som tar verdien 1 hvis innsidemeldingen er publisert på eller etter 3. juli 2016 og 0 ellers. CAR_{6m} inkluderes for å teste sammenhengen mellom kortsiktig og langsiktig abnorm avkastning. Hensikten er å måle i hvilken grad markedets oppfattede informasjonsverdi (initieell reaksjon) henger sammen med innsidernes private informasjon. $\ln Delay$ kontrollerer for antallet dager mellom transaksjon og publisering, og er spesifisert ved den logaritmiske transformasjonen, $\ln Delay = \ln(1 + Delay)$. Hensikten er å redusere effekten av ekstreme observasjoner, som vektlegges mindre ved logaritmisk transformering (Wooldridge, 2013, s. 329). Vi legger til 1 siden mange av handlene effektueres og publiseres samme dag. $TradeSize$ måler handelens relative størrelse som antall aksjer handlet delt på antall utestående aksjer. $Book\text{-}to\text{-}Market$ er bokført egenkapital delt på markedskapitalisering. $MarketCap$ er markedskapitaliseringen i milliarder NOK (SEK). $R\&D$ er en dummyvariabel som tar verdien 1 hvis selskapet rapporterer en positiv forsknings- og utviklingskostnad i årsregnskapet og 0 ellers. $Loss$ tar verdien 1 hvis selskapet rapporterer et negativt resultat per aksje (EPS) og 0 ellers.

5.3.2 Bedret informasjonsverdi i kraft av økt abnormt volum

En tilsvarende kryss-seksjonell regresjon kjøres for abnormt volum, hvor vi rapporterer resultatene både for begivenhetsdagen alene og for vinduet [0,2]. Sistnevnte er gitt ved:

$$\begin{aligned}
 AV_i[0,2] = & \alpha_0 + \beta_1 Post53 + \beta_2 \ln Delay + \beta_3 TradeSize \\
 & + \beta_4 TradeSize \times Post53 + \beta_5 Book-to-Market \\
 & + \beta_6 MarketCap + \beta_7 R\&D + \beta_8 Loss + \varepsilon
 \end{aligned}
 \tag{32}$$

der variabeldefinisjonene er de samme som for abnorm avkastning over.

5.4 Delay-analyse

Vi ønsker å kartlegge hva som kjennetegner innsiderne som rapporterer (for) sent, og i denne sammenheng gjennomfører vi først en univariat analyse på et sett karakteristika litteraturen tidligere har pekt på (Betzer & Theissen, 2010). Den univariate analysen splitter utvalget i to basert på en karakteristikk ved handelen. Vi tester for en rekke variabler som kan tjene som potensielle determinanter senere:

- handelsstørrelse i kroner (større eller mindre enn gjennomsnittet)
- handelsstørrelse som volum i forhold til antall utestående aksjer (større eller mindre enn gjennomsnittet)
- selskapsstørrelse (større eller mindre enn median)
- om innsidemeldingen er for én enkelt handel eller handler i en serie (*serial*)
- stillingen til den som rapporterer
- om handelen er rapportert før eller etter Sverige senket fristen til tre virkedager

På grunn av stor skjevhet i fordelingen for handelsstørrelse, velger vi å splitte utvalget ved gjennomsnittet heller enn medianen. Vi vil argumentere for at dette gir et riktigere kvalitativt bilde av en “stor” handel,²¹ om enn på bekostning av at vi får ujevnt antall observasjoner i de to grupperingene. Merk at seriehandler per definisjon må ha strengt positiv delay, slik at tolkningen av denne koeffisienten kan være problematisk for Norge. Grunnet den korte

²¹ For det norske utvalget er eksempelvis medianhandelen kr 282 134, mens gjennomsnittshandelen er kr 4 205 944 (se Tabell A)

rapporteringsfristen, vil nødvendigvis også seriehandlene være beheftet med delay i utvalget, og det er således fare for et tautologisk resonnement.

En klar svakhet med univariat analyse er mangelen på andre kontrollvariabler, og for å bøte på dette problemet gjennomfører vi en regresjonsanalyse med delays som den avhengige variabelen. På grunn av enkelte ekstremverdier i det svenske datasettet, estimerer vi tre modeller med ulike varianter av delay-variabelen. Følgende modelleringer benyttes:

- Lineær modell: $D_1 = \text{antall handelsdager}$
- Lineær modell som ekskluderer observasjoner der delay overstiger 20 handelsdager²²: $D_2 = \text{antall handelsdager}, D > 20 \text{ ekskludert}$
- Logaritmisk modell: $D_3 = \ln(1 + \text{antall handelsdager})$

Regresjonsmodellene er deretter gitt ved følgende ligning, for $i = \{1, 2, 3\}$:

$$D_i = \delta_0 + \beta_1 \text{Salg} + \beta_2 \text{TradeSize} + \beta_3 \ln(\text{MarketCap}) + \beta_4 \text{Post53} \\ + \beta_5 \text{CEO} + \beta_6 \text{CFO} + \beta_7 \text{EVP} + \beta_8 \text{LargeShh} + \beta_9 \text{Others} \quad (33) \\ + \beta_{10} \text{Serial}$$

der *Post53* er en dummy som tar verdien 1 for alle handler eksekvert etter at Sverige innførte tredagerskravet til rapportering. *TradeSize* er antall aksjer handlet delt på antall utestående aksjer. *Salg* og *Serial* er indikatorvariabler for henholdsvis innsidesalg og seriehandler. *CEO*, *CFO*, *EVP*, *LargeShh* og *Others* er indikatorer for stillingen til innsideren, slik at styremedlemmer blir referansekategori.

²² 20 handelsdager er en arbitrær grense, der tanken er å motsvare en måneds delay (5 ukedager × 4 uker).

6. Resultater

Dette kapittelet presenterer resultatene land for land, hvor vi innleder med resultater fra studiene av informasjonsverdi i form av henholdsvis abnorm avkastning og abnormt volum. Deretter rapporterer vi resultater fra våre studier av endring i informasjonsverdi etter at Sverige i juli 2016 gikk fra fem til tre virkedagers meldeplikt. Avslutningsvis følger analysen av delays i rapportering, samt begivenhetsstudiene.

6.1 Informasjonsverdi Norge

6.1.1 Abnorm avkastning

Tabell 6.1: Kumulativ gjennomsnittlig abnorm avkastning for ulike vinduer og delutvalg

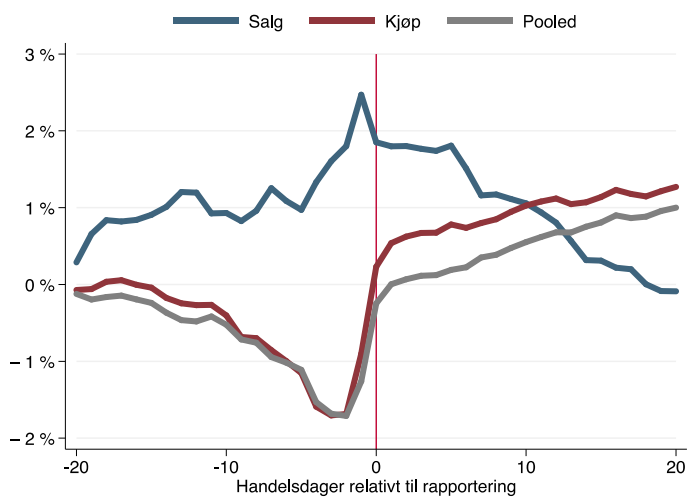
	Markedsmodellen (MM)			Fama & French (FF3)		
	<i>Pooled</i> (<i>n</i> = 4 351)	<i>Kjøp</i> (<i>n</i> = 3 356)	<i>Salg</i> (<i>n</i> = 995)	<i>Pooled</i> (<i>n</i> = 4 351)	<i>Kjøp</i> (<i>n</i> = 3 356)	<i>Salg</i> (<i>n</i> = 995)
CAAR [-20,20]	1,00 %	1,27 %	-0,09 %	1,01 %	1,19 %	-0,40 %
<i>t-stat</i>	2,09**	2,29**	-0,11	2,17**	2,22**	-0,49
CAAR [-20, -1]	-1,26 %	-0,90 %	2,47 %	-1,29 %	-0,91 %	2,56 %
<i>t-stat</i>	-3,78***	-2,33**	4,28***	-3,95***	-2,43**	4,46***
CAAR [0,20]	2,26 %	2,17 %	-2,56 %	2,30 %	2,10 %	-2,96 %
<i>t-stat</i>	6,61***	5,47***	-4,33***	6,88***	5,48***	-5,04***
CAAR [-1,2]	1,78 %	2,31 %	0,00 %	1,72 %	2,22 %	-0,05 %
<i>t-stat</i>	11,91***	13,31***	0,01	11,78***	13,22***	-0,19
CAAR [0,2]	1,33 %	1,52 %	-0,67 %	1,28 %	1,44 %	-0,72 %
<i>t-stat</i>	10,27***	10,16***	-2,99***	10,09***	9,93***	-3,23***

*, ** og *** indikerer signifikans på henholdsvis 10, 5 og 1 % signifikansnivå.

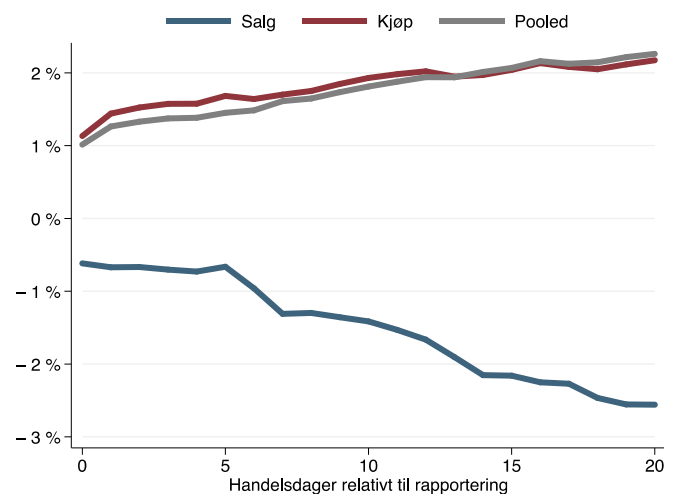
Tabellen rapporterer kumulativ gjennomsnittlig abnorm avkastning (CAAR) for ulike vinduslengder som angitt i parentesene. Begivenhetsdatoen er handelens rapporteringsdato ($t = 0$). *Pooled* fremkommer ved å multiplisere salg med (-1) og summere.

Tabell 6.1 viser det norske aksjemarkedets abnorme kursreaksjoner på meldingene om innsidernes transaksjoner i utvalgsperioden. Vi rapporterer abnorm avkastning som fremkommer ved bruk av henholdsvis markedsmodellen og Fama & Frenchs trefaktormodell (FF3). Resultatene indikerer at markedet i gjennomsnitt anser meldingene for å ha informasjonsverdi i henhold til markedsmodellen, og vi kommer til samme slutning når FF3

legges til grunn. Den kumulative avkastningen gjennom hele begivenhetsvinduet estimeres til 1,00 % for totalutvalget, hjulpet av henholdsvis 1,27 % og $-0,09$ % for kjøps- og salgsutvalget. Estimatenes er signifikant forskjellig fra null for total- og kjøpsutvalget, men ikke for salgsutvalget. Resultatene blir praktisk talt like ved bruk av FF3. Når vi vurderer markedsreaksjonene, er det imidlertid av størst interesse å regne kumulativ avkastning fra og med selve rapporteringsdatoen. Dette får betydning for estimatene: Vinduet $[-20, -1]$ beregnes til å ha negativ avkastning for kjøpsutvalget og positiv avkastning for salgsutvalget, med begge estimatene signifikante på 1 % nivå. Disse funnene kan tyde på at innsiderne handler i tråd med en kontrær strategi, som tilsier kjøp etter unormalt sterke fall og salg etter unormalt sterke oppganger. Ekskludering av denne pre-meldingsfasen gir vinduet $[0, 20]$ som vist på midtre rad i tabellen, hvor estimert markedsreaksjon er i tråd med hypotesene: Kumulativ gjennomsnittlig abnorm avkastning for kjøpene er 2,17 %, mens de er $-2,56$ % for salgene, slik at totalutvalget estimeres til 2,26 % – alle med signifikans på 1 % nivå. Tilsvarende estimater for FF3 er av samme størrelsesorden. Resultatene peker altså i retning av at markedet priser selskapene opp (ned) dersom innsiderne kjøper (selger). Figur 6.1 og figur 6.2 nedenfor illustrerer utviklingen til markedsmodell-estimert kumulativ abnorm avkastning gjennom henholdsvis $[-20, 20]$ - og $[0, 20]$ -vinduet i Norge.



Figur 6.1: CAAR $[-20, 20]$ for Norge (MM)



Figur 6.2: CAAR $[0, 20]$ for Norge (MM)

Det er også verdt å merke seg resultatene i det korteste vinduet som strekker seg fra rapporteringsdagen til og med de to påfølgende virkedagene $[0, 2]$ viser at mye av den abnorme avkastningen i 21-dagersvinduet $[0, 20]$ oppstår i løpet av de første tre handelsdagene. Kjøpsutvalget har en sterk initiell markedsreaksjon med 1,52 % sammenlignet med 2,17 % for $[0, 20]$ -vinduet. For salgsutvalget estimeres det en noe svakere initiell reaksjon på $-0,67$ % mot

–2,56 % for [0,20]-vinduet. Som andeler av 21-dagersreaksjonen er altså tredagersreaksjonen 70 % for kjøpene og omtrent 26 % for salgene. Dette fenomenet er tydelig også grafisk i figur 6.2, der den blå salgskurven har en brattere helning enn den røde kjøpskurven.

6.1.2 Abnormt volum

Tabell 6.2: Abnormt volum for ulike vinduer og delutvalg i Norge

	<i>Pooled</i> ($n = 3\,661^{\dagger}$)	<i>Kjøp</i> ($n = 2\,804$)	<i>Salg</i> ($n = 857$)	<i>Diff.</i> (<i>Kjøp</i> – <i>Salg</i>)
<i>AAV</i> [0]	30,76 %	33,56 %	21,61 %	11,96 %
<i>t-stat</i>	18,21***	16,86***	7,00***	3,00***
<i>AAV</i> [–5,0]	19,82 %	20,21 %	18,53 %	1,68 %
<i>t-stat</i>	21,72***	19,45***	9,73***	0,78
<i>AAV</i> [–1,2]	16,65 %	19,32 %	7,92 %	11,40 %
<i>t-stat</i>	16,44***	16,19***	4,31***	4,78***
<i>AAV</i> [0,2]	13,84 %	15,98 %	6,82 %	9,16 %
<i>t-stat</i>	12,56***	12,11***	3,68***	3,53***

*, ** og *** indikerer signifikans på henholdsvis 10, 5 og 1 % signifikansnivå.

$AV[t_1, t_2]$ rapporterer daglig prosentvis avvik fra estimert normalvolum for ulike begivenhetsvinduer og separat for kjøp og salg. Volumdata er justert for kapitalhendelser og aksjeutbytter. Kolonnen “*Diff.*” viser en t-test for forskjell mellom kjøp og salg.

[†]Mindre utvalg grunnet filtreringsprosessen for volum beskrevet i kapittel 5.2.

Tabell 6.2 bekrefter bildet av at innsidemeldingene har informasjonsverdi, idet abnormt volum er positivt over samtlige begivenhetsvinduer. Estimaten er signifikante på 1 % nivå både for totalutvalget og for underutvalgene, uavhengig av valgt begivenhetsvindu. Abnormt volum på rapporteringsdagen estimeres til 30,76 % i gjennomsnitt for alle handler i volumutvalget. Dette tallet kan tolkes slik at observert volum er 30,76 % høyere enn det ville vært uten meldingen om innsidehandel, gitt estimeringsteknikken for normalt volum. Siden estimeringsteknikken benytter en dummyvariabel som tar verdien 1 for dagene i begivenhetsvinduet, angir estimatene i tabellen *daglig* prosentvis avvik. Dette er altså i motsetning til teknikken for abnorm avkastning, som akkumulerer (summerer) over tiden i begivenhetsvinduet. Vi kan likevel trekke noen konklusjoner av resultatene i tabell 6.2. Om vi starter fra bunnen, er $AAV[0,2]$ lavere enn $AAV[-1,2]$ som igjen er lavere enn $AAV[-5,0]$. Det later til at daglig abnormt volum er høyest på selve begivenhetsdagen, og at det i gjennomsnitt er høyere i dagene før publisering enn etter. Differansekolonnen viser at det for de tre korteste vinduene er både økonomisk og signifikant forskjell mellom kjøp og salg, med omtrent 10 %-poeng

høyere estimater for kjøp og signifikans på 1 % nivå. Med abnormt volum som operasjonalisering av informasjonsverdi tegnes det altså et bilde av en markant asymmetri mellom kjøp og salg.

6.2 Norske delays

Dette delkapittelet presenterer resultater fra delay-analysene, der vi retter fokuset mot innsidelovgivningens meldeplikt og særskilt tidsfristen for rapportering.

6.2.1 Deskriptiv statistikk

Tabell 6.3: Norske delays

	Alle handler		Kjøp		Salg	
	Antall	%	Antall	%	Antall	%
0 dager	1 211	27,83	1 047	31,20	164	16,48
1 dag	3 070	70,56	2 267	67,55	803	80,70
2-5 dager	62	1,42	36	1,07	26	2,61
6-10 dager	5	0,11	3	0,09	2	0,20
11-30 dager	3	0,07	3	0,09	0	0,00
> 30 dager	0	0,00	0	0,00	0	0,00
<i>N</i>	4 351		3 356		995	
Maksimum	28 dager		28 dager		10 dager	
Snitt (dager)	0,76		0,73		0,89	
<i>t-stat</i>					-5,59***	

*, ** og *** indikerer signifikans på henholdsvis 10, 5 og 1 % signifikansnivå.

Tabellen rapporterer deskriptiv statistikk for delays i det norske utvalget. *T-stat* angir t-verdien for en test av forskjell i gjennomsnittlig rapporteringstid mellom kjøp og salg.

Tabell 6.3 viser fordelingen av rapporteringsforsinkelser (delays) for handlene i det norske utvalget, totalt og separat for kjøp og salg. Av de totalt 4 351 handlene i utvalget rapporteres hele 4 281 handler (98,39 %) innenfor lovens rapporteringsfrist, som altså krever melding senest påfølgende virkedag. Siden et betydelig antall rapporteres allerede på handelsdagen, er gjennomsnittlig rapporteringstid beregnet til beskjedne 0,76 virkedager for totalutvalget. Rapporteringstiden er noe lavere for kjøpsutvalget og noe høyere for salgsutvalget, med gjennomsnittsverdier på henholdsvis 0,73 og 0,89 dager. Vi må her påpeke at denne differansen er liten i så vel praktisk som økonomisk forstand. Faktumet gir oss likevel en viss indikasjon på at selgere tenderer til å rapportere senere, all den tid differansen er statistisk

signifikant på 1 % nivå. Viktigere er det kanskje å bemerke at norske innsidere svært sjelden (1,6 % av handlene) rapporterer etter lovens foreskrevne tidsfrist.

6.2.2 Univariat delay-analyse

Tabell 6.4: Determinanter av delays – univariat analyse

	<i>Alle handler</i>	<i>Kjøp</i>	<i>Salg</i>
Små handler, kr (under snitt [†])	0,75	0,72	0,88
Store handler, kr (over snitt)	0,85	0,81	0,90
<i>t-stat</i>	-2,80***	-1,93*	-0,36
Små handler, volum (under snitt [†])	0,75	0,71	0,91
Store handler, volum (over snitt)	0,82	0,83	0,81
<i>t-stat</i>	-1,96**	-2,64***	2,13**
Små selskap (under median)	0,75	0,75	0,77
Store selskap (over median)	0,78	0,70	0,95
<i>t-stat</i>	-1,05	1,59	-4,87***
Før tredagerskravet	0,78	0,74	0,92
Etter tredagerskravet	0,57	0,58	0,56
<i>t-stat</i>	4,32***	2,63***	5,71***
Styremedlem	0,80	0,78	0,88
CEO	0,68	0,64	0,89
CFO	0,68	0,63	0,88
EVP	0,74	0,69	0,87
Stor aksjonær	0,89	0,87	1,00
Andre	0,88	0,82	0,94
<i>f-stat</i>	4,79***	4,14***	0,42

*, ** og *** indikerer signifikans på henholdsvis 10, 5 og 1 % signifikansnivå.

Tabellen rapporterer gjennomsnittlige rapporteringsforsinkelser (delays) for en rekke underutvalg splittet etter underliggende karakteristika ved handelen. Rader med *t-stat* angir t-verdien for en test av forskjell i gjennomsnittlig delay mellom de respektive underutvalgene. Analysen gjøres også separat for kjøp og salg. [†] Resultatene er kvalitativt like når vi splitter utvalget ved medianen.

Tabell 6.4 presenterer gjennomsnittlige rapporteringstider for totalutvalget og delutvalgene kjøp og salg, når vi splitter de nevnte utvalgene i to, basert på antatte determinanter for delays. Siden norske delays varierer svært lite og er konsentrert i intervallet 0–1 dager, er det små praktiske differanser som fremkommer av tabell 6.4. Eksempelvis skiller det i gjennomsnitt 0,1 dager mellom små og store handlers rapporteringstid. Av tabellen kan vi likevel lese at

store handler – både i absolutt og relativ størrelse – rapporteres senere enn små for totalutvalget og kjøpsutvalget. For salg indikeres det at små handler rapporteres sent. Disse resultatene holder også om vi splitter ved medianen. For selskapsstørrelse fremkommer det ingen systematisk forskjell, men for salg alene later det til at store selskap rapporterer senere. Handelsstørrelse kan dermed sies å ha til dels motstridende konklusjoner, mens selskapsstørrelse ikke gir noen generell konklusjon. Indikatorvariabelen for Sveriges avkorting av rapporteringsfristen inkluderes også for det norske utvalget, og den viser en signifikant reduksjon i delays i Norge. Dette tyder på at delays har falt den senere tid, selv om Norge altså ikke har gjennomgått noen lovendring i denne perioden. Serial-variabelen tabuleres ikke for Norge, på grunn av tautologien som nevnt i delkapittel 5.4. For kjøpsutvalgene finner vi indikasjon på at stillingen til insideren har statistisk signifikant betydning, men igjen er forskjellene innbyrdes små. Ledelsen, representert ved CEO, CFO og EVP, rapporterer tidligere enn styremedlemmer, store aksjonærer og andre innsidere.

6.2.3 Regresjonsanalyse delay

Regresjonsanalysen fra (33) bekrefter at norske delays har falt siden Sveriges innføring av tredagerskravet ved at koeffisientene for Post53-variabelen er signifikant negative for samtlige spesifikasjoner. Denne lovendringen bør ikke ha noen effekt på norske delays, men kjennskap om utviklingen vil være nyttig når vi skal analysere virkningene for det svenske markedet. Videre indikeres det at salg generelt rapporteres senere enn kjøp, som tidligere indikert av den univariate analysen. Handelens størrelse synes ikke å være av betydning når vi kontrollerer for de andre faktorene, og vi finner kun svak støtte for at selskapsstørrelse påvirker delays i Norge. Dummy-variablene for innsiderens stilling er signifikant negative for CEO, CFO og EVP, og signifikant positiv for store aksjonærer. Forskjellen mellom stillingstypene ble antydnet av f -verdien i den univariate analysen, og mye kan altså tyde på at ledelsen i bred forstand rapporterer tidlig og store aksjonærer sent (begge relativt til referansegruppen styremedlemmer). En mulig tolkning kan være at ledelsen er mer opptatt av signalverdien ved sine handler, og at de gjerne opplever større juridisk risiko enn utenforstående aksjonærer. Signalverdiargumentet bygger på informasjonshierarkihypotesen som tilsier at ledelsen vet mest, styret nest mest og andre innsidere minst. Med juridisk risiko tenker vi på søkelyset som rettes mot ledende ansatte ved brudd på meldeplikten. Det er for øvrig betryggende at slutningene holder uavhengig av om Serial-variabelen inkluderes eller ei.

Tabell 6.5: Determinanter av delays for Norge – regresjonsanalyse

	<i>Delay</i>	<i>Delay</i>	$\ln(1 + \textit{Delay})$	$\ln(1 + \textit{Delay})$
δ_0 (Konstant)	0.543** (0.188)	0.527** (0.192)	0.388*** (0.0570)	0.386*** (0.0573)
<i>Salg</i>	0.152*** (0.0265)	0.151*** (0.0267)	0.111*** (0.0113)	0.111*** (0.0113)
<i>TradeSize</i>	0.226 (0.380)	0.146 (0.425)	0.173 (0.215)	0.161 (0.220)
$\ln(\textit{MarketCap})$	0.0114 (0.00929)	0.0120 (0.00945)	0.00618* (0.00274)	0.00626* (0.00275)
<i>Post53</i>	-0.216*** (0.0317)	-0.216*** (0.0317)	-0.132*** (0.0208)	-0.132*** (0.0208)
<i>CEO</i>	-0.116*** (0.0288)	-0.115*** (0.0284)	-0.0604*** (0.0155)	-0.0602*** (0.0155)
<i>CFO</i>	-0.124*** (0.0327)	-0.124*** (0.0326)	-0.0652*** (0.0188)	-0.0652*** (0.0188)
<i>EVP</i>	-0.0809** (0.0284)	-0.0788*** (0.0275)	-0.0415** (0.0126)	-0.0412*** (0.0126)
<i>LargeShh</i>	0.0849* (0.0419)	0.0853** (0.0418)	0.0838** (0.0260)	0.0838** (0.0260)
<i>Others</i>	0.0225 (0.101)	0.0241 (0.101)	-0.0354 (0.0224)	-0.0352 (0.0224)
<i>Serial</i>		0.355 (0.368)		0.0521 (0.0650)
R^2	0.017	0.020	0.038	0.038
N	4 352	4 352	4 352	4 352

*, ** og *** indikerer signifikans på henholdsvis 10, 5 og 1 % signifikansnivå.

Tabellen rapporterer resultatene for regresjonsanalysen med delays som avhengig variabel, gitt henholdsvis lineær og logaritmisk spesifisering. Standardfeil robuste mot heteroskedastisitet er angitt i parentesene.

6.3 Informasjonsverdi Sverige

6.3.1 Abnorm avkastning

Tabell 6.6: Kumulativ gjennomsnittlig abnorm avkastning for ulike vinduer og delutvalg

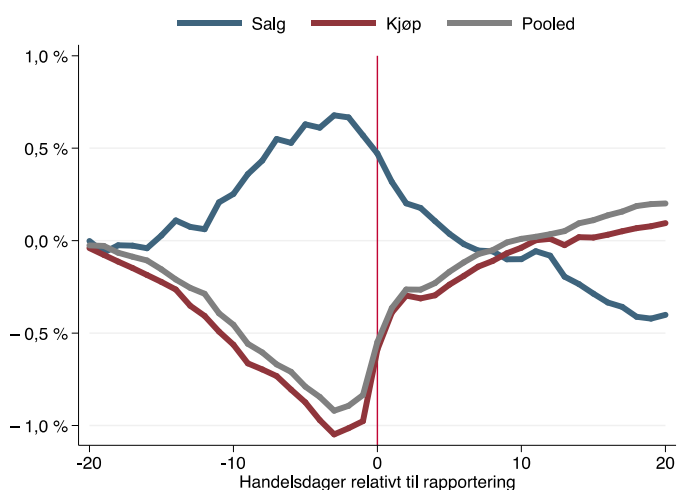
	Markedsmodellen (MM)			Fama & French (FF3)		
	Pooled (n = 14 291)	Kjøp (n = 9 331)	Salg (n = 4 960)	Pooled (n = 14 291)	Kjøp (n = 9 331)	Salg (n = 4 960)
CAAR [-20,20]	0,20 %	0,09 %	-0,40 %	0,08 %	-0,38 %	-0,95 %
t-stat	1,18	0,49	-1,20	0,49	-2,02**	-2,92***
CAAR [-20, -1]	-0,84 %	-0,98 %	0,57 %	-0,79 %	-0,97 %	0,44 %
t-stat	-7,04***	-7,15***	2,44**	-6,81***	-7,31***	1,95*
CAAR [0,20]	1,04 %	1,07 %	-0,97 %	0,87 %	0,59 %	-1,40 %
t-stat	8,52***	7,66***	-4,06***	7,34***	4,32***	-5,98***
CAAR [-1,2]	0,63 %	0,72 %	-0,46 %	0,61 %	0,64 %	-0,57 %
t-stat	11,86***	11,75***	-4,45***	11,88***	10,73***	-5,60***
CAAR [0,2]	0,57 %	0,68 %	-0,37 %	0,56 %	0,61 %	-0,46 %
t-stat	12,42***	12,84***	-4,07***	12,48***	11,90***	-5,20***

*, ** og *** indikerer signifikans på henholdsvis 10, 5 og 1 % signifikansnivå.

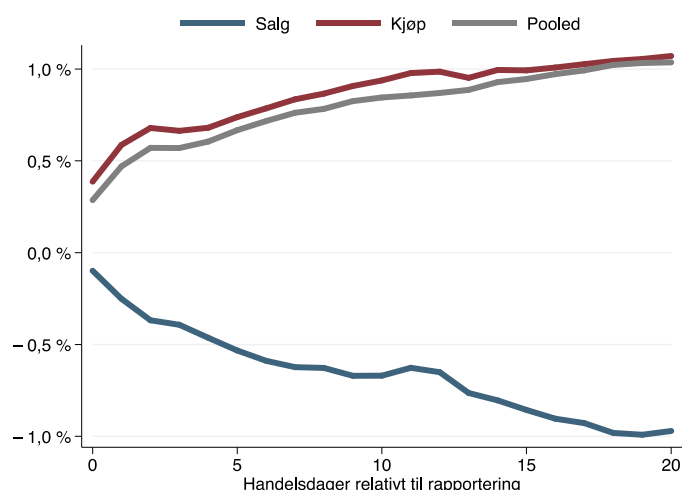
Tabellen rapporterer kumulativ gjennomsnittlig abnorm avkastning (CAAR) for ulike vinduslengder angitt i parentesene. Begivenhetsdatoen er handelens rapporteringsdato (t = 0). Pooled fremkommer ved å multiplisere salg med (-1) og summere.

Tabell 6.6 viser det svenske utvalgets abnorme avkastning etter meldingene om innsidernes transaksjoner i utvalgsperioden. Resultatene for Sverige indikerer at også dette markedet anser meldingene for å ha informasjonsverdi i gjennomsnitt. De prosentvise reaksjonene er imidlertid av en helt annen målestokk enn for det norske markedet. Legges markedsmodellen til grunn, estimeres den kumulative avkastningen gjennom hele begivenhetsvinduet til 0,20 % for totalutvalget, 0,09 % for kjøpsutvalget og -0,40 % for salgsutvalget. Disse estimatene er ikke signifikant forskjellig fra null i en tosidig t-test. Dersom FF3 benyttes som prisingsmodell derimot, endres estimatene til det mer negative både for kjøp og salg, til henholdsvis -0,38 % og -0,95 (begge signifikant negative). Når vi vurderer markedsreaksjonen på selve meldingen og benytter vinduer som starter på rapporteringsdagen, får dette stor betydning også i det svenske utvalget. Gitt markedsmodellen beregnes [0,20]-vinduet til å ha en abnorm avkastning på 1,04 % for totalutvalget, hvor bidragene er henholdsvis 1,07 % og -0,97 % fra kjøps- og salgsutvalget. Disse estimatene er alle statistisk signifikante på 1 % nivå. Det er alltid

problematisk å vurdere kvantitative mål med relative begreper, men disse estimatene må sies å være signifikante også økonomisk. Resultatene fra $[0,20]$ -vinduet anses derfor som i tråd med hypotesen om positiv (negativ) abnorm avkastning etter innsidekjøp (-salg). De samme slutningene trekkes av trefaktormodellen, men nok en gang kan vi observere at estimatene endres til det mer negative sammenlignet med markedsmodellen. Ser vi hen til vinduet $[-20,-1]$, beregnes dette til å ha signifikant negativ avkastning for kjøpene og positiv avkastning for salgene – henholdsvis $-0,98\%$ og $0,57\%$. Mønsteret hvor innsiderne kjøper etter unormalt sterke fall og selger etter sterke oppganger, er tilsynelatende tilstede også her.²³ Figur 6.3 og figur 6.4 illustrerer utviklingen til beregnet kumulativ abnorm avkastning gjennom henholdsvis $[-20,20]$ - og $[0,20]$ -vinduet i Sverige.



Figur 6.3: CAAR $[-20,20]$ for Sverige (MM)



Figur 6.4: CAAR $[0,20]$ for Sverige (MM)

I Norge finner vi at en stor del av den abnorme avkastningen kommer i dagene tett omkring rapporteringsdagen, og dette bildet tegnes også for Sverige. Estimater på $0,68\%$ for $CAR_{0,2}$ i kjøpsutvalget representerer omtrent 64% av $CAR_{0,20}$ for samme delutvalg. Tilsvarende andel for salg er omtrent 38% , idet tredagersreaksjonen er $-0,37\%$ og 21-dagersreaksjonen $-0,97\%$. Forskjellen er ikke så åpenbar visuelt, men som vi ser av figur 6.4, ender den røde kjøpskurven og den blå salgskurven på omtrent samme absoluttverdi (1%). Salgskurven starter imidlertid ved omtrent 0% , mens kjøpskurven starter ved omtrent $0,4\%$. Salgskurven har altså langt brattere helning fra rapporteringsdagen til dag 20 også i det svenske markedet.

²³ Vi kalte dette en kontrær strategi i delkapittelet om abnorm avkastning i Norge.

6.3.2 Abnormt volum

Tabell 6.7: Abnormt volum for ulike vinduer og delutvalg i Sverige

	<i>Pooled</i> ($n = 13\,964^{\dagger}$)	<i>Kjøp</i> ($n = 9\,147$)	<i>Salg</i> ($n = 4\,817$)	<i>Diff.</i> (<i>Kjøp</i> – <i>Salg</i>)
<i>AAV</i> [0]	9,85 %	10,22 %	9,16 %	1,06 %
<i>t-stat</i>	13,76 ^{***}	11,65 ^{***}	7,39 ^{***}	0,70
<i>AAV</i> [-5,0]	10,70 %	10,74 %	10,62 %	0,12 %
<i>t-stat</i>	27,82 ^{***}	22,62 ^{***}	16,19 ^{***}	0,16
<i>AAV</i> [-1,2]	6,64 %	7,09 %	5,78 %	1,31 %
<i>t-stat</i>	16,01 ^{***}	13,75 ^{***}	8,30 ^{***}	1,50
<i>AAV</i> [0,2]	5,94 %	6,32 %	5,22 %	1,10 %
<i>t-stat</i>	13,61 ^{***}	11,71 ^{***}	7,04 ^{***}	1,20

*, ** og *** indikerer henholdsvis 10 %, 5 % og 1 % signifikansnivå.

[†] Mindre utvalg grunnet filtreringsprosessen for volum beskrevet i kapittel 5.2.

$AV[t_1, t_2]$ rapporterer daglig prosentvis avvik fra estimert normalvolum for ulike begivenhetsvinduer og separat for kjøp og salg. Volumdata er justert for kapitalhendelser og aksjeutbytter. Kolonnen “*Diff.*” viser en t-test for forskjell mellom kjøp og salg.

Tabell 6.7 viser at innsidemeldingene har informasjonsverdi i kraft av abnormt volum også i Sverige, siden beregnet abnormt volum er positivt for samtlige begivenhetsvinduer og underutvalg. Estimatenes er signifikante på 1 % nivå for totalutvalget og for underutvalgene, uavhengig av valgt begivenhetsvindu. Forskjellen mellom kjøp og salg er omtrent 1 %-poeng for tre av de fire vinduene, men denne forskjellen er ikke statistisk signifikant. Abnormt volum på selve rapporteringsdagen estimeres til 9,85 % i gjennomsnitt for alle handler, mens det er 10,22 % og 9,16 % henholdsvis for kjøp og salg separat. Disse estimatene er langt lavere enn de tilsvarende estimatene for Norge. Selv om de to markedene ikke nødvendigvis er direkte sammenlignbare, kan vi trekke noen konklusjoner av resultatene i tabell 6.7. Om vi igjen starter fra bunnen, er $AAV[0,2]$ lavere enn $AAV[-1,2]$ som igjen er lavere enn $AAV[-5,0]$. Dette mønsteret så vi også i det norske utvalget, hvor abnormt volum er høyere i dagene rett før rapportering enn rett etter. Det som imidlertid er forskjellig, er at det høyeste svenske abnorme volumet finner sted i begivenhetsvinduet $[-5,0]$ – i motsetning til selve begivenhetsdagen (dag 0) for Norge. Det kan derfor synes som at handelsaktiviteten som oppstår i forbindelse med rapporteringen, kommer noe tidligere i Sverige enn i Norge. Ytterligere en forskjell er verdt å merke seg: Differansekolonnen viser at det ikke er signifikant forskjell i gjennomsnittlig abnormt volum mellom kjøp og salg for noen av vinduene, mens vi for Norge finner denne differansen sterkt signifikant (1 % nivå for tre av fire vinduer).

Symmetrien i abnormt volum mellom kjøp og salg står i kontrast til tilfellet for Norge, der forskjellen er så vel økonomisk som statistisk signifikant.

6.4 Sveriges lovendring

6.4.1 Abnorm avkastning

Tabell 6.8, panel A presenterer gjennomsnittlig kumulativ abnorm avkastning for innsidekjøp i perioden før og etter lovendringen. Estimatenes gis både av markedsmodellen og av FF3. Gjennomsnittlig abnorm avkastning i perioden etter lovendringen er signifikant både statistisk og økonomisk. Om man ser vekk fra vinduet som starter på dag -20 , ligger den abnorme avkastningen i området 1,55 % til 2,92 % for de ulike vinduene og de to modellene. Det er et generelt tema i Panel A at den gjennomsnittlige kursreaksjonen etter innsidekjøp, er større i perioden etter avkortingens inntreff. I perioden fra rapporteringsdagen til og med de påfølgende to dagene overstiger post-reaksjonen pre-reaksjonen med omtrent ett prosentpoeng for begge avkastningsmodeller, en signifikant differanse (1 % og 5 % nivå henholdsvis). Ved utgangen av $[0,20]$ -vinduet er denne forskjellen økt til henholdsvis 1,6 og 1,8 prosentpoeng for markeds- og trefaktormodellen, også denne statistisk signifikant på respektive 10 % og 5 % nivå. I henhold til hypotesen tilsier dermed resultatene en økt informasjonsverdi i form av abnorm avkastning for innsidekjøp.

Panel B presenterer resultatene fra salgsutvalget, også dette inndelt i pre- og post-perioden. Samtlige punktestimater for post-perioden med unntak av $[0,20]$ -vinduet er insignifikante 10 % nivå. I dette vinduet beregnes den gjennomsnittlige kursreaksjonen til $-1,54$ % og $-1,33$ % for henholdsvis markedsmodellen og FF3. I markedsmodellen er differansen mot pre-perioden insignifikant, mens den i trefaktormodellen er ikke-eksisterende. Dermed tilsier ikke resultatene at informasjonsverdien til innsidesalgene har økt i kjølvannet av lovendringen, hvilket er i strid med hypotesen vår.

Tabell 6.8: Abnorm avkastning før og etter lovendringen

Panel A: Abnorm avkastning etter kjøp						
	<i>Markedsmodellen (MM)</i>			<i>Fama & French (FF3)</i>		
	<i>Pre 5-3</i> (<i>n</i> = 8 527)	<i>Post 5-3</i> (<i>n</i> = 131)	<i>t-stat</i>	<i>Pre 5-3</i> (<i>n</i> = 8 527)	<i>Post 5-3</i> (<i>n</i> = 131)	<i>t-stat</i>
CAAR [-20,20]	0,40 %	1,15 % [†]	-0,53	-0,14 % [†]	0,66 % [†]	-0,57
CAAR [0,20]	1,29 %	2,92 %	-1,77*	0,76 %	2,60 %	-2,01**
CAAR [-1,2]	0,74 %	1,67 %	-2,17**	0,66 %	1,55 %	-2,05**
CAAR [0,2]	0,71 %	1,68 %	-2,59***	0,64 %	1,58 %	-2,47**

Panel B: Abnorm avkastning etter salg						
	<i>Markedsmodellen (MM)</i>			<i>Fama & French (FF3)</i>		
	<i>Pre 5-3</i> (<i>n</i> = 4 352)	<i>Post 5-3</i> (<i>n</i> = 108)	<i>t-stat</i>	<i>Pre 5-3</i> (<i>n</i> = 4 352)	<i>Post 5-3</i> (<i>n</i> = 108)	<i>t-stat</i>
CAAR [-20,20]	-0,37 % [†]	0,45 % [†]	-0,50	-1,03 %	0,33 % [†]	-0,83
CAAR [0,20]	-0,88 %	-1,54 %	0,61	-1,33 %	-1,33 %	0,00
CAAR [-1,2]	-0,48 %	0,07 % [†]	-1,04	-0,57 %	0,07 % [†]	-1,15
CAAR [0,2]	-0,38 %	-0,08 % [†]	-0,65	-0,45 %	-0,07 % [†]	-0,78

*, ** og *** indikerer signifikans på henholdsvis 10, 5 og 1 % signifikansnivå.

[†] Indikerer at punkttestimatet er insignificant på 10 % nivå.

Tabellen rapporterer kumulativ gjennomsnittlig abnorm avkastning (CAAR) før og etter Sveriges avkorting av rapporteringsfristen for meldepliktige handler. Panel A tabulerer resultatene for kjøp, mens Panel B tabulerer salg. *T-stat* angir t-verdien til en test av differansen mellom gjennomsnittlig CAR før og etter lovendringen.

For å øke validiteten til de univariate funnene i

tabell 6.8, utfører vi en kryss-seksjonell regresjon som i angitt i modell (31). På neste side vises tabell 6.9 som rapporterer resultatene av regresjonen, hvor vi kjører fire ulike varianter av modellen: kjøp og salg under markedsmodellen, og kjøp og salg under FF3.

For begge kjøpsmodellene får vi støtte for hypotesene våre. Ved å kontrollere for andre faktorer som kan forklare informasjonsverdien til innsidemeldingene, finner vi at *Post53* er signifikant på respektive 1 % og 5 % nivå for markedsmodellen og trefaktormodellen. Effekten av denne variabelen avtegner seg som et parallelt skift (konstantledd-effekt) i modellen. For salg er derimot variabelen ikke signifikant forskjellig fra null. Koeffisientene for CAR_{6m} er negative for kjøp og positive for salg, der salgene har høyest grad av signifikans. Disse resultatene indikerer at salgene i større grad enn kjøpene, gjøres på bakgrunn av privat informasjon hos innsiderne. Dersom lovendringen skulle tilsi at enda mer av innsidernes private informasjon nå inkorporeres ved rapportering, ville vi forventet en positiv koeffisient også for interaksjonsvariabelen $CAR_{6m} \times Post53$ – hvilket ikke er tilfellet, idet estimatene er insignifikante.

Tabell 6.9: Abnorm avkastning omkring rapportering av innsidehandler – regresjon

	Kjøp (MM)	Salg (MM)	Kjøp (FF3)	Salg (FF3)
α_0 (Konstant)	0.723*** (0.119)	-0.289 (0.190)	0.807*** (0.123)	-0.310 (0.194)
<i>Post53</i>	1.016** (0.453)	0.321 (0.500)	0.948** (0.472)	0.378 (0.506)
CAR_{6m}	-5.395* (3.255)	12.93*** (3.931)	-5.424* (3.221)	11.16*** (4.128)
$CAR_{6m} \times Post53$	-0.00620 (0.183)	-0.0814 (0.323)	5.088 (10.51)	-6.175 (9.985)
<i>lnDelay</i>	-0.185** (0.0812)	-0.126 (0.128)	-0.265*** (0.0858)	-0.126 (0.132)
<i>TradeSize</i>	32.46** (14.06)	-0.405 (2.663)	27.73** (13.43)	-4.001 (2.992)
<i>Book-to-Market</i>	-0.0128 (0.00957)	0.113 (0.0920)	-0.0127 (0.00930)	0.127 (0.0936)

<i>MarketCap</i>	-0.00382*** (0.000441)	0.000747** (0.000358)	-0.00365*** (0.000439)	0.000910** (0.000356)
<i>R&D</i>	0.434*** (0.0999)	0.250* (0.133)	0.388*** (0.100)	0.234* (0.136)
<i>Loss</i>	0.708*** (0.197)	-0.455 (0.306)	0.535*** (0.203)	-0.759** (0.332)
<i>R</i> ²	0.016	0.008	0.013	0.009
<i>N</i>	8 563	4 508	8 563	4 508

*, ** og *** indikerer signifikans på henholdsvis 10, 5 og 1 % signifikansnivå.

Tabellen rapporterer OLS regresjonskoeffisienter for modell (31) med $CAR_{0,2}$ som avhengig variabel, gitt henholdsvis markedsmodellen og FF3. Heteroskedastisitetsrobuste standardfeil angis i parentesene. Merk at $CAR_{0,2}$ er skalert ved å multiplisere med 100.

Videre har *lnDelay* forventet fortegn og er signifikant for kjøpsmodellene, men derimot insignifikant for salgsmodellene. Tolkningen her er at en lang delay, det vil si et langt tidsrom mellom handel og rapportering, tilsier lavere abnorm avkastning etter et innsidekjøp. En mulig forklaring kan være lekkasje, slik at en viss del av den abnorme avkastningen allerede er “tatt ut” på rapporteringstidspunktet. Alt annet like tilsier fortegnet på delay-koeffisienten at informasjonsverdien øker ved hurtigere rapportering. Mangelen på signifikans for salgsmodellene kan relateres til Cheng, Nagar & Rajan (1996), som finner at jo senere innsidesalg gjøres kjent, desto dårligere nyheter signaliserer dem.

Handelens størrelse, målt ved relativt volum (*TradeSize*), viser kun svak signifikans for kjøp under markedsmodellen, og er ellers insignifikant. For kjøp finner vi støtte for at det tidligere omtalte verdimålet, *Book-to-Market*, har effekt på den abnorme kursreaksjonens størrelse og retning. Den negative koeffisienten for kjøpsmodellene tilsier at markedet reagerer sterkest på meldinger om innsidekjøp i verdi-selskaper, altså selskaper med lav bokført egenkapital i forhold til markedsverdien av egenkapitalen. Størrelsesvariabelen, *MarketCap*, er signifikant i alle modellene, og fortegnet er i tråd med hypotesen om at informasjonsasymmetrien er størst i små selskaper. Det negative fortegnet for kjøpsmodellene medfører at store selskap opplever en mindre positiv kursreaksjon ved melding om innsidekjøp, mens den positive koeffisienten for salg indikerer en *mindre negativ* reaksjon når selskapet er stort. Innsidekjøp i selskaper med positiv forskning- og utviklingskostnad i årsregnskapet er forbundet med 0,434 (0,388) prosentpoeng høyere $CAR_{0,2}$ for markedsmodellen (FF3). *Loss*-variabelen har signifikante

koeffisienter for begge kjøpsmodellene. Det estimeres at innsidekjøp i selskaper med negativt resultat per aksje opplever 0,708 (0,535) prosentpoeng høyere abnorm avkastning i henhold til markedsmodellen (FF3). Tolkningen er at kjøpene er enda sterkere signaler i selskaper som sliter med lønnsomheten. Trefaktormodellen estimerer at innsidesalg i slike selskaper oppfattes som ekstra dårlige nyheter, hvor estimatet er 0,759 prosentpoengs negativt avkastningsbidrag.

6.4.2 Abnormt volum

Tabell 6.10 på neste side presenterer gjennomsnittlig abnormt volum separat for kjøp og salg, når vi splitter utvalget ved lovendringens ikrafttredelse. Samtlige punktestimater i tabellen er signifikant forskjellig fra null i perioden etter lovendringen. Som vi har sett under 6.3.2, gjaldt dette også for totalutvalget som strekker seg fra 2008 til 2017. Mer interessant er det å bemerke at abnormt volum for post-perioden overstiger pre-periodens med økonomisk signifikant størrelse. På rapporteringsdagen er abnormt volum for kjøp 21,46 % post lovendringen, mot 9,31 % i perioden før. For salg er mønsteret det samme, med henholdsvis 17,84 % etter og 8,44 % før. Disse differansene er også statistisk signifikante for begge handelsretninger, dog med høyere (absolutte) t-verdier for kjøp. For de øvrige begivenhetsvinduene tegnes det samme bildet, med høyere volumreaksjon i post-perioden. Dette er i tråd med hypotesen om at en mer tidsriktig rapportering fra innsiderne, vil ha større informasjonsverdi for markedet.

Tabell 6.10: Abnormt volum før og etter lovendringen

	Kjøp		t-stat	Salg		t-stat
	Pre 5-3 (n = 8 467)	Post 5-3 (n = 680)		Pre 5-3 (n = 4 444)	Post 5-3 (n = 373)	
AAV[0]	9,31 %	21,46 %	-3,63***	8,44 %	17,84 %	-2,03**
AAV[-5,0]	10,49 %	13,84 %	-1,85*	10,30 %	14,37 %	-1,66*
AAV[-1,2]	6,61 %	13,07 %	-3,28***	5,36 %	10,87 %	-2,11**
AAV[0,2]	5,97 %	10,74 %	-2,32**	4,87 %	9,31 %	-1,60

*, ** og *** indikerer signifikans på henholdsvis 10, 5 og 1 % signifikansnivå.

† Indikerer at estimatet er insignifikant på 10 % nivå.

Tabellen rapporterer gjennomsnittlig abnormt volum per dag i vinduet $[t_1, t_2]$ for perioden før og perioden etter Sveriges lovendring. T-stat angir t-verdier for en test av differansen mellom de to periodene.

Vi har tidligere sett at abnormt volum var høyere i dagene forut for rapportering enn rett etter. I tillegg husker vi at Sverige opplevde høyest abnormt volum i vinduet $[-5,0]$, og ikke på

rapporteringsdagen som var høyest i Norges tilfelle. Dette mønsteret gjelder fortsatt for pre-perioden, men i post-perioden er estimatet for selve rapporteringsdagen det klart høyeste både for kjøp og salg. Det ser derfor ut til at den abnorme handelsaktiviteten er flyttet nærmere rapporteringstidspunktet, og at mindre abnorm aktivitet er å spore i forkant. Vi mener dette er en positiv utvikling.

Resultatene fra regresjonsmodellen i (32) presenteres i Tabell 6.11, hvor vi også har tabulert resultatene når den avhengige variabelen er $AV_i[0]$. Grunnen til at denne spesifikasjonen inkluderes, er den nevnte økningen i abnormt volum på selve rapporteringsdagen sammenlignet med tidligere funn. Vi mener derfor sammenligningen kan være nyttig.

Tabell 6.11: Abnormt volum omkring rapportering av innsidehandler – regresjon

	$AV_i[0]$		$AV_i[0,2]$	
	<i>Kjøp</i>	<i>Salg</i>	<i>Kjøp</i>	<i>Salg</i>
α_0 (Konstant)	0.846*** (0.111)	0.718*** (0.149)	0.499*** (0.0708)	0.476*** (0.0878)
<i>Post53</i>	0.121*** (0.0340)	0.125*** (0.0484)	0.0436*** (0.0202)	0.0647** (0.0276)
<i>lnDelay</i>	-0.0368** (0.0150)	0.0248 (0.0228)	-0.00836 (0.00951)	0.0160 (0.0129)
<i>TradeSize</i>	1.709 (1.220)	-0.500 (0.738)	-0.350 (0.862)	0.150 (0.535)
<i>TradeSize</i> \times <i>Post53</i>	11.94 (17.38)	0.384 (2.109)	12.08* (7.116)	0.130 (2.627)
<i>Book-to-Market</i>	0.00637*** (0.00161)	-0.00359 (0.00867)	0.00131 (0.000955)	-0.00687 (0.00574)
<i>lnMarketCap</i>	-0.0333*** (0.00459)	-0.0310*** (0.00602)	-0.0194*** (0.00294)	-0.0205*** (0.00357)
<i>R&D</i>	-0.00939 (0.0183)	0.109*** (0.0263)	-0.0233** (0.0115)	0.0455*** (0.0149)
<i>Loss</i>	0.126*** (0.0276)	-0.0168 (0.0403)	0.0459*** (0.0172)	0.000818 (0.0257)
R^2	0.017	0.008	0.011	0.009

<i>N</i>	9 147	4 817	9 147	4 817
----------	-------	-------	-------	-------

*, ** og *** indikerer signifikans på henholdsvis 10, 5 og 1 % signifikansnivå. Tabellen rapporterer resultatene for regresjonsanalysen med $AV[0]$ og $AV[0,2]$ som avhengig variabel, gitt henholdsvis markedsmodellen og FF3. Standardfeil robuste mot heteroskedastisitet er angitt i parentesene.

Volumregresjonene gir signifikant positive koeffisienter for *Post53* på 1 % nivå i samtlige spesifikasjoner. Et parallellskift tilsvarende det for abnorm avkastning synes derfor tilstede også for abnormt volum. Post-effekten er av samme størrelsesorden for de to begivenhetsvinduene, men ulik for kjøp og salg. Alt annet like er en rapportering i post-perioden beheftet med omtrent 12 % prosentpoeng høyere abnormt volum for kjøp og 4–6 prosentpoeng for salg. Vi finner kun delvis støtte for hypotesen om en negativ sammenheng mellom abnormt volum og delay. Koeffisienten til *lnDelay* er negativ for begge kjøpsmodellene, men kun signifikant (5 % nivå) når begivenhetsvinduet kun omfatter rapporteringsdagen. Størrelsen på innsidehandelen synes ikke å påvirke volumreaksjonen under noen av spesifikasjonene. Verdimålet *Book-to-Markets* koeffisient er signifikant positiv i $AV[0]$ -spesifikasjonen for innsidekjøp. Dette indikerer at abnormt volum er høyere for verdiselskaper (mye bokført egenkapital relativt til markedsverdien). Manglende støtte i de tre andre spesifikasjonene tilsier dog at variabelen ikke er en universelt viktig determinant for abnormt volum. På den annen side synes selskapsstørrelsen, representert ved *MarketCap*, å ha en beviselig påvirkning på volumreaksjonen. Koeffisientene er signifikant negative på 1 % nivå for samtlige spesifikasjoner, og antyder at informasjonsverdien er størst i små selskaper. Dette er i tråd med teorien knyttet til informasjonsasymmetri, og gir også støtte til funnene under analysen av abnorm avkastning. For indikatorvariablene *R&D* og *Loss* gis det noe svakere støtte til hypotesene. Innsidesalg i selskaper med positiv forskning- og utviklingskostnad indikeres å ha signifikant høyere informasjonsverdi. For kjøp i $[0,2]$ -vinduet er imidlertid koeffisienten signifikant negativ, hvilket strider med hypotesen om høyere informasjonsverdi av innsidehandler for slike selskaper. Innsidekjøp i selskaper med negativt resultat per aksje estimeres til å ha 12,6 (4,6) prosentpoeng høyere informasjonsverdi på rapporteringsdagen (tredagersvinduet). En slik effekt kommer ikke til syne for innsidesalg.

Som en robusthetssjekk, kjører vi samme kryss-seksjonelle regresjon for abnorm avkastning og abnormt volum, hvor vi ekskluderer alle handler post lovendringen. Hensikten er å fjerne eventuelle markedsbrede effekter som oppstod på samme tid som avkortingen. Resultatene for avkastningsregresjonen blir tilnærmet like de ovenfor, og de samme variablene er signifikante i dette utvalget. Spesielt interessant er fortegnet på koeffisientene for *lnDelay*, som indikerer

at de samme relasjonene som beskrevet ovenfor, også holder her. Vi må dog bemerke at postutvalget er så pass lite, at estimatene heller ikke bør endre seg vesentlig. Det vil si at informasjonsverdien er *lavere* når handelen rapporteres med lang delay.

6.5 Svenske delays

6.5.1 Deskriptiv statistikk

Tabell 6.12 viser fordelingen av delays for de svenske handlende, for henholdsvis totalutvalget, kjøp og salg. Av totalt 14 291 handler rapporteres det innenfor lovens tidsfrist på fem virkedager i omtrent 91 % av tilfellene. Gjennomsnittlig rapporteringstid for totalutvalget beregnes til 3,28 dager.

Siden et betydelig antall rapporteres allerede på handelsdagen, er gjennomsnittlig rapporteringstid beregnet til 0,764 virkedager for totalutvalget. Rapporteringstiden er noe lavere for kjøpsutvalget og noe høyere for salgsutvalget, med gjennomsnittsverdier på henholdsvis 0,727 og 0,886 dager. Vi må her påpeke at denne differansen er liten i så vel praktisk som økonomisk forstand. Faktumet gir oss likevel en viss indikasjon på at selgere tenderer til å rapportere senere, all den tid differansen er statistisk signifikant på 1 % nivå. Viktigere er det kanskje å bemerke at norske innsidere svært sjelden (1,6 % av handlende) rapporterer etter lovens foreskrevne tidsfrist.

Tabell 6.12: Svenske delays

	Alle handler		Kjøp		Salg	
	Antall	%	Antall	%	Antall	%
0 dager	840	5,88	631	6,76	209	4,21
1 dag	3 312	23,18	2 312	24,78	1 000	20,16
2-5 dager	8 851	61,93	5 637	60,41	3 214	64,80
6-10 dager	979	6,85	566	6,07	413	8,33
11-30 dager	236	1,65	140	1,50	96	1,94
> 30 dager	73	0,51	45	0,48	28	0,56
<i>N</i>	14 291		9 331		4 960	
Maksimum	442 dager		186 dager		442 dager	
Snitt (dager)	3,28		3,10		3,64	
<i>t-stat</i>					-4,64***	

*, ** og *** indikerer henholdsvis 10 %, 5 % og 1 % signifikansnivå.

Tabellen viser fordelingen av rapporteringsforsinkelser (delays) for handlene i det norske utvalget og separat for kjøp og salg. *T-stat* rapporterer t-verdien for en test av forskjell i gjennomsnittlig rapporteringstid mellom kjøp og salg.

6.5.2 Univariat delay-analyse

Tabell 6.13 gjengir gjennomsnittlig delay når utvalget splittes i to basert på underliggende karakteristika. Vi tester for differanser i gjennomsnittlig delay som følge av handelens størrelse i kroner og relativt volum,²⁴ selskapets størrelse (markeds kapitalisering), innsidernes stilling, om handelen er gjennomført i serie, og om handelen er gjennomført før eller etter Sveriges reduksjon i meldeplikt fra fem til tre virkedager. Analysen gjøres både helhetlig for alle handler og separat for kjøp og salg. Videre inneholder det svenske utvalget et fåtalls handler med ekstremverdier for delays, der den mest markante er en rapportering som skjer hele 442 handelsdager etter handelen ble gjennomført. Det er sannsynlig at slike ekstremverdier vil påvirke resultatet, så vi gjennomfører samme analyse for et utvalg som ekskluderer handler hvor delay overstiger 20 handelsdager (betegnet $D \leq 20$).

Tabell 6.13: Determinanter av delays – univariat analyse

	Alle handler		Kjøp		Salg	
	Alle	$D \leq 20$	Alle	$D \leq 20$	Alle	$D \leq 20$
Små handler, kr (under snitt)	3,28	2,87	3,09	2,72	3,63	3,14
Store handler, kr (over snitt)	3,34	2,99	3,15	2,87	3,78	3,28
<i>t-stat</i>	-0,30	-1,74*	-0,29	-1,86*	-0,34	-1,33
Små handler, volum (under snitt)	3,26	2,85	3,06	2,70	3,66	3,15
Store handler, volum (over snitt)	3,45	3,11	3,41	3,00	3,51	3,25
<i>t-stat</i>	-1,07	-4,40***	-1,78*	-3,85***	0,43	-1,11
Små selskap (under median)	3,37	2,95	3,21	2,83	3,70	3,18
Store selskap (over median)	3,20	2,81	2,98	2,61	3,59	3,14
<i>t-stat</i>	1,47	3,60***	2,03**	4,80***	0,46	0,52
Før tredagerskravet ($Post53=0$)	3,41	3,00	3,21	2,85	3,78	3,28
Etter tredagerskravet ($Post53=1$)	1,95	1,60	1,83	1,45	2,16	1,86

²⁴ Relativt volum = Antall aksjer handlet delt på antall utestående aksjer

<i>t-stat</i>	7,37***	21,42***	6,93***	17,72***	3,75***	12,28***
Single	3,12	2,80	2,93	2,64	3,49	3,10
Serial	4,28	3,38	4,15	3,28	4,50	3,54
<i>t-stat</i>	-7,14***	-10,71***	7,38***	-9,69***	-2,94***	-4,74***
Styremedlem	3,35	2,81	3,15	2,68	3,88	3,14
CEO	2,92	2,78	2,69	2,56	3,55	3,40
CFO	2,40	2,40	1,94	1,94	3,15	3,15
EVP	3,04	2,73	2,82	2,51	3,40	3,08
Stor aksjonær	3,86	3,53	3,78	3,50	4,01	3,57
Andre	3,37	2,89	3,21	2,76	3,59	3,06
<i>f-stat</i>	5,80***	37,84***	8,32***	43,18***	0,75	5,00***

*, ** og *** indikerer henholdsvis 10 %, 5 % og 1 % signifikansnivå.

Tabellen rapporterer gjennomsnittlige rapporteringsforsinkelser (delays) for en rekke underutvalg splittet etter underliggende karakteristika ved handelen. Rader med *t-stat* angir t-verdien for en test av forskjell i gjennomsnittlig delay mellom de respektive underutvalgene. Analysen gjøres også separat for kjøp og salg. [†] Resultatene er kvalitativt like når vi splitter utvalget ved medianen.

Tabell 6.13 gjengir gjennomsnittlig delay når utvalget splittes i to basert på underliggende karakteristika. Vi tester for differanser i gjennomsnittlig delay som følge av handelens størrelse i kroner og relativt volum, selskapets størrelse (markeds kapitalisering), innsidernes stilling, om handelen er gjennomført i serie, og om handelen er gjennomført før eller etter Sveriges reduksjon i meldeplikt fra fem til tre virkedager. Analysen gjøres både helhetlig for alle handler og separat for kjøp og salg. Videre inneholder det svenske utvalget et fåtalls handler med ekstremverdier for delays, der den mest markante er en rapportering som skjer hele 442 handelsdager etter handelen ble gjennomført. Det er sannsynlig at slike ekstremverdier vil påvirke resultatet, så vi gjennomfører samme analyse for et utvalg som ekskluderer handler hvor delay overstiger 20 handelsdager (betegnet $D \leq 20$).

Tabell 6.13 gjengir gjennomsnittlig delay når utvalget splittes i to basert på underliggende karakteristika. Vi tester for differanser i gjennomsnittlig delay som følge av handelens størrelse i kroner og relativt volum,²⁵ selskapets størrelse (markeds kapitalisering), innsidernes stilling, om handelen er gjennomført i serie, og om handelen er gjennomført før eller etter Sveriges reduksjon i meldeplikt fra fem til tre virkedager. Analysen gjøres både helhetlig for alle handler og separat for kjøp og salg. Videre inneholder det svenske utvalget et fåtalls

²⁵ Relativt volum = Antall aksjer handlet delt på antall utestående aksjer

handler med ekstremverdier for delays, der den mest markante er en rapportering som skjer hele 442 handelsdager etter handelen ble gjennomført. Det er sannsynlig at slike ekstremverdier vil påvirke resultatet, så vi gjennomfører samme analyse for et utvalg som ekskluderer handler hvor delay overstiger 20 handelsdager (betegnet $D \leq 20$).²⁶

Gjennomsnittlig delay for små og store handler i kroner, er insignifikant på alle bortsett fra i totalutvalget og for kjøp når delays over 20 virkedager ekskluderes. Sammenlignes det med handelsstørrelse i volum, så finner vi at grad av signifikans øker for totalutvalget og for kjøp når delays over 20 dager ekskluderes. Til gjengjeld er kjøp signifikant på 10 % nivå. Rapporteringsinnstrammingen har helt klart hatt en signifikant reduksjon i delays der gjennomsnittlig delay for henholdsvis total, kjøp og salg uten ekskludering nå er 1,95 dager, 1,83 dager og 2,16 dager. Til sammenligning var gjennomsnittlig delay godt over 3 dager for samtlige kategorier. I alle seks analysen er gjennomsnittlig delay for serial-variabelen statistisk signifikant forskjellig fra singel-variabelen. Dette var som forventet, da svenskene har hatt muligheten til å utsette informasjonsflyten til markedet med opp til fem dager for så å rapportere mange handler.

H

6.5.3 Regresjonsanalyse delay

Først og fremst ser man at svenske delays har falt markant etter innstrammingen i rapporteringsreglene. Koeffisientene til Post53-variabelen er signifikant negative for alle tre spesifikasjonene. Det tyder på at innsiderne ser ut til å tilpasse seg det nye tredagerskravet. Av Tabell 6.12 ser man at gjennomsnittlig delay for totalutvalget er 3,28 dager, noe som tyder på at innsiderne har vært flinke til å melde ifra i tide, men at avkortingene har ført til at flere innsidere nå rapporterer raskere. Til liks med det norske markedet, så rapporteres salg generelt senere enn kjøp. Størrelsen på handelen er først signifikant på 5 % nivå når det kontrolleres for den logaritmiske modellen. Selskapsstørrelse har enda svakere og mindre signifikant effekt enn handelens størrelse. Dette stemmer overens med resultatene fra Norge.

Når det gjelder innsidernes stilling, er det verdt å merke seg at CFO rapporterer nesten en hel dag raskere enn referansegruppen styremedlemmer. Grunnen til dette kan være at en CFO har

²⁶ 20 handelsdager er en arbitrær grense, der tanken er å motsvare en måneds delay (5 ukedager \times 4 uker).

mer informasjon rundt regelverket for innsidehandler og rapportering enn styremedlemmer. Resultatene stemmer godt overens med resultatene fra den norske delay-analysen, der det blir indikert at ledelsen med CEO og CFO i spissen rapporterer tidlig, mens store aksjonærer rapporterer sent (begge relativt til referansegruppen styremedlemmer). Som indikert i delkapittel 6.2.3, så kan det tenkes at ledelsen er mer opptatt av signalverdien og i større grad tar juridiske hensyn. Av Tabell A ser vi at det er et stort innslag av seriehandler i Sverige. Den tidligere rapporteringsfristen på fem dager har ført til at innsidere har handlet over flere dager, for så å rapportere alle handlene i én melding på eller rundt dag fem. Vi registrerer at serialvariabelen er signifikant for alle spesifikasjoner, og at den utgjør i overkant av én dag når alle delays inkluderes. Praksisen synes å være uheldig da informasjon som skulle vært i markedet, bygges opp over tid før det blir offentlig kjent. Denne fleksibiliteten er som følge av innstramningen redusert. Samtlige av disse resultatene er mer eller mindre overensstemmende med den univariate delay-analysen i delkapittel 6.5.2.

Tabell 6.14: Determinanter av delays for Sverige – regresjonsanalyse

	<i>Delay</i>	<i>Delay</i> ≤ 20	ln(1 + <i>Delay</i>)
δ_0 (Konstant)	2,965*** (0,579)	2,576*** (0,210)	1,107*** (0,0535)
<i>Salg</i>	0,545*** (0,145)	0,437*** (0,0404)	0.119*** (0.0100)
<i>TradeSize</i>	-3,047 (2,352)	-0,945 (1,922)	-0,705** (0,336)
ln(<i>MarketCap</i>)	0,00733 (0,0244)	0,00638 (0,00947)	0,00449* (0,00243)
<i>Post53</i>	-1,295*** (0,159)	-1.312*** (0.0635)	-0.458*** (0.0196)
<i>CEO</i>	-0.326** (0.166)	0.107 (0.0744)	0.0143 (0.0202)
<i>CFO</i>	-0.822*** (0.164)	-0.301*** (0.0908)	-0.121*** (0.0244)
<i>EVP</i>	-0.254 (0.167)	-0.0432 (0.0516)	-0.0368*** (0.0132)
<i>LargeShh</i>	0.404** (0.196)	0.600*** (0.0560)	0.185*** (0.0141)
<i>Others</i>	-0.0294 (0.101)	-0.0165 (0.101)	-0.0257* (0.0224)

<i>Serial</i>	1,111*** (0,204)	0.524*** (0,0587)	0.171*** (0,0535)
R^2	0.010	0.055	0.088
N	14 291	14 171	14 291

*, ** og *** indikerer signifikans på henholdsvis 10, 5 og 1 % signifikansnivå.

Tabellen rapporterer resultatene for regresjonsanalysen med delays som avhengig variabel, gitt to lineære og logaritmisk spesifisering, der den andre lineære ekskluderer observasjoner med delays større enn 20 dager. Standardfeil robuste mot heteroskedastisitet er angitt i parentesene.

7. Konklusjon

Denne utredningen analyserer informasjonsverdien til meldepliktige innsidehandler i Norge og Sverige gjennom perioden fra oktober 2008 til og med mars 2017, operasjonalisert ved både abnorm avkastning og abnormt volum. I tillegg analyseres utviklingen i estimert informasjonsverdi i perioden etter at Sverige kortet ned innsidernes meldeplikt fra fem til tre virkedager.

Resultatene våre indikerer at innsidernes rapporterte handler har informasjonsverdi for aksjemarkedet i begge land, i form av både kursutvikling og volum. I gjennomsnitt etterfølges innsidekjøp av positiv abnorm avkastning, slik at kursutviklingen er mer positiv enn forventet ut fra en estimeringsmodell for avkastning. Innsidesalg derimot, etterfølges av negativ abnorm avkastning, slik at kursutviklingen er mer negativ enn forventet. Begge resultatene holder også når vi benytter en alternativ trefaktormodell for avkastningsestimering. Tolkningen er således at siden innsiderne sitter på mest informasjon om selskapet, anses også deres private transaksjoner for å være signaler om fremtidig utvikling for selskapet; kjøp er positive signal, mens salg er negative signal. Hypotesene om positiv (negativ) abnorm avkastning etter rapportering av en innsiders kjøp (salg) bekreftes.

Volumresultatene viser at markedet reagerer på innsidernes rapporteringer også i form av volum. Abnormt volum er statistisk signifikant for begge handelsretninger, slik at både innsidekjøp og innsidesalg vurderes som informative for aksjemarkedet. I Norge finner vi at det abnorme volumet etter innsidekjøp er signifikant større enn det er for innsidesalg. I Sverige er denne forskjellen insignifikant. Hypotesen om positivt abnormt volum i dagene omkring rapporteringen av innsidehandler holder for begge handelsretninger.

Analysene av Sveriges endring av rapporteringsregler indikerer at informasjonsverdien har økt i perioden etter at de nye reglene trådte i kraft, og at differansen er statistisk signifikant. Vi finner imidlertid ikke støtte for en økt informasjonsverdi etter innsidesalg gjennom samme periode. Videre finner vi at abnormt volum i dagene omkring rapportering av meldepliktige handler, er signifikant høyere post lovendringen. Dette gjelder både kjøp og salg, men de gjennomsnittlige volumreaksjonene etter kjøp har i denne perioden vært signifikant høyere enn etter salg. I tillegg finner vi støtte for at lang delay er forbundet med lavere informasjonsverdi for innsidekjøp. For innsidesalg er ikke denne sammenhengen signifikant.

Følgelig kan vi konkludere med at meldepliktige innsidehandler har informasjonsverdi både for innsidekjøp og innsidesalg i Sverige og i Norge. Informasjonsverdien kommer til syne i form av så vel abnorm avkastning og abnormt volum. Det gis visse indikasjoner på at en kortere rapporteringstid er å foretrekke fra et informasjonsverdiståsted. Fra litteraturen på området finner vi det teoretiske argumentet om effektiv kapitalallokering, som mest overbevisende.

8. Utredningens svakheter

I utarbeidelsen av utredningen har vi møtt på problemstillinger av ulik art som kan tenkes å påvirke resultatene. Disse problemstillingene er viktig at leseren kjenner til. Med dette kapittelet søker vi derfor å belyse noen av utredningens potensielle svakheter.

Estimeringsperiode

En potensiell svakhet, er vårt valg av estimeringsperiode. Vi ønsket en lang estimeringsperiode for å oppnå en større grad av reliabilitet i resultatene. For å avdekke hva den faktiske betaen er, så skulle vi gjerne hatt en lenger estimeringsperiode, men begrensninger i datamateriale hindrer det. Den lange estimeringsperioden fra 30.10.08 til 20.04.17 medfører likevel noen problemer. At perioden delvis består av finanskrisen, av oppturen/reverseringen i påfølgende år og av eurokrisen i 2011, gjør at validiteten til resultatene kan være noe svekket. Grunnen til dette, er at transaksjoner i slike turbulente perioder, kan gi ekstraordinær avkastning. Dette kan føre til bias i estimert normalavkastning. I tillegg til å oppnå en større grad av reliabilitet, så viser det innsidernes faktiske avkastning. Tidsperioden etter Sveriges lovendring, er forlenget så langt det har latt seg gjøre tidsmessig. Likevel er perioden noe kort som svekker lovendringsstudiets reliabilitet.

Clustering / klynging

Det vil ofte være en viss fare for klynging i begivenhetsstudier som dette. I denne utredningen vil forutsetningen om null kovarians mellom avkastningen til aksjene, altså ingen klynging, brytes da begivenhetene er svært tallrike i begge markeder. Selv om man til en viss grad kan forutsette at innsiderne i vidt forskjellige selskaper handler uavhengig av hverandre, kan man neppe anta samme uavhengighet for tverrsnittet av aksjeavkastninger over en gitt kort periode (begivenhetsvinduet). Klynging vil i hovedsak føre til to problemer. For det første, vil enhver begivenhetsdato med positivt korrelerte markedsmoellresidualer på tvers av selskaper svekke styrken i testene på grunn av økt varians. For det annet, vil man i signifikanstesting av selskapsspesifikk abnorm avkastning forkaste nullhypotesen for ofte om selskapsspesifikk abnorm avkastning er positivt korrelert (Brown & Warner, 1980; Dyckman, Philbrick, & Stephan, 1984).

MacKinlay (1997, s. 27) skriver at det er to måter man kan ta hensyn til klynging på i en begivenhetsstudie. Den ene aggregerer abnorm avkastning i en portefølje etter

begivenhetsdato, og deretter analyserer porteføljen. Denne metoden vil ta hensyn til problemene klynging gir ved at krysskorrelasjon i abnorm avkastning tillates. Den andre metoden går ut på å analysere abnorm avkastning uten aggregering for hver enkelt aksje. Metoden er mest benyttet når det er flere begivenheter på samme dag for flere selskaper. Det benyttes da dummyvariabler for begivenhetsdagene. Ulempen med denne metoden, er at testobservatoren vil være svak. Kothari og Warner (2008) gjennomgår også metoder å håndtere klynging på. I tillegg foreslår Brown and Warner (1980) en enkel metode som tar hensyn til klynging ved å justere testobservatoren, men denne er kun kompatibel på månedlige data.

Ettersom metodene for justering er relativt kompliserte, så har vi valgt å ikke justere. Dette støttes av Kothari og Warner (2008) som skriver at det er kritisk å justere for klynging når begivenhetsvinduet strekker seg over ett år eller mer, men ikke kritisk for kortere begivenhetsvinduer. I tillegg skriver Bernard (1987) at krysskorrelasjonen først øker når avkastningsintervallet økes fra daglig og stegvis opp til årlige observasjonsintervaller. I hans øyne vil det derfor være en styrke for analysen å benytte daglige data. Leseren bør uansett ha potensiell bias som følge av klynging i bakhodet når denne utredningen leses.

Seleksjonsbias

I kapittel 4 om data, ser man at det er satt visse kriterier til dataene for at datamaterialet skulle belyse problemstillingene og hypotesene våre i best mulig grad. Med disse kriteriene, er det en viss fare for at det er seleksjonsbias i datasettet. Grunnen til dette, er at kriteriene kan ha ført til at transaksjoner som burde vært ekskludert er inkludert, og motsatt. Dette kan ha ført til at utvalget ikke representerer virkeligheten godt nok og at resultatene er svekket eller faktisk ikke er reelle. I et forsøk på å hindre nettopp dette, er det lagt ned mye tid og ressurser i å gjennomgå og rense datasettet. I tillegg er data hentet inn manuelt med stor grad av nøyaktighet. En annen måte å forsøke å unngå seleksjonsbias på, er ved å inkludere alle handler. For vårt formål ville dette hatt liten hensikt, da handler uten finansielt motiv ville vært inkludert.

Kontrollerer ikke for momentum og likviditet

For økt robusthet i analysene, er normalavkastningen estimert både gjennom markedsmodellen og Fama-French sin trefaktormodell. Vi kontrollerer imidlertid ikke for

momentum- og likviditetsfaktoren fra Fama French sin femfaktormodell. At disse er utelatt, kan potensielt gi problem. Som en følge av dette, kan målingen av risikoen til små aksjer være utilstrekkelig og dermed føre til bias. Illikvide aksjer blir ofte handlet på en premium som kan føre til at vi overestimerer abnorm avkastning om denne ikke hensyntas. Campbell (1997) mener at modellen for forventet avkastning ikke er så viktig og at en mer ”søfistikert” modell bare vil komplisere ting uten å tilføre noe. Det er eksempelvis lite forklaringskraft å hente ved å legge til ytterligere faktorer utover markedsfaktoren. Dermed er det liten reduksjon i variansen til abnorm avkastning. En enklere modell er derfor å foretrekke. Dette stemmer overens med funnene til Brown og Warner (1980; 1985). I tillegg skriver Kothari og Warner (2008) at det vanligvis er uviktig å justere for risiko når forventet avkastning kalkuleres i begivenhetsstudier med kort begivenhetsvindu. Noe som er i sterk kontrast til begivenhetsstudier med langt begivenhetsvindu. Av diskusjonen over finner vi det lite sannsynlig at det har oppstått bias i analysen som en følge av å ikke kontrollere for momentum og likviditet.

Kontrollvariabler

I estimeringen av normalt handelsvolum, det vil si regresjonsligning (30), burde det også blitt kontrollert for dager hvor selskapene rapporterer kvartalstall. Vi kontrollerer for dager hvor aksjene noteres eksklusive utbytte, som antas å være en begivenhet som utløser handel. En kan tenke seg porteføljevridninger som taktisk gjennomføres i dagene rett før eller rett etter disse.

For å sikre at estimatene på abnormt fremkommer så isolert som mulig, og uten støy fra andre tilstøtende begivenheter, burde en kvartalstall-indikatorvariabel vært inkludert. Hypotesen er følgelig at handelsvolumet er systematisk høyere på slike dager, og sannsynlig bias er at estimert abnormt volum er inflatert som følge av utelatelsen. For å sikre størst mulig informasjonssymmetri mellom innsiderne og markedet, adopterer mange selskaper en policy der det kun tillates handel straks etter at kvartalstall er rapportert. Det kan tenkes at dette vil behefte estimatene på abnorm avkastning med støy som skyldes tallene selskapet kommer med. I slike tilfeller kan estimatene bli biased i begge retninger. Selskapet kan levere så vel ”gode” som ”dårlige” tall, og innsidene kan kjøpe eller selge uavhengig av dette. Grunnen til at kvartalstall-indikatoren er utelatt, er mangel på tilgang til denne dataserien i Datastream, samt negativ respons fra både Børsen og ulike meglerhus vi kontaktet. Manuell innhenting av

dato for offentliggjøring av kvartalsrapporter og andre viktige nyhetsmeldinger ville vært en for tid- og ressurskrevende prosess for denne oppgavens omfang.

I tillegg til kvartalstall og andre viktige nyhetsmeldinger ville det vært optimalt å kontrollere for fundamentale forskjeller mellom Norge og Sverige som finansmarkeder. Da kunne vi i større grad utelukket at funnene skyldes for eksempel forskjeller i markedsstørrelse, næringsstruktur eller likviditet. Det vil av de nevnte grunner være vanskelig å fastslå at funnene ene og alene skyldes lovendringen og ikke andre uobserverte faktorer som det ikke kontrolleres for. Studien kan dermed være utsatt for bias som følge av utelatte variabler.

Lav omsetning

Som nevnt i kapittel 5.1.2, kan lav omsetning i enkelte aksjer gi systematisk bias i estimeringen av α_i og β_i som videre vil gi bias i normalavkastning og abnorm avkastning. At Oslo Børs og Stockholmsbørsen er mindre likvid og består av flere små selskaper sammenlignet med mer likvide børser fra lignende studier, gjør at vår studie er mer utsatt for denne type bias. Dette har vi forsøkt å korrigere for gjennom metoden til Scholes og Williams (1977) som forsøker å konvergere estimatene mot de reelle α - og β -verdiene. Denne korrigeringen utgjør en veldig liten forskjell i vår studie både i Norge og Sverige. Jain (1986) finner i sin studie at lav omsetning i enkelte aksjer er av liten betydning, mens Campbell og Wesley (1993) finner at metoden til Scholes og Williams verken forbedrer styrken til testene utover OLS, eller type I-feilrater. Dimson (1979) derimot, konkluderer med at metoden til Scholes og Williams gir en estimator som ikke er påvirket av bias som følge av lav omsetning, men finner metoden ineffektiv i å fullt ut korrigere for ikke-synkron handel. Selv om vi har forsøkt å korrigere for lav omsetning, så ser man av diskusjonen over at forskerne strides om effekten av både lav omsetning og av en eventuell korrigerende. Det kan tenkes at korrigeringen har eliminert eventuell bias, men også at korrigeringen ikke har hatt noe effekt, og at det således fortsatt er bias i normalavkastning og abnorm avkastning.

Survivorship bias

Begivenhetsstudier kan være utsatt for survivorship bias. Det vil si at estimatene på abnorm avkastning sannsynligvis blir for høye på lang sikt. Dette hender fordi selskaper som slutter å eksistere i løpet av begivenhetsvinduet, blir fjernet. Dersom selskapene for eksempel går konkurs før vinduets utløp, vil den ekstremt negative avkastningen i kjølvannet av dette, ikke inkluderes i totalutvalget med abnorm avkastning. Dette leder til for høy estimert abnorm

avkastning. Et av datakriteriene var at handler uten nok data i forkant og etterkant av begivenheten, ble ekskludert. Det gjør at vi begrenser effekten av survivorship bias noe ved å ikke fjerne hele selskap og alle dets begivenheter. Noe survivorship bias må likevel påregnes ettersom handler med noe negativ abnorm avkastning sannsynligvis er fjernet.

Litteraturliste

- Aboddy, D., & Lev, B. (2000). Information Asymmetry, R&D, and Insider Gains. *Journal of Finance*, 55(6), 2747-2766. doi: 10.1111/0022-1082.00305
- Ajinkya, B. B., & Jain, P. C. (1989). The behavior of daily stock market trading volume. *Journal of Accounting and Economics*, 11(4), 331-359. doi: 10.1016/0165-4101(89)90018-9
- Akerlof, G. A. (1970). The market for "lemons": Quality uncertainty and the market mechanism. *The quarterly journal of economics*, 488-500.
- Ausubel, L. M. (1990). Insider Trading in a Rational Expectations Economy. *The American Economic Review*, 80(5), 1022-1041.
- Bainbridge, S. M. (2013). *Research handbook on insider trading*. Cheltenham: Edward Elgar.
- Bernard, V. L. (1987). Cross- Sectional Dependence and Problems in Inference in Market-Based Accounting Research. *Journal of Accounting Research*, 25(1), 1-48. doi: 10.2307/2491257
- Betzer, A., & Theissen, E. (2010). Sooner or later: An analysis of the delays in insider trading reporting. *Journal of Business Finance & Accounting*, 37(1-2), 130-147.
- Bhattacharya, U., & Daouk, H. (2002). The world price of insider trading. *Journal of Finance*, 57(1), 75-108. doi: 10.1111/1540-6261.00416
- Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. (2014). *Investments* (10th ed. utg.). New York: McGraw-Hill.
- Brochet, F. (2010). Information content of insider trades before and after the Sarbanes- Oxley Act.(Report). *Accounting Review*, 85(2), 419.
- Brown, S. J., & Warner, J. B. (1980). Measuring security price performance. *Journal of Financial Economics*, 8(3), 205-258. doi: 10.1016/0304-405X(80)90002-1

- Brown, S. J., & Warner, J. B. (1985). USING DAILY STOCK RETURNS - THE CASE OF EVENT STUDIES. *Journal of Financial Economics*, 14(1), 3-31. doi: 10.1016/0304-405x(85)90042-x
- Brudney, V. (1979). Insiders, Outsiders, and Informational Advantages under the Federal Securities Laws. *Harvard Law Review*, 93(2), 322-376. doi: 10.2307/1340381
- Campbell, C. J., & Wesley, C. E. (1993). Measuring security price performance using daily NASDAQ returns. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 73-92. doi: 10.1016/0304-405X(93)90025-7
- Campbell, J. Y. (1997). *The econometrics of financial markets*. Princeton, N.J: Princeton University Press.
- Carhart, M. M. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance*, 52(1), 57-82. doi: 10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x
- Carlton, D. W., & Fischel, D. R. (1983). The regulation of insider trading. *Stanford Law Review*, 857-895.
- Corhay, A., & Rad, A. T. (1996). Conditional heteroskedasticity adjusted market model and an event study. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 36(4), 529-538. doi: 10.1016/s1062-9769(96)90050-2
- Dimson, E. (1979). Risk measurement when shares are subject to infrequent trading. *Journal of Financial Economics*, 7(2), 197-226. doi: 10.1016/0304-405X(79)90013-8
- Dolley, J. C. (1933). Characteristics and procedure of common stock split-ups. *Harvard Business Review*, 11(3), 316-326.
- Dovre Forvaltning. (2017). Dovre Inside Nordic beskrivelse. Lastet ned 28.02.2017. fra <https://www.dovreforvaltning.com/no/content/dovre-inside-nordic-beskrivelse>
- Dyckman, T., Philbrick, D., & Stephan, J. (1984). A Comparison of Event Study Methodologies Using Daily Stock Returns: A Simulation Approach. *Journal of Accounting Research*, 22, 1-30. doi: 10.2307/2490855

-
- Easterbrook, F. H. (1981). Insider trading, secret agents, evidentiary privileges, and the production of information. *Supreme Court Review*, 309-365.
- Eckbo, B. E., & Smith, D. C. (1998). The conditional performance of insider trades. *Journal of Finance*, 53(2), 467-498. doi: 10.1111/0022-1082.205263
- EU 2016/522 om komplettering av EU nr. 596/2014. (2016). *Kommissionens delegerade förordning (EU) 2016/522 av den 17 december 2015 om komplettering av Europaparlamentets och rådets förordning (EU) nr 596/2014 vad gäller undantag för vissa tredjeländers offentliga myndigheter och centralbanker, indikatorer på marknadsmanipulation, tröskelvärden för offentliggörande, den behöriga myndigheten för anmälningar av uppskjutna offentliggöranden, tillstånd att handla under stängda perioder och typer av anmälningsskyldiga transaktioner för personer i ledande ställning*. Lastet ned fra <http://eur-lex.europa.eu/legal-content/SV/TXT/?uri=CELEX:32016R0522>.
- EU nr. 596/2014 (marknadsmisbruksförordningen). (2014). *EUROPAPARLAMENTETS OCH RÅDETS FÖRORDNING (EU) nr 596/2014 av den 16 april 2014 om marknadsmisbruk (marknadsmisbruksförordning) och om upphävande av Europaparlamentets och rådets direktiv 2003/6/EG och kommissionens direktiv 2003/124/EG, 2003/125/EG och 2004/72/EG*. Lastet ned fra <http://eur-lex.europa.eu/legal-content/SV/TXT/?qid=1489494826690&uri=CELEX:32014R0596>.
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fama, E. F., Fisher, L., Jensen, M. C., & Roll, R. (1969). The Adjustment of Stock Prices to New Information. *International Economic Review*, 10(1), 1-21. doi: 10.2307/2525569
- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427-465. doi: 10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56. doi: 10.1016/0304-405X(93)90023-5

- Finansinspektionen. (2017). Nya regler för rapportering av insynshandel och loggbok. Lastet ned 11.05.2017. fra <http://fi.se/sv/publicerat/nyheter/2016/nya-regler-for-rapportering-av-insynshandel-och-loggbok/>
- Finanstilsynet. (2015). *Lov om verdipapirhandel – enkelte kommentarer til kapittel 3 og 4.* (Veiledning 25.04.2014, oppdatert 18.08.2015). Lastet ned fra https://www.finanstilsynet.no/contentassets/72073981e1dc4263a958891bc35d475e/veiledning_verdipapirhandelloven-kap-3-4_04-2014.pdf.
- Finnerty, J. E. (1976). INSIDERS AND MARKET EFFICIENCY. *Journal of Finance*, 31(4), 1141-1148. doi: 10.1111/j.1540-6261.1976.tb01965.x
- Fishman, M. J., & Hagerty, K. M. (1992). Insider Trading and the Efficiency of Stock Prices. *The RAND Journal of Economics*, 23(1), 106-122. doi: 10.2307/2555435
- Foucault, T., Pagano, M., & Röell, A. (2013). *Market liquidity : theory, evidence, and policy.* Oxford: Oxford University Press.
- Glosten, L. R., & Milgrom, P. R. (1985). Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. *Journal of Financial Economics*, 14(1), 71-100. doi: 10.1016/0304-405X(85)90044-3
- Gordon, M. J., & Shapiro, E. (1956). Capital Equipment Analysis: The Required Rate of Profit. *Management Science*, 3(1), 102-110. doi: 10.1287/mnsc.3.1.102
- Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980). On the Impossibility of Informationally Efficient Markets. *The American Economic Review*, 70(3), 393-408.
- Henderson, G. V., Jr. (1990). Problems and solutions in conducting event studies. *Journal of Risk and Insurance*, 57(2), 282. doi: 10.2307/253304
- Heron, R. A., & Lie, E. (2007). Does backdating explain the stock price pattern around executive stock option grants? *Journal of Financial Economics*, 83(2), 271-295. doi: 10.1016/j.jfineco.2005.12.003
- Huddart, S., Hughes, J. S., & Levine, C. B. (2001). Public Disclosure and Dissimulation of Insider Trades. *Econometrica*, 69(3), 665-681. doi: 10.1111/1468-0262.00209

-
- Jaffe, J. F. (1974). Special information and insider trading. *The Journal of Business*, 47(3), 410-428.
- Jain, P. C. (1986). Analyses of the Distribution of Security Market Model Prediction Errors for Daily Returns Data. *Journal of Accounting Research*, 24(1), 76-96. doi: 10.2307/2490805
- Jegadeesh, N., & Titman, S. (1993). RETURNS TO BUYING WINNERS AND SELLING LOSERS - IMPLICATIONS FOR STOCK- MARKET EFFICIENCY. 48(1), 65-91.
- Kothari, S. P., & Warner, J. B. (2008). Econometrics of Event Studies. I B. E. Eckbo (red.), *Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance* (s. 4-36). Amsterdam: Elsevier.
- Kyle, A. S. (1985). Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica*, 53(6), 1315-1335. doi: 10.2307/1913210
- Laffont, J.-J. (2001). *Theory of Incentives :The Principal:Agent Model* D. Martimort (red.) *Theory of Incentives, The*
- Lakonishok, J., & Lee, I. (2001). Are Insider Trades Informative? *The Review of Financial Studies*, 14(1), 79-111.
- Leland, H. E. (1992). Insider Trading: Should It Be Prohibited? *Journal of Political Economy*, 100(4), 859-887. doi: 10.1086/261843
- Lenkey, S. (2014). Advance Disclosure of Insider Trading. *The Review of Financial Studies*, 27(8), 2504. doi: 10.1093/rfs/hhu026
- Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13-37. doi: 10.2307/1924119
- Lorie, J. H., & Niederhoffer, V. (1968). Predictive and Statistical Properties of Insider Trading. *The Journal of Law and Economics*, 11(1), 35-53. doi: 10.1086/466642
- Macey, J. R. (1984). From Fairness to Contract: The New Direction of the Rules Against Insider Trading. *Hofstra L. Rev.*, 13, 9.

- MacKinlay, A. C. (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13-39.
- Manne, H. G. (1966a). In Defense of insider trading. *Harvard Business Review*, 44(6), 113-122.
- Manne, H. G. (1966b). *Insider trading and the stock market*. New York: The Free Press.
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection*. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91. doi: 10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x
- Meulbroek, L. K. (1992). An Empirical Analysis of Illegal Insider Trading. *Journal of Finance*, 47(5), 1661-1699. doi: 10.1111/j.1540-6261.1992.tb04679.x
- Moore, J. (1990). What is really unethical about insider trading? *J Bus Ethics*, 9(3), 171-182. doi: 10.1007/BF00382642
- Mossin, J. (1966). Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34(4), 768-783. doi: 10.2307/1910098
- Mulherin, J. H., & Gerety, M. S. (1988). *Trading volume on the NYSE during the twentieth century: A daily and hourly analysis*: US Securities and Exchange Commission, Office of Economic Analysis.
- Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13(2), 187-221. doi: 10.1016/0304-405X(84)90023-0
- NOU 1996:2. (1996). *Verdipapirhandel* Lastet ned fra <https://www.regjeringen.no/contentassets/3fbdcece27ee4dd68d9fa51070a2beff/no/pdfa/nou199619960002000dddpdfa.pdf>
- Oslo Børs. (2017a). *Endringer vedrørende tidspunktet for offentliggjøring av innsideinformasjon og flaggemeldinger*. (Børssirkulære nr. 1/2017). Lastet ned fra <https://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Regelverk/Boerssirkulaerer/1-2017-Endringer-vedroerende-tidspunktet-for-offentliggjoering-av-innsideinformasjon-og-flaggemeldinger>.

-
- Oslo Børs. (2017b). Innsidehandel / meldeplikt for primærinnsidere. Lastet ned 27.02.2017.2017 fra <https://www.oslobors.no/Oslo-Boers/Handel/Markedsovervaaking/Innsidehandel>
- Pastor, L., & Stambaugh, R. F. (2003). Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, 111(3), 642.
- Prop. 12. (2004-2005). *Om lov om endringer i verdipapirhandelloven og enkelte andre lover (gjennomføring av markedsmissbruksdirektivet mv.)*. Oslo: Finansdepartementet Lastet ned fra <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/otprp-nr-12-2004-2005-/id394146/>.
- Ross, S. A. (1976). Return, Risk and Arbitrage. II. Friend & J. Bicksler (red.), *Risk and Return in Finance* (s. 189–218). Cambridge, MA: Ballinger.
- Scholes, M., & Williams, J. (1977). Estimating betas from nonsynchronous data. *Journal of Financial Economics*, 5(3), 309-327. doi: 10.1016/0304-405X(77)90041-1
- Seyhun, H. (1988). The Information Content of Aggregate Insider Trading. *The Journal of Business*, 61(1), 1.
- Seyhun, H. N. (1986). Insiders' profits, costs of trading, and market efficiency. *Journal of Financial Economics*, 16(2), 189-212. doi: 10.1016/0304-405X(86)90060-7
- SFS-nummer: (2016:1306). (2016). *Lag med kompletterande bestämmelser till EU:s marknadsmissbruksförordning*. Lastet ned fra <http://rkrattsbaser.gov.se/sfst?bet=2016:1306>.
- Sharpe, W. F. (1964). CAPITAL ASSET PRICES: A THEORY OF MARKET EQUILIBRIUM UNDER CONDITIONS OF RISK*. *Journal of Finance*, 19(3), 425-442. doi: 10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x
- Sorokina, N., Booth, D. E., & Thornton, J. H. (2013). Robust Methods in Event Studies: Empirical Evidence and Theoretical Implications. *Journal of Data Science*, 11(3), 575-606.

Sparebankforeningen. (2017). Mer om egenkapitalbevis. Lastet ned 22.02.2017. fra <http://www.sparebankforeningen.no/egenkapitalbevis/om-egenkapitalbevis/mer-om-egenkapitalbevis/>

Verdipapirhandelloven. (1985). *Lov om verdipapirhandel*. Lastet ned fra <https://lovdata.no/pro/-document/NLO/lov/1985-06-14-61>.

Verdipapirhandelloven. (2007). *Lov om verdipapirhandel*. Lastet ned fra <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2007-06-29-75>.

Wooldridge, J. M. (2013). *Introductory econometrics : a modern approach* (5th ed., international ed. utg.). S.l.: South-Western, Cengage Learning.

Yermack, D. (1997). Good Timing: CEO Stock Option Awards and Company News Announcements. *Journal of Finance*, 52(2), 449-476. doi: 10.1111/j.1540-6261.1997.tb04809.x

Appendiks

Appendiks A – Deskriptiv statistikk

A.1 Utdrag fra datasett

Publication Date	Trading Date	Ticker	Company	Position	Serial	Shares	Price	Value Traded	Type	Delay
10.12.2012	07.12.2012	HLNG	Höegh LNG Holdings Ltd	EVP	0	5 000	43,10	215 500	BUY	1
10.12.2012	10.12.2012	NRS	Norway Royal Salmon ASA	CFO	1	20 000	13,90	278 000	BUY	0
12.12.2012	11.12.2012	HAVI	Havila Shipping ASA	Board member	0	20 000	24,00	480 000	BUY	1
12.12.2012	11.12.2012	HAVI	Havila Shipping ASA	CFO	0	6 000	24,00	144 000	BUY	1
12.12.2012	11.12.2012	RCL	Royal Caribbean Cruises Ltd.	Board member	0	8 365	196,68	1 645 228	SELL	1
12.12.2012	11.12.2012	VEI	Veidekke ASA	Others	0	35 000	44,00	1 540 000	SELL	1
14.12.2012	13.12.2012	EIOF	Eidesvik Offshore ASA	CEO	0	5 000	33,00	165 000	BUY	1
14.12.2012	13.12.2012	PLCS	Polarcus Limited	Board member	0	37 500 000	6,20	232 500 000	SELL	1
14.12.2012	13.12.2012	RCL	Royal Caribbean Cruises Ltd.	CEO	1	331 583	196,68	65 215 744	SELL	1
17.12.2012	14.12.2012	AKERBP	Aker BP ASA	Board member	0	5 000	83,20	416 000	BUY	1
17.12.2012	14.12.2012	COMROD	Comrod Communication ASA	Board member	0	100 000	4,20	420 000	SELL	1
18.12.2012	17.12.2012	AKERBP	Aker BP ASA	Board member	0	2 604	83,50	217 434	SELL	1
18.12.2012	17.12.2012	BWO	BW Offshore Limited	CEO	0	100 000	4,76	476 000	BUY	1
19.12.2012	18.12.2012	PDR	Petrolia ASA	EVP	0	24 373	4,50	109 679	BUY	1
19.12.2012	19.12.2012	REPANT	Repant ASA	CEO	0	75 000	1,55	116 250	BUY	0
20.12.2012	19.12.2012	SOLV	Solvang ASA	Others	0	500 000	19,00	9 500 000	BUY	1
21.12.2012	20.12.2012	AKERBP	Aker BP ASA	Board member	0	1 516	83,50	126 586	BUY	1
21.12.2012	20.12.2012	PDR	Petrolia ASA	EVP	1	24 374	4,50	109 683	BUY	1
21.12.2012	21.12.2012	SIOFF	Siem Offshore Inc.	CEO	0	10 000	7,65	76 500	BUY	0

A.2 Deskriptiv statistikk Norge

Tabell A.1: Deskriptiv statistikk Norge

Panel A: Transaksjonsstørrelse		<i>Alle handler</i>	<i>Kjøp</i>	<i>Salg</i>
Antall observasjoner		4 351	3 356	995
Størrelse, kr	snitt	4 205 944	2 833 513	8 834 968
	median	282 134	220 625	1 054 662
	maks.	900 000 000	900 000 000	635 400 000
	min.	25 000	25 000	25 000
	std. avvik	25 607 458	21 252 522	36 295 840
	Størrelse, andel av utestående aksjer	snitt	0,257 %	0,208 %
	median	0,021 %	0,021 %	0,024 %
	maks.	42,650 %	42,650 %	32,955 %
	min.	≈ 0,000 %	≈ 0,000 %	≈ 0,000 %
	std. avvik	1,453 %	1,276 %	1,926 %

Panel B: Transaksjoner etter stilling						
	<i>Kjøp</i>			<i>Salg</i>		
	<i>Ant.</i>	<i>Snitt kr</i>	<i>Median kr</i>	<i>Ant.</i>	<i>Snitt kr</i>	<i>Median kr</i>
CEO	503	1 313 319	240 000	102	13 473 096	2 944 283
CFO	298	302 403	155 000	66	2 136 802	810 750
EVP	840	308 451	168 625	327	2 581 408	801 300
Styremedlem	1 480	4 168 674	312 349	329	17 161 122	1 767 300
Stor aksjonær	63	34 997 636	4 787 200	9	55 060 836	15 422 960
Andre	172	726 559	120 300	162	1 789 084	511 254

Panel C: Transaksjoner i serie				
	<i>Kjøp</i>		<i>Salg</i>	
	<i>Enkel</i>	<i>Serie</i>	<i>Enkel</i>	<i>Serie</i>
	3 318	38	983	12

Tabellen viser deskriptiv statistikk for handlene i det norske utvalget. Transaksjonsstørrelse er angitt både absolutt og relativt, henholdsvis i kroner og som andel av aksjekapital. Panel B angir handelsstørrelser etter innsiderens stilling. Panel C viser antall innsidemeldinger som rapporterer om flere handler (seriehandel).

A.3 Deskriptiv statistikk Sverige

Tabell A.2: Deskriptiv statistikk Sverige

		Panel A: Transaksjonsstørrelse		
		<i>Alle handler</i>	<i>Kjøp</i>	<i>Salg</i>
Antall observasjoner		14 291	9 331	4 960
Størrelse, kr	snitt	9 612 219	7 145 104	14 253 481
	median	298 650	226 700	536 160
	maks.	4 192 835 584	3 398 462 720	4 192 835 584
	min.	25 005	25 005	25 050
	std.avvik	84 521 864	71 821 304	104 140 048
Størrelse, andel av utestående aksjer	snitt	0,266 %	0,172 %	0,443 %
	median	0,011 %	0,009 %	0,014 %
	maks.	48,627 %	43,799 %	48,627 %
	min.	≈ 0,000 %	≈ 0,000 %	≈ 0,000 %
	std. avvik	1,585 %	1,025 %	2,285 %

Panel B: Transaksjoner etter stilling						
	<i>Kjøp</i>			<i>Salg</i>		
	<i>Ant.</i>	<i>Snitt kr</i>	<i>Median kr</i>	<i>Ant.</i>	<i>Snitt kr</i>	<i>Median kr</i>
CEO	608	5 611 732	445 101	220	12 829 724	1 377 302
CFO	299	423 054	120 000	182	1 819 892	348 199
EVP	2 120	1 131 140	170 155	1 307	2 789 750	525 000
Styremedlem	3 208	12 777 866	335 194	1 228	19 871 954	875 000
Stor aksjonær	1 129	17 054 398	1 229 004	567	67 121 624	1 446 692
Andre	1 967	248 455	110 278	1 456	986 663	302 408

Panel C: Transaksjoner i serie				
	<i>Kjøp</i>		<i>Salg</i>	
	<i>Enkel</i>	<i>Serie</i>	<i>Enkel</i>	<i>Serie</i>
	8 090	1 241	4 221	739

Tabellen viser deskriptiv statistikk for handlerne i det norske utvalget. Transaksjonsstørrelse er angitt både absolutt og relativt, henholdsvis i kroner og som andel av aksjekapital. Panel B angir handelsstørrelser etter innsiderens stilling. Panel C viser antall innsidemeldinger som rapporterer om flere handler (seriehandel).

Appendiks B – Diagnostikktester for kryss-seksjonelle regresjoner

Tabell A.3: Diagnostikktester for kryss-seksjonelle regresjoner – abnorm avkastning

Panel A: Linktest				
	Kjøp (MM)	Salg (MM)	Kjøp (FF3)	Salg (FF3)
<i>hat</i>	0.9447*** (0.112)	0.7214*** (0.1961)	0.9032*** (0.1267)	0.4602** (0.2277)
<i>hat</i> ²	0.0183 (0.0243)	-0.4487*** (0.1594)	0.0399 (0.0341)	-0.5011*** (0.1560)
<i>Konstant</i>	0.0247 (0.0826)	0.0202* (0.0857)	0.0368 (0.0842)	-0.0421 (0.0923)
Panel B: VIF				
	Kjøp (MM)	Salg (MM)	Kjøp (FF3)	Salg (FF3)
<i>Post53</i>	1,02	1,01	1,05	1,01
<i>CAR_{6m}</i>	1,01	1,01	1,03	1,05
<i>CAR_{6m} × Post53</i>	1,02	1,01	1,06	1,04
<i>lnDelay</i>	1,01	1,02	1,01	1,02
<i>TradeSize</i>	1,04	1,04	1,04	1,04
<i>Book- to- Market</i>	1,03	1,04	1,03	1,04
<i>MarketCap</i>	1,04	1,04	1,04	1,04
<i>R&D</i>	1,02	1,01	1,02	1,01
<i>Loss</i>	1,03	1,05	1,03	1,05
Panel C: Heteroskedastisitet				
	Kjøp (MM)	Salg (MM)	Kjøp (FF3)	Salg (FF3)
χ^2	3143,40	569,46	2743,98	1633,72
<i>p- verdi</i>	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

*, ** og *** indikerer signifikans på henholdsvis 10, 5 og 1 % signifikansnivå.

Panel A rapporterer resultater fra linktest for misspesifikasjon,

Panel B rapporterer variansinflasjonsfaktorer (VIF), og

Panel C rapporterer kjikvadrat-verdier for Breusch-Pagan test for heteroskedastisitet for de fire spesifikasjonene i tabell 6.9.