

SNF-rapport nr. 10/06

Meglerhusene på Oslo Børs *Analytikers informasjonsmiljø og egenskaper ved analytikers resultatestimer*

av

Marius Aabø

SNF-prosjekt nr. 7885
Immaterielle verdiskapning – verdsettelse
og finansiering av IKT

PROGRAMOMRÅDET TELEØKONOMI

Denne publikasjonen inngår i en serie arbeidsnotater og rapporter om teleøkonomi fra Samfunns- og næringslivsforskning AS (SNF). Hovedmålsettingen med SNFs forskningsprogram om teleøkonomi er å studere teleindustriens reguleringsprosess, og de økonomiske og organisatoriske konsekvenser av endringer i marked, teknologi og regulering. Forskningsprogrammet er forankret i Senter for økonomisk politikk, Senter for strategi og ledelse og Senter for finansiell økonomi ved SNF. Programmet er finansiert av Telenor AS.

SAMFUNNS- OG NÆRINGSLIVSFORSKNING AS
BERGEN, 2006

© Dette eksemplar er fremstilt etter avtale med KOPINOR, Stenergate 1, 0050 Oslo. Ytterligere eksemplarfremstilling uten avtale og i strid med åndsverkloven er straffbart og kan medføre erstatningsansvar.

ISBN 82-491-0433-1 **Trykt versjon**
ISBN 82-491-0435-8 **Elektronisk versjon**
ISSN 0803-4036

Forord

Denne utredningen er utarbeidet som en avsluttende del av mitt masterstudium i bedriftøkonomisk analyse ved Norges Handelshøyskole og som et ledd i et større arbeid rundt teleøkonomi ved SNF i Bergen.

Mandatet for utredningen legger føringer for en bred teoretisk basis, men gir ellers frie rammer i forhold til innhold. Utredningen tar utgangspunkt i en forskningsgren preget av et bredt teoretisk grunnlag og utallige tidligere studier, noe som har vært en medvirkende årsak til at sluttproduktet i dag fremstår som omfattende både teoretisk og empirisk. Egne analyser tar utgangspunkt i et relativt stort og komplekst datamateriale som har vært tidkrevende å få på plass, sammenstille og kvalitetssikre. Prosessen har vært lang, med gjennomgang av teori og tidligere forskning, innsamling av data, strukturering, analyse og ikke minst skriving.

I arbeidet har jeg nytt godt av hjelp og støtte fra flere hold. Spesielt vil jeg takke Christian Pedersen og Carl Grapenfelt i JCF Group som gjennom et møysommelig arbeid har bidratt med data for utgitte analytikerestimater fra FactSet/JCF Estimates. Videre ønsker jeg å takke Randi Hovde, Statistikkansvarlig ved Oslo Børs, for verdifulle innspill i datainnsamlingen og Lynn Hodgkinson ved University of Wales for innspill med hensyn til meglerhus og forretningsforhold. Sist, men ikke minst, vil jeg takke mine veiledere Frode Sættem og Kjell Henry Knivsflå som ga meg sjansen til å arbeide med dette temaet og som bidro med struktur, retning og gode tilbakemeldinger.

Bergen, 1.mars 2006

Innholdsfortegnelse

1.	INNLEDNING	1
2.	INFORMASJON I FINANSIELLE MARKEDER	4
2.1	HYPOTESEN OM EFFISIENTE MARKEDER	4
2.1.1	<i>Modell for effisiente markeder</i>	5
2.1.2	<i>Forutsetninger for effisiente markeder</i>	7
2.2	UMULIGHETEN AV EFFISIENTE MARKEDER	8
2.2.1	<i>Modell for ineffisiente markeder</i>	8
2.2.2	<i>Effisiens eller ineffisens – to ytterpunkter</i>	11
2.2.3	<i>Post announcement drift</i>	12
2.3	INFORMASJONSMILJØ OG ANALYTIKERE	14
2.3.1	<i>Informasjonsproblemet</i>	16
2.3.2	<i>Agentproblemet</i>	18
2.3.3	<i>Analytikere og institusjonell teori</i>	21
2.4	VERDIRELEVANT INFORMASJON	25
2.4.1	<i>Fundamental analyse og verdsettelse</i>	26
2.4.2	<i>Verdirelevans</i>	34
3.	MODELLER FOR OFFENTLIGGJØRING OG ANALYTIKERESTIMAT	43
3.1	EFFISIENSBASERT OFFENTLIGGJØRING	45
3.2	DISKRESJONSBASERT OFFENTLIGGJØRING	48
3.3	ASSOSIASJONSBASERT OFFENTLIGGJØRING	50
3.4	MODELL SOM INKLUDERER ANALYTIKERE	52
3.4.1	<i>Investorers usikkerhet med hensyn på avkastning</i>	54
3.4.2	<i>Spredning og presisjon i estimater med hensyn på avkastning</i>	55
3.4.3	<i>Investorers usikkerhet med hensyn på offentliggjøring</i>	56
3.4.4	<i>Investorers oppfattelse og markedsrespons</i>	57
4.	EGENSKAPER VED ANALYTIKERESTIMAT	61
4.1	TEKNOLOGIBOBLEN	61
4.2	NØYAKTIGHET I ANALYTIKERESTIMAT	63
4.2.1	<i>Hypoteser om analytikerestimat og tidsserieestimat</i>	65
4.2.2	<i>Hypoteser om analytikers treffsikkerhet</i>	66
4.3	SKJEVHET I ESTIMAT	67
4.3.1	<i>Incentivbasert teori</i>	67
4.3.2	<i>Teori basert på kognitiv tilbøyelighet</i>	70

4.3.3	Øvrige teorier.....	71
4.3.4	Hypoteser om skjevhet i estimat.....	71
4.4	EFFISIENS I ESTIMAT.....	72
4.4.1	Hypoteser om effisiens i estimat.....	73
4.5	FORSKJELLER MELLOM MEGLERHUS.....	74
4.5.1	Hypotese om tverrgående sammenlikning.....	75
5.	EMPIRISK METODE.....	76
5.1	ANALYTIKERESTIMAT OG TIDSSERIEESTIMAT.....	76
5.2	ANALYTIKERES TREFFSIKKERHET.....	78
5.3	SKJEVHET I ESTIMAT.....	80
5.4	EFFISIENS I ESTIMAT.....	82
5.5	TVERRGÅENDE SAMMENLIKNING.....	85
6.	TIDLIGERE EMPIRISKE STUDIER.....	86
6.1	ANALYTIKERESTIMAT OG TIDSSERIEESTIMAT.....	87
6.2	ANALYTIKERES TREFFSIKKERHET.....	89
6.3	SKJEVHET I ESTIMAT.....	90
6.4	EFFISIENS I ESTIMAT.....	93
6.5	TVERRGÅENDE SAMMENLIKNING.....	95
7.	DATAUTVALG.....	97
8.	ANALYSE OG RESULTATER.....	106
8.1	ANALYTIKERESTIMAT OG TIDSSERIEESTIMAT.....	106
8.2	NØYAKTIGHET I ESTIMAT.....	109
8.3	SKJEVHET I ESTIMAT.....	112
8.4	EFFISIENS I ESTIMAT.....	114
8.5	TVERRGÅENDE SAMMENLIKNING.....	118
9.	KONKLUSJON.....	122
	LITTERATURLISTE.....	125
	VEDLEGG A: ANALYSEVARIABLER.....	138
	VEDLEGG B: ESTIMAT PR MEGLERHUS.....	139
	VEDLEGG C: ESTIMAT PR SELSKAP.....	140
	VEDLEGG D: TESTMETODER REGRESJON.....	142

Figuroversikt

Figur 1. Akkumulert avkastning og tid etter resultatoverraskelse

Figur 2. Akkumulert avkastning og tid etter resultatoverraskelse for vekst- og verdiselskaper

Figur 3. Kapital og informasjonsstrømmer i et kapitalmarked

Figur 4. Forholdet mellom diskresjon og regnskapsperiodisering

Figur 5. Determinanter for incentivbasert skjevhet i analytikerestimat

Figur 6. Gjennomsnitt og median i en skjev fordeling

Figur 7. Estimerer pr. år

Figur 8. Individuell absolutt proporsjonal estimeringsfeil, APFE

Figur 9. Individuell proporsjonal estimeringsfeil, PFE

Figur 10. Individuelle estimat pr. horisont (måned)

Figur 11. Individuelle estimat pr. horisont (halvår)

Tabelloversikt

Tabell 1. Tidligere resultater for analytikerestimat og tidsserieestimat

Tabell 2. Tidligere resultater for analytikers treffsikkerhet

Tabell 3. Tidligere resultater for skjevhet i estimat

Tabell 4. Tidligere resultater for effisiens i estimat

Tabell 5. Tidligere resultater for tverrgående sammenlikning

Tabell 6. Dataserier som benyttes i analysen

Tabell 7. Årlig markedskapitalisering OSE

Tabell 8. Markedets EP rate

Tabell 9. Sektorinndeling

Tabell 10. Typer meglerforhold pr. år

Tabell 11. Resultater for analytikers informasjonsfordel mot tidsserieestimat

Tabell 12. Resultater for analytikers absolutt proporsjonale estimeringsfeil

Tabell 13. Estimeringsfeil etter utvalg

Tabell 14. Estimeringsfeil etter horisont

Tabell 15. Resultater for skalert reell endring mot skalert estimert endring i resultat pr. aksje

Tabell 16. Resultater for differanse mellom reelt og estimert resultat pr. aksje mot tidligere endring

Tabell 17. Resultater for skalert reell endring mot informasjon i aksjepris

Tabell 18. Resultater for absolutt proporsjonal estimeringsfeil etter meglerhus

Tabell 19. Estimeringsfeil etter meglerhus

Tabell 20. Sammenstilling av hypoteser og resultater fra de empiriske analysene

1. Innledning

Denne utredningen tar utgangspunkt i kapitalmarkedsbasert regnskapsforskning og søker å se nærmere på finansanalytikerens¹ informasjonsomgivelser og egenskaper ved analytikerestimat for resultat pr. aksje for selskaper ved Oslo Børs i perioden 1997-2004 i form av nøyaktighet, skjevhet og effisiens. Spesielt vil utredningen ta for seg hvordan analytikerens estimater kan påvirkes av forretningsforhold mellom meglerhus og selskaper det estimeres for², og hvorvidt vi kan identifisere avvikende egenskaper for estimater gitt for teknologiselskap og estimater gitt under teknologiboblen ved Oslo Børs fra 1998 til første del av 2000. Utredningen vil også adressere forskjeller i analytikerens treffsikkerhet mellom ulike estimeringshorisonter og mellom ulike meglerhus.

Motivasjon

Generelt finnes det minst fem ulike motivasjoner for forskning på tidsserieegenskaper ved resultat og analytikerestimat gjennom kapitalmarkedsbasert regnskapsforskning (Watts & Zimmermann (1986), Schipper (1991) og Brown (1993)). For det første er analytiker- og ledelsestimater en viktig informasjonskilde i kapitalmarkeder. Estimaten påvirker dermed informasjonsmiljøet og influerer nivå på og volatilitet i aksjepriser. Det finnes en omfattende litteratur som omhandler informasjonsmiljøets natur, tilbud og etterspørsel etter estimater, incentiver som ledelse og analytikere står overfor og incentivenes effekt på egenskaper ved estimaten, og effekten av egenskaper ved estimater på volatilitet i aksjeavkastning og kapitalkostnad. Innen denne forskningsgrenen utgjør estimater essensielle inndata for analysearbeid.

For det andre stilles det i stadig større grad spørsmål ved hypotesen om effisiente markeder, både teoretisk og empirisk, blant annet gjennom modeller for atferdsbasert finans. Regnskapsbasert kapitalmarkedsforskning har produsert bevis som er tilsynelatende

¹ Finansanalytisk virksomhet defineres av Norske Finansanalytikerens Forening (2004) som virksomhet i verdipapirforetak i form av finansanalyse, rådgivning, handel med og forvaltning av finansielle instrumenter og annen formue.

² Såkalt corporate-virksomhet, altså virksomhet verdipapirforetakene utøver som tilretteleggere og rådgivere i forbindelse med omstrukturering av utstedere, herunder oppkjøp, fusjon, fusjon, emisjon i første- og annenhåndsmarkedet, samt børsnoteringer (Birkeland & Gravir (2002)).

inkonsistente med markedseffisiens. En fellesnevner for denne type forskning er å vise at aksjeavkastning er forutsigbar, og at graden av forutsigbarhet er relatert til tidsserieegenskapene ved overskudd og/eller analytikerestimat. Dette medfører etterspørsel etter forskning på disse egenskapene.

For det tredje er nær sagt alle verdsettelsesmodeller direkte eller indirekte bygget på bruk av overskuddsestimater. Neddiskontert kontantstrøm-modeller (Fama & Miller (1972)) benytter ofte overskuddsestimater, med noen justeringer, som indikator på forventet kontantstrøm. De analytisk ekvivalente residualinntektsmodellene (Ohlson (1995), Feltham & Ohlson (1995)) neddiskonterer estimerte overskudd fratrukket "normalt" overskudd.

For det fjerde fremmer positiv regnskapsteori hypoteser om at ledelsen i selskaper effisient eller opportunistisk styrer overskudd, og søker å forklare lederes valg av offentliggjøringsprosedyrer. I denne forskningen er det ofte behov for å isolere et normativt overskudd som kalkuleres ved hjelp av en tidsseriemodell for overskudd. For eksempel kan testing av hypoteser om overskuddsglatting undersøke egenskaper ved henholdsvis normative og glattede tidsserier for overskudd.

Til slutt benytter kapitalmarkedsforskning på relasjonen mellom regnskapsinformasjon og aksjeavkastning ofte en modell for forventet overskudd for å separere overraskelseskomponenten ved overskudd fra den forventede komponenten. I et effisient marked er den forventede komponenten ukorrelet med fremtidig avkastning, som måles over offentliggjøringsperioden eller over analyseperioden for assosiasjonsstudiet. En forventet komponent som inkluderes i den estimerte indikatoren for overraskelseskomponenten fungerer som støy eller målefeil i indikatoren og svekker den estimerte relasjonen mellom overskudd og avkastning. Graden av assosiasjon mellom overskudd og avkastning er dermed kritisk avhengig av nøyaktigheten til overraskelsesindikatoren som benyttes. Dette gir opphav til en naturlig etterspørsel etter forskning på tidsserieegenskapene ved overskudd og analytikerestimater.

Kjøps- og salgsside-analytikere

Det finnes et bredt utvalg teoretisk litteratur som omhandler analytikerestimat. Ved en gjennomgang av analytikerestimat er det imidlertid nødvendig å merke seg at estimater kan utarbeides av både kjøps- og salgsside-analytikere. Analytikere fra meglerhus og

investeringsbanker innen bransjen for finansielle tjenester utgir salgsside-estimer, mens kjøpside-estimer typisk utgis av analytikere ansatt innen fondsforvaltning eller andre institusjonelle investorer. De sistnevnte estimatene er normalt ikke offentlig tilgjengelige og benyttes primært for interne allokering- og seleksjonsavgjørelser i portefølje-sammensetningen. Denne utredningen vil være bygget rundt salgsside-estimer.

Struktur

Utredningen er bygget opp i to hovedseksjoner; teori og empiri. For å danne en bakgrunn for analytikerens funksjon vil jeg i kapittel 2 ta for meg informasjon i finansielle markeder og knytte dette temaet opp mot analytikerens informasjonsmiljø og på hvilken måte analytikerne teoretisk kan tilføre markedet verdirelevant informasjon. Kapittel 3 bygger på grunnlinjene nedlagt i kapittel 2 og gir en gjennomgang av teori for regnskapsmessig offentliggjøring og presenterer modeller for analytikerestimat i relasjon til offentliggjøring av regnskapsmessig informasjon. Den teoretiske gjennomgangen kulminerer i kapittel 4, med teori for egenskaper ved analytikerestimat og fremsetting av hypoteser for testing i utredningens empiriske del. Kapittel 5 og 6 tar for seg henholdsvis empirisk metode og resultater fra tidligere relatert forskning, mens de påfølgende to kapitlene dykker ned i utredningens praktiske analyse med beskrivelse av datagrunnlag, utvalg og resultater. Kapittel 9 oppsummer utredningens bidrag og forsøker å sette fokus på relevante områder for videre forskning.

Grunnet utredningens separering mellom teori og empiri vil det forekomme at teori og empiriske resultater fra samme litteratur blir behandlet i ulike deler av utredningen.

2. Informasjon i finansielle markeder

Formålet med dette kapitlet er å gi en bakgrunnsforståelse for informasjonsmiljøet i kapitalmarked og etablere en teoretisk begrunnelse for analytikerens eksistens og rolle i disse markedene. Gjennomgangen tar utgangspunkt i debatten om effisiente kontra ineffisiente marked og trekker dette over i implikasjonen for analytikernes spesifikke informasjonsmiljø, blant annet gjennom informasjons- og agentproblemer. Til slutt i kapitlet vil jeg gjennom verdsettelsesmodeller og verdirelevans se nærmere på det teoretiske grunnlaget for hvordan analytikere kan tilføre markedet verdirelevant informasjon.

2.1 Hypotesen om effisiente markeder

Kapitalmarkedets hovedoppgave er allokering av eierskap til kapitalbeholdningen i en økonomi. Et generelt ideal for et slikt marked er i følge Fama (1970) en situasjon der priser gir nøyaktige signaler for ressursallokering; altså et marked der selskaper kan foreta produksjons- og investeringsavgjørelser, og investorer kan velge mellom aktiva, under antakelse om at priser på aktiva til enhver tid reflekterer all tilgjengelig informasjon. Et slikt marked defineres av Fama som ”effisient”.

Hypotesen om effisiente markeder og dens implikasjon for *fravær av arbitrasje* (Fundamental Theorem of Asset Pricing) og *lov om en pris* er utgangspunkt for en stor del av tradisjonell finansiell teori vedrørende alt fra opsjonsprising til kapitalstruktur. Hvorvidt markeder er informasjonsmessig effisiente er av stor betydning for både investorer, ledelse, mellommenn og andre aktører i et finansmarked av den enkle grunn at prisene på aktiva påvirkes av finansiell informasjon og at det er disse prisene som avgjør fordelingen av verdier mellom selskap og individer. På hvilken måte markedet genererer, fordeler og reagerer på informasjon er derfor kritiske faktorer for markedets funksjon, noe som bidrar til å forklare det store omfanget av, og interessen for, forskning på dette området.

Hypotesen om effisiente markeder har omfattende implikasjoner og er svært omstridt og debattert blant både akademikere og profesjonelle aktører innen finans og regnskap. Et eksempel er at de fleste aktører som kjøper og selger aksjer gjør dette på bakgrunn av

antakelser om at aksjene de kjøper er verdt mer enn prisen de betaler, mens aksjer de selger er verdt mindre enn prisen de mottar. Dersom markedene var effisiente og gjenspeilet all tilgjengelig informasjon ville aksjehandel med formål om å slå markedet kun være et sjansespill med null forventning snarere enn en strategi basert på evne.

2.1.1 Modell for effisiente markeder

Opphavet til effisiens-standarden kan i stor grad spores til Eugene Famas (1965) doktoravhandling, der han argumenter for at all informasjon fullt ut vil gjenspeiles i priser i et aktivt marked med mange opplyste investorer med rasjonelle forventninger hvor tilgang til informasjon er tilnærmet kostnadsfri. På denne måten kan ingen informasjon eller analyse forventes å ha en positiv meravkastning over en fornuftig benchmark (markedet):

”An efficient market is defined as a market where there are large numbers of rational, profit-maximizers actively competing, with each trying to predict future market values of individual securities, and where important current information is almost freely available to all participants. In an efficient market, competition among the many intelligent participants leads to a situation where, at any point in time, actual prices of individual assets already reflects the effects of information based both on events that have already occurred and on events which, as of now, the markets expects to take place in the future. In other words, in an efficient market at any point in time the actual price of a security will be a good estimate of its intrinsic value”

Fama (1965: 56)

En nærmere spesifisering og oppsummering av modellene rundt effisiente markeder finner vi i Fama 1970. Et felles utgangspunkt for de aller fleste modellene er at betingelsene for markedslikevekt kan uttrykkes gjennom forventet avkastning. De kan dermed notasjonsmessig beskrives som følger:

$$(1) \quad E(\tilde{p}_{j,t+1} | \Phi_t) = [1 + E(\tilde{r}_{j,t+1} | \Phi_t)] p_{j,t} ,$$

der E representerer forventet verdi; $p_{j,t}$ er prisen på aktivum j ved tid t ; $p_{j,t+1}$ er prisen ved tid $t+1$, $r_{j,t+1}$ er én-periodisk prosentvis avkastning $(p_{j,t+1} - p_{j,t})/p_{j,t}$, Φ_t er et generelt

symbol for det sett informasjon som antas å være fullstendig reflektert i prisen ved tid t ; og tildene angir stokastiske variabler.

Forventet avkastning betinget på informasjonssettet tilgjengelig ved tid t , $E(\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t)$, er avhengig av den spesifikke teorien for forventet verdi som anvendes. Den betingede notasjonen angir, uansett hvilken teori som anvendes, at informasjonen i Φ_t er fullstendig inkludert i fastsettelsen av forventet avkastning i likevekt. På denne måten blir Φ_t også fullstendig reflektert i prisen $p_{j,t}$. Så lenge informasjonen er fullstendig inkludert i prisen ved tidspunkt t (altså effisiente markeder) vil prisutviklingen følge en "random walk" med forventet avkastning lik null. Vi får da at:

$$(2) \quad E(\tilde{r}_{j,t+1}|\Phi_t) = 0$$

som igjen medfører at:

$$(3) \quad p_{j,t} = E(\tilde{p}_{j,t+1}|\Phi_t).$$

Dette uttrykket er definisjonen på at den stokastiske prosessen $\tilde{p}_{j,t+1}$ er en Martingale³ med hensyn til informasjonen Φ_t (Danthine & Donaldson (2002)).

Antakelsene om at markedslikevekt kan uttrykkes ved forventet avkastning og at forventet avkastning i likevekt baseres på og reflekter informasjonssettet Φ_t gir en viktig empirisk implikasjon; nemlig at det ikke kan finnes strategier x basert på informasjonssettet Φ_t som har forventet avkastning utover likevektsforventningen. Vi kan la:

$$(4) \quad x_{j,t+1} = p_{j,t+1} - E(p_{j,t+1}|\Phi_t).$$

Som i kombinasjon med (3) gir:

$$(5) \quad x_{j,t+1} = p_{j,t+1} - p_{j,t}, \text{ som innebærer at}$$

³ Martingale innebærer en random walk med ingen forventet endring.

$$(6) \quad E(\tilde{x}_{j,t+1} | \Phi_t) = 0.$$

Likning (6) angir, ved definisjon, at $x_{j,t}$ er et "rettferdig spill" med hensyn til informasjonssettet. Økonomisk angir $x_{j,t+1}$ forskjellen mellom observert pris ved tid $t+1$ og den forventede prisen etablert ved tid t basert på informasjonssettet Φ_t .

2.1.2 Forutsetninger for effisiente markeder

I forbindelse med markedsforholdene rundt effisient tilpasning av priser til informasjon, trekker Fama (1965) fram nødvendigheten av å skille mellom tilstrekkelige og nødvendige betingelser. I utgangspunktet er følgende betingelser tilstrekkelige for å oppnå effisiens:

1. Fravær av transaksjonskostnader knyttet til handel med aktiva
2. Ingen aktører har kostnader ved å tilegne seg all tilgjengelig informasjon
3. Alle aktører er enige om den tilgjengelige informasjonens implikasjoner for dagens pris og fremtidig distribusjon av pris for aktivumet

Det er åpenbart at disse betingelsene ikke synes realistiske i dagens markedssituasjon, men det er derfor viktig å merke seg at vi her snakker om tilstrekkelige og ikke nødvendige betingelser. For eksempel vil ikke store transaksjonskostnader bety at priser ikke reflekterer all tilgjengelig informasjon så lenge de involverte tar hensyn til all tilgjengelig informasjon. På samme måte kan markedet være effisient så lenge et tilstrekkelig antall aktører, men ikke alle, har tilgang til all informasjon. Og selv om investorer i stor grad er uenige om implikasjonen av et gitt informasjonssett betyr ikke dette at markedet er ineffisient, med mindre det finnes investorer som vedvarende gjør bedre vurderinger på bakgrunn av informasjonen enn det som er implisert i prisen. Brealey & Myers (2003) understreker forøvrig det faktum at seleksjon ikke systematisk kan slå markedet.

Så lenge priser er fullstendig avslørende og det ikke finnes noen strategi med forventet unormal avkastning kan fremtidig pris bare være uforutsigbar. Dette betyr at individuelle spekulanter ikke har noe behov for egen informasjon og de vil derfor heller ikke være villig til å betale for å motta slik informasjon. Finansanalytikerens rolle som formidler og utarbeider av informasjon undergraves på denne måten av hypotesen om effisiente markeder.

2.2 Umuligheten av effisiente markeder

I motsetning til Fama (1965) peker Grossmann & Stiglitz (1980) på umuligheten av et informasjonsmessig effisient marked. Bakgrunnen for denne påstanden er at dersom konkurransemessig likevekt defineres som at priser er slik at all arbitrasje er eliminert, kan ikke en konkurransebasert økonomi til enhver tid befinne seg i likevekt (Grossman & Stiglitz (1980)). Rasjonale bak denne påstanden ligger i at informasjon som gir opphav til arbitrasje er kostbart, og at aktører som driver arbitrasje ikke vil få noen avkastning på slik aktivitet med mindre markedet ikke alltid er i likevekt. Grossmann & Stiglitz baserer seg på modellen om rasjonelle forventninger fremmet av Lucas (1976) og fremmer en modell med en likevektsgrad av ulikevekt der priser kun delvis reflekterer den informasjonen som informerte aktører har kjennskap til.

2.2.1 Modell for ineffisiente markeder

I markedet finnes et risikofritt aktivum med avkastning R og et risikabelt aktivum med tilfeldig periodevis avkastning u , som består av to tilfeldig variable komponenter: en observerbar θ til kostnad c og en uobserverbar ε .

$$(7) \quad u = \theta + \varepsilon$$

Det finnes to typer aktører; de informerte som observerer θ og de uinformerte som kun observerer pris. Aktørene er *ex ante* identiske og skilles kun etter om de har brukt c for å motta informasjon eller ikke. De informerte aktørenes etterspørsel er avhengig av θ og prisen P på det risikable aktivumet. Uinformerte aktørers etterspørsel er kun avhengig av P . Etter Lucas antas det imidlertid at aktørene har rasjonelle forventninger; de observerer relasjonen mellom avkastningsdistribusjon og pris, og benytter dette for å fastslå etterspørselen etter det risikable aktivum. Dersom x angir tilbudet av det risikable aktivumet og en prosentandel λ av aktørene er informert vil likevekt være gitt ved prisfunksjonen $P_\lambda(\theta, x)$, slik at tilbud er lik etterspørsel. Vi antar at de uinformerte aktørene ikke kan observere x og at de ikke direkte kan få kjennskap til θ ved å observere $P_\lambda(\theta, x)$ ettersom de ikke kan skille mellom prisvariasjoner som følge av endring i de informerte aktørenes

informasjon og prisvariasjoner som følge av endring i aggregert tilbud. Imidlertid vil $P_\lambda(\theta, x)$ avsløre noe av de informerte aktørenes informasjon.

Ved å benytte nyttefunksjoner og antakelser om risikoaversjon kan man beregne forventet nytte for henholdsvis en informert og uinformert aktør. En generell likevekt, der ingen ønsker å endre tilstand fra uinformert til informert eller *vice versa* inntreffer når forventet nytte er lik for begge type aktører. Det er viktig her å ta i betraktning at forventet nytte for en informert aktør er en avtakende funksjon av antallet informerte aktører. Dette skyldes to forhold:

1. Når flere aktører observerer θ gir variasjoner i denne større effekt på aggregert etterspørsel og dermed også på pris. Prisprosessen blir således mer informativ, noe som medfører at en større del av de informertes informasjon blir tilgjengelig for de uinformerte når disse observerer prisbevegelser. Videre gjør mer informative priser at informasjonsasymmetrien mellom informerte og uinformerte blir svakere, noe som reduserer den relative verdien av å være informert.
2. Flere informerte aktører i forhold til uinformerte medfører at den relative gevinsten en informert aktør kan tjene pr. capita ved å handle med en uinformert reduseres.

Antallet informerte og uinformerte aktører i likevekt er avhengig av kostnaden ved informasjon, i hvilken grad prissystemet er informativt i motsetning til preget av støy og hvor informativt signalet θ er i forhold til avkastningen u på det risikable aktivumet. I likevekt kan handel mellom ulike aktører skje på bakgrunn av ulik grad av risikoaversjon, forskjeller i formue eller ulike oppfatninger. Oppfatningene kan i likevekt være like i to situasjoner; dersom alle aktørene er informert eller dersom alle aktørene er uinformert. Karakteriseringene av likevekten over kan oppsummeres i følgende antakelser:

Antakelse 1: Prissystemets informasjonsinnhold er økende med antallet informerte aktører.

Antakelse 2: Forventet nytte av å være informert relativt til å være uinformert er avtakende med antall informerte aktører.

Antakelse 3: Andelen informerte aktører i likevekt er avtakende med informasjonens kostnad.

Antakelse 4: Prissystemets informasjonsinnhold er økende med kvaliteten på den informertes informasjon, θ , ettersom de informertes etterspørsel i større grad vil reflekteres av informasjonen og gi priser som dermed er sterkere korrelert med θ . Effekten av dette på det relative antallet informerte og uinformerte aktører i likevekt er ikke entydig, ettersom bedre kvalitet på θ i tillegg til å øke verdien av å være informert også øker verdien av å være uinformert gjennom at prissystemet blir mer informativt.

Antakelse 5: Prissystemets informasjonsinnhold er avtagende med mengden støy. Økt støy medfører dermed at forventet nytte av å være uinformert reduseres og vil i likevekt gi større andel informerte aktører.

Antakelse 6: Dersom det ikke eksisterer noe støy vil priser reflektere all tilgjengelig informasjon og ingen vil ha incentiv til å kjøpe informasjon. Den eneste mulige likevekten er da en likevekt uten informasjon. Men dersom alle er uinformert vil ikke prissystemet gi noe informasjon og det må derfor lønne seg å bli informert. Dersom kostnaden ved å tilegne seg informasjon er tilstrekkelig lav vil alle ønske å bli informert. Det finnes dermed ingen konkurransebasert likevekt.

Antakelse 7: Når andre faktorer holdes likt vil markeder være lite likvide når andelen informerte aktører, λ , er nær 0 eller 1. For eksempel vil likviditeten være lav ved lite støy ($\lambda \approx 0$) eller når kostnaden ved informasjon er veldig lav ($\lambda \approx 1$).

Grossman & Stiglitz viser altså at dersom hypotesen om effisiente markeder er sann og informasjon er dyrt å tilegne seg, så vil konkurransebaserte markeder bryte sammen (antakelse 6). Gratis informasjon er en nødvendighet for at priser skal reflektere all tilgjengelig informasjon. Men dette utgjør et paradoks ettersom prissystemer og konkurransebaserte markeder er viktige kun når informasjon er kostbar. Det er altså en fundamental konflikt mellom markedets effisiens i spredning av informasjon og incentivene til å samle informasjon blant markedsaktørene. På bakgrunn av Grossman & Stiglitz artikkel er det uansett mulig å rasjonalisere analytikerens rolle i markedet som bidragyttere til å øke kvalitet på, og senke kostnaden ved å tilegne seg, informasjon. Slik kan analytikere ha en rolle i å gjøre markedene mer effektive og øke informasjonsinnholdet i priser på risikable aktiva. Etter antakelse 7 vil vi vente at slik aktivitet medfører mindre likvide markeder ettersom investorers oppfatninger om fremtiden jevnes ut.

2.2.2 Effisiens eller ineffisiens – to ytterpunkter

I følge Danthine & Donaldson (2002) utgjør både Famas hypotese om effisiente markeder og Grossmann & Stiglitz sin motteori ytterpunkter i synet på informasjonsmiljøet i finansielle markeder. De anser Grossmann & Stiglitz sin argumentasjon mer som en interessant kuriositet enn ett tema som bør holde finansforskere våkne om nettene. Samtidig avviser de ikke konseptet med rasjonelle markeder, men argumenterer for at en normal situasjon vil være at noe, men ikke all, informasjon aggregeres og reflekteres gjennom likevektsprisen. I en slik likevekt vil det fremdeles være incentiv til å samle informasjon, selv om styrken i incentivet vil være avhengig av graden av informative priser. Jo raskere og mer nøyaktig informasjon blir spredt, jo mer effektivt vil et slikt marked være. Dette er også mer forenlig med Fama (1991) sin noe reviderte definisjon av effisiente markeder, som sier at et effisient marked er et marked der avvik fra den ekstreme versjonen av effisienshypotesen skyldes informasjons- og transaksjonskostnader. Montier (2003) kritiserer imidlertid denne definisjonen som utilstrekkelig. Ifølge Fama (1970) finnes det tre ulike grader av markedseffisiens, der analytikerens eksistens kun undergraves i den sterkeste formen.

Svak markedseffisiens

Den svake formen for markedseffisiens tilsier at aksjekursene gjenspeiler all historisk pris- og volumdata. Tidserie- og trendanalyser er da verdiløse som predikeringsmetode, da all informasjon allerede finnes i kursene. Enhver ny pris- eller voluminformasjon vil, i samsvar med hypotesen, straks føre til en justering av kursene for å gjenspeile den nye informasjonen.

Halvsterk markedseffisiens

Den halvsterke formen for markedseffisiens inneholder aksjekursene all samme informasjon som i svak markedseffisiens pluss all offentlig informasjon. Dette er typisk årsregnskaper, kvartalsdata, produktlinjen til selskapet, patentrettigheter og lignende. Også her vil ny informasjon som når markedet straks gjenspeiles i aksjekursene. Dette fører til at kun de som har privat informasjon vil ha muligheten for å tjene unormal avkastning.

Sterk markedseffisiens

Ved sterk markedseffisiens vil aksjekursene reflektere all informasjon som gitt i halvsterk markedseffisiens, samt all privat informasjon om selskapet som er relevant for kursen. Det betyr at informasjonen sprer seg raskt i markedet og vil forplante seg i aksjekursene slik at det ikke er mulig å oppnå unormal avkastning. I denne formen for markedseffisiens vil ikke analytikere ha noen rolle, ettersom informasjon spres like raskt til markedet som til analytikeren.

Men selv om analytikers eksistens ved svak eller middels markedseffisiens kan rasjonaliseres, kan man allikevel trekke deres betydning i tvil. Selv om Cochrane (1999) peker på flere forhold som medfører forutsigbarhet i aksjeavkastning og grunnlag for investorer til å tjene meravkastning, er det imidlertid ikke lett å omsette dette til unormal avkastning. I forbindelse med aktiv forvaltning, altså seleksjon av aktiva på bakgrunn av under- og overprising, peker Sharpe (1991) og Treynor (1981) på umuligheten av å omsette informasjon til meravkastning utover markedets benchmark på lang sikt uavhengig av om markedene er effisiente eller ikke. I følge Sharpe (1991) skyldes dette at seleksjon er et nullsum-spill og at selv tilsynelatende suksessfulle “stock-pickers” kan tape mot benchmark når transaksjonskostnader legges til. Transaksjonskostnadene trekkes også fram av Treynor (1981) som en årsak til at det er vanskelig å oppnå positiv meravkastning til tross for ineffisiens i markedet gjennom treghet i prisreaksjoner.

2.2.3 Post announcement drift

Som det fremgår av kapittelet om markedseffisiens, innebærer effisiens at markedet umiddelbart inkluderer ny informasjon gjennom prisregulering. Finansielle offentliggjøringer kan derfor sies å inneholde ny informasjon dersom de endrer investorers oppfattelse av verdien til et aktivum (Beaver (1968)). I tiden etter denne artikkelen har forskere blitt overbevist om at offentliggjøring er relatert til både økt volatilitet i priser og høyere handelsvolum. Ball & Brown (1968) var de første til å rapportere drift i aksjeavkastning i etterkant av overskuddsannonseringer og Beaver (1968) påviste økt handelsvolum etter offentliggjøringer. I sitt begivenhetstudie finner Ball & Brown at ca 80% av informasjonen i offentliggjøringen er forventet i markedet, mens de resterende 20% medfører en

markedsreaksjon. Inkonsistent med hypotesen om effisiente markeder, viser de imidlertid at markedet bruker lang tid før den nye informasjonen reflekteres i prisen.

I senere tid er det dokumentert bevis på både over- og underreaksjon på offentliggjøringer av overskudd. DeBondt & Thaler (1985, 1987) viser resultater konsistent med at investorer, gjennom aksjepriser, overreagerer på samtidige endringer i overskudd. De rapporterer positivt forventet uvanlig overskudd for aksjer som tidligere har generert dårlige pris- og overskuddsresultater, og omvendt. Dette kan i følge Bernard & Thomas (1990) tolkes som at tidligere periodes aksjepris overreagerer på utviklingen i overskudd. Denne tolkingene støttes av DeBondt & Thaler (1990). Bernard & Thomas (1990) viser også at den initielle prisreaksjonen er for lav, og at inkluderingen av ny informasjon foregår over en periode på minst seks måneder. Markedet har altså initelt en underreaksjon, men samlet en overreaksjon, på informasjon som bryter med markedets forventninger.

At positive overskuddsoverraskelser er relatert til positiv påfølgende avkastning på kort sikt er illustrert i modellen nedenfor, der akkumulert avkastning vises på y-aksen, og x-aksen viser dager eller offentliggjøring for selskap med henholdsvis negativ og positiv overraskelse.

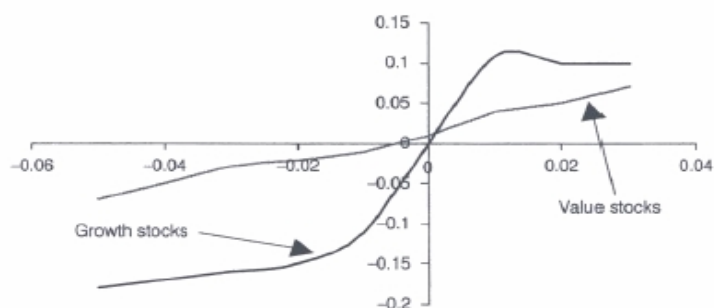


The next figure shows the size of the cumulative returns after a quarter for growth and value stocks as a

Figur 1. Akkumulert avkastning og tid etter resultatoverraskelse (Skinner & Sloan (1999))

Denne forutsigbarheten i markedet kalles post earnings announcement drift, og er et åpenbart brudd på hypotesen om effisiente markeder. Foster, Olsen & Shevlin (1984) viser på bakgrunn av over 56 000 observasjoner fra Compustat i perioden 1974 til 1981 at denne systematiske unormale avkastningen er vedvarende i intervallet +1 til +60 dager etter offentliggjøring for forventingsmodeller basert på tidsserier for kvartalsresultat. Et viktig funn er også at 85% av variasjonen i den unormale avkastningen kan forklares ved hjelp av fortegn og størrelse på estimeringsfeil og selskapsstørrelse. Den akkumulerte unormale

avkastningen er mer positiv (negativ) ved større positive (negative) overraskelser, og driften er sterkest for små selskaper. Som en videreføring av faktoren for selskapsstørrelse viser Skinner & Sloan (1999) at reaksjonen på overraskelser er sterkere for vekst-selskaper enn for verdi-selskaper (Fama-French faktorene).



Figur 2. Akkumulert avkastning og tid etter resultatoverraskelse for vekst- og verdiselskaper (Skinner & Sloan (1999))

Dette fenomenet viser at markedene ikke alltid er rasjonelle og effisiente. For å forklare post announcement drift kan man ta utgangspunkt i finansiell atferdsteori. Tversky & Kahneman (1974) var de første som virkelig slo fast betydningen av psykologi i finansmarkeder gjennom sin oppsiktsvekkende “prospect theory”, som viser at mennesker handler irrasjonelt med hensyn til vekting av sannsynligheter og ulik risikoaversjon for henholdsvis tap og gevinst.

Uansett om hypotesen om effisiente markeder forkastes eller godtas, vil markedet alltid kun bestå av enkeltmennesker med sine individuelle oppfattelser og tenkemåter. Selv om for eksempel en likevektspris gjenspeiler all tilgjengelig informasjon, kan den menneskelige faktoren gjøre at analytikere har en jobb å gjøre på veien til likevekten.

2.3 Informasjonsmiljø og analytikere

Offentliggjøring og avsløring av informasjon er kritisk for funksjonaliteten og graden av effisiens i et kapitalmarked. Dette fordi informasjon, som diskutert tidligere i utredningen, er basis for allokering av ressurser og fordeling av formue, og dermed verdirelevant. Med dette menes at informasjon har effekt på verdien til aktiva målt ved priser og handelsvolum. En stor gren innen kapitalmarkedsbasert regnskapsforskning er dedikert til å påvise slike

forhold. Slik assosiasjonsbasert forskning innen offentliggjøring vil bli nærmere behandlet i kapittel 3.

Hypotesen om verdirelevans gir også opphavet til informasjonsregulering innen finansmarkeder, ettersom både investorer, kreditorer og eiere er opptatt av samsvar mellom pris og de forhold vedkommende selskap i realiteten står overfor. Denne tanken om å tilstrebe økonomisk effisiens i markedet medfører regulering på bakgrunn av at regnskapsinformasjon kan sees som et offentlig gode. Dette fordi eksisterende aksjeeiere implisitt betaler for produksjonen av informasjon, men ikke har mulighet til å avkreve betaling fra potensielle investorer som bruker den (Beaver (1998)). Slik blir potensielle investorer gratispassasjerer, noe som potensielt medfører underproduksjon av informasjon og dermed behov for regulering⁴. En annen årsak til regulering som diskuteres av Beaver er ønsket om å sikre velferden til usofistikerte markedsaktører ved å innføre minimumskrav til informasjon, slik at informasjonskløften mellom informerte og uinformerte aktører jevnes ut og formue redistribueres.

I samsvar med informasjonsregulering er finansielle utredninger som års- og kvartalsrapporter, med resultatregnskap, balanse, fotnoter, ledelsesutgreininger og analyse, samt pålagte børs- og pressemeldinger blitt en viktig kanal for kommunikasjon mellom selskap og markedsaktører⁵. I tillegg driver noen selskaper frivillig offentliggjøring gjennom for eksempel ledelsens fremtidsutsikter og estimer, analytikerpresentasjoner og ”conference calls”. I tillegg til selskapers egne offentliggjøringer kommer avsløringer og egenprodusert informasjon fra mellommenn som finansanalytikere, sektorspesialister og media.

Healey & Palepu (2001) presenterer i sin gjennomgang av empirisk forskning på offentliggjøring et godt rammeverk for å forstå analytikerens rolle i sammenheng med selskapers offentliggjøring av informasjon. De tar utgangspunkt i at den kritiske utfordringen for enhver økonomi er optimal allokering av kapital til investeringsmuligheter. En slik allokering er problematisk av to årsaker; for det første har entreprenører typisk bedre informasjon enn sparere om den sanne verdien av investeringsmuligheter, og incentiv til å overdrive verdien

⁴ Free rider problem (Stiglitz (2000)).

⁵ Merk at kravene til regulering varierer for ulike selskapsformer og noteringer.

for å tiltrekke seg kapital (Myers & Majluf (1984)). Sparere står dermed overfor et informasjonsproblem når de skal investere i selskaper. For det andre har entreprenører incentiv til å misbruke midler som sparerne investerer (Jensen & Meckling (1976)). Sparerne har altså i tillegg et agentproblem.

2.3.1 Informasjonsproblemet

For å forklare informasjonsproblemet kan man ta utgangspunkt i den velkjente "lemons" - problemstillingen⁶ fremsatt av Akerlof (1970). "Lemons"-problemet oppstår som følge av informasjonsasymmetri og motstridende incentiver, og kan teoretisk medføre funksjonelt sammenbrudd i et kapitalmarked.

For eksempel kan vi anta at det i markedet finnes en rekke investeringsmuligheter, hvorav halvparten kan klassifiseres som "gode", på den måten at de er underpriset (forventet avkastning er høy), mens den øvrige halvparten kan klassifiseres som "dårlige", på den måten at de er overpriset (forventet avkastning er lav). Kun den respektive entreprenør bak hver enkelt idé har informasjon om den sanne tilstanden. Vi antar videre at både investorer og entreprenører handler rasjonelt og verdsetter mulighetene betinget på sin egen, private informasjon. Dersom investorene ikke kan skille mellom investeringsmulighetene, altså dersom det ikke finnes noen troverdig måte for entreprenørene å kommunisere sin mulighets sanne tilstand til investorene på, vil både entreprenørene med gode ideer og entreprenørene med dårlige ideer fremme disse som gode overfor investorene. Investorene innser dette og vil svare med å verdsette både gode og dårlige muligheter til en gjennomsnittspris.

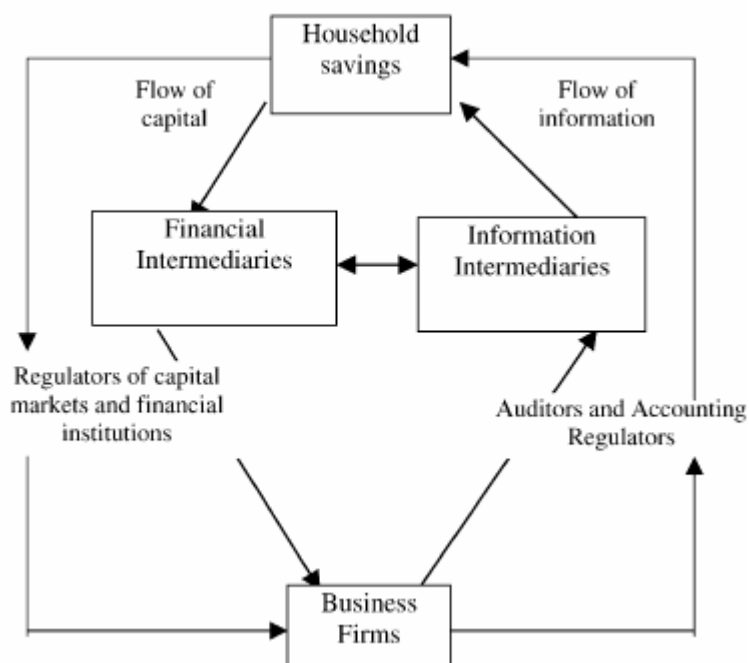
Dersom "lemons" problemet ikke løses vil derfor kapitalmarkedet rasjonelt underprise gode muligheter og overprise dårlige muligheter relativt til den informasjonen som er tilgjengelig for entreprenørene. På sikt vil man få et ugunstig utvalg og sammenbrudd i markedet ettersom overprisingen medfører et relativt sterkere tilsig av dårlige ideer kontra gode. I denne forbindelse blir også begrepet "winner's curse" (Danthine & Donaldson (2002)) aktuelt; man burde for eksempel være skeptisk dersom man kjøper en aksje fra en aktør som

⁶ Omtales i norsk litteratur ofte som "bruktbil-problemet" og har sitt opphav i Akerlof, G. 1970. The market for 'lemons': quality uncertainty and the market mechanism.

er bedre informert, ettersom man antar at aktøren handler rasjonelt og ikke vil være villig til å selge aksjen for en pris lavere enn fundamental verdi. Dersom den bedre informerte aktøren godtar salget til en gitt pris, er det ikke da en stor sjanse for at kjøperen har betalt overpris?

Den samme logikken er utgangspunkt for Myers & Majlufs kjente artikkel ”Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have” (1984), som konkluderer med at selskaper ikke burde henvende seg til emisjonsmarkedet for å finansiere prosjekter, men snarere bygge opp interne likviditetsreserver for å unngå å måtte utstede underprisede verdipapirer eller gå glipp av prosjekter med positiv netto nåverdi. Dette er også opphavet til begrepet ”pecking order” for finansiering (Myers (1984)).

Det finnes for øvrig flere andre velkjente løsninger på ”lemons”-problemet. For det første kan optimale kontrakter mellom entreprenører og investorer gi incentiv til full offentliggjøring av privat informasjon slik at man unngår problemet med feilprising (Kreps (1990)). For det andre kan problemet løses gjennom markedsregulering som krever at entreprenører eller ledelse fullt ut offentliggjør sin private informasjon. For det tredje skaper ”lemons”-problemet etterspørsel etter informasjons-mellommenn, som ratingbyråer, revisorer og analytikere, som driver uavhengig produksjon av informasjon og søker å avdekke lederes eller entreprenørers private informasjon for å formidle dette videre til markedet.



Figur 3. Kapital og informasjonsstrømmer i et kapitalmarked (Healey & Palepu (2001))

Figur 3 over gir en skjematisk fremstilling av rollene til offentliggjøring, informasjons- og finansielle mellommenn i et funksjonelt kapitalmarked.

Den venstre siden av figuren representerer strømmen av kapital fra sparere til selskaper. Kapitalstrømmen går typisk på to ulike måter; for det første kan kapital strømme direkte fra sparere til selskap, for eksempel gjennom privat aksjekapital og venture-kapital. For det andre, og kanskje mer normalt, går kapitalstrømmen fra sparere til selskap gjennom finansielle mellommenn, som for eksempel banker, risikokapitalsfond og forsikrings-selskaper. Modellen er forøvrig forenklet, ettersom kapitalstrømmer fra selskap tilbake til sparene gjennom for eksempel dividendeutbetalinger og tilbakekjøp av aksjer er utelatt.

Den høyre siden av figuren viser strømmen av informasjon fra selskaper til mellommenn og investorer. Selskaper kan kommunisere direkte med investorer gjennom eierforsamlinger, media som finansielle rapporter og pressemeldinger. Videre kan de kommunisere med finansielle mellommenn eller gjennom informasjons-mellommenn, som analytikere.

Et stort utvalg økonomiske og institusjonelle faktorer er med på å avgjøre i hvilken grad kontraktsinngåelse, regulering eller informasjons-mellommenn bidrar til å eliminere asymmetrisk informasjon. Disse faktorene inkluderer evnen til å skrive, overvåke og håndheve optimale kontrakter, proprietære kostnader⁷ som kan gjøre full offentliggjøring kostbart for investorer, regulatoriske svakheter og potensielle incentivproblemer for mellommennene selv. Forskning på offentliggjøring fokuserer derfor i stor grad på variasjoner i de nevnte faktorene og tilhørende økonomiske konsekvenser.

2.3.2 Agentproblemet

“An agency relationship is a contract (explicit or implicit) under which one or more persons (the principal(s)) engage another person (the agent) to perform some service on their behalf which involves delegating some decision making authority to the agent”.

Jensen & Meckling (1976: 308)

⁷ Kostnader i form av informasjon som ved offentliggjøring medfører at aksjeverdien reduseres som følge av at konkurrenter kan allokere ressurser mer optimalt.

Agentproblemet oppstår ettersom sparere (prinsipal) som investerer i et selskap vanligvis ikke har intensjoner om å spille en aktiv rolle i ledelsen av selskapet, men snarere delegerer dette ansvaret videre til entreprenøren (agent). Dersom investorer og entreprenører har ulike objektiver, er det ikke sikkert at entreprenøren til enhver tid vil handle til det beste for investoren og det vil oppstå en situasjon med såkalt ”moral hazard”. Når investorer først har skutt inn kapital i et selskap, vil entreprenøren ha incentiv til å bruke midlene til det beste for seg selv fremfor investoren gjennom for eksempel økte lønninger, ekstravagant forbruk internt eller egennyttige investeringer ettersom han kun bærer kostnader i forhold til sin personlige eierandel i selskapet. Jensen & Meckling gjør en grundig analyse av dette temaet i sin artikkel ”Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure” (1976).

Alternativt kan agentproblemet også oppstå ved gjeldsfinansiering, ettersom gjeldsfinansiering kan gi entreprenøren og aksjeeierne incentiv til å investere i verdiødeleggende prosjekter. Dette er fordi egenkapital tilsvarer en kjøpsopsjon på selskapet når selskapet har gjeld. Ved å ta utgangspunkt i teori om opsjonsprising gjennom Arrow-Debreu (Danthine & Donaldson (2002)) kan verdien av egenkapitalen økes mer ved å gjennomføre risikable prosjekter med en liten sannsynlighet for stor gevinst og negativ netto nåverdi, enn ved prosjekter med relativt lav risiko og positiv netto nåverdi. Dette skiftet av nedsiderisiko fra aksjeeiere til kreditorer, ”asset substitution”, utgjør, sammen med muligheten for å ta opp nye lån med høyere prioritet og kanalisering av lånt kapital til aksjeeierne gjennom dividende eller tilbakekjøp, et betydelig agentproblem på gjeldssiden i kapitalmarkedet.

Selv om gjeldsfinansiering gir opphav til flere agentproblemer mellom entreprenør og kreditorer, kan det derimot ha en fordelaktig effekt på agentproblemene mellom entreprenør og aksjeeiere (Jensen (1986)). Årsaken til dette er at økt gjeldsopptak i større grad tvinger selskapet til å betale ut frie kontantstrømmer⁸ i form av renter og avdrag i forhold til et fravikelig løfte om faste dividendeutbetalinger. Gjeldsopptaket reduserer på denne måten entreprenørens handlingsrom for å sløse bort kapital på unødvendig forbruk eller dårlige investeringer. Jensens ”free cash flow story” baseres altså på at selskaper hele tiden skal returnere frie kontantstrømmer til kreditorer eller eiere for å redusere kostnader i forbindelse

⁸ Med frie kontantstrømmer menes overskytende likviditet etter at alle verdiøkende ($NPV > 0$) prosjekter er tatt.

med agentproblem. Dette går imidlertid paradoksalt imot Myers & Majlufs teori, som sier at frie kapitalstrømmer bør holdes i selskapet for å redusere kostnader i forbindelse med informasjonsproblem. En konklusjon kan dermed være at ingen av disse to teoriene gir noen helhetlig løsning på informasjons- og agentproblemet, men at man snarere må sette sin lit til andre tiltak og mekanismer.

En av disse tiltakene kan være optimale kontrakter mellom entreprenører og investorer, slik som godtgjørelsesavtaler og gjeldskontrakter som har til formål og sammenstille interessene til entreprenøren med eksterne eiere og kreditorer. Denne type kontrakter krever vanligvis at entreprenøren offentliggjør relevant informasjon som gjør det mulig for investorer å overvåke at kontrakter overholdes og sikre at selskapets ressurser forvaltes til det beste for eksterne eiere og kreditorer. En annen mekanisme for å redusere agentproblemer er selskapets styre, som har et ansvar for å overvåke og disiplinere ledelsen på vegne av eksterne interessenter. En tredje mekanisme relatert til dette er markedet for selskapskontroll, som inkluderer den konstante trusselen om fiendtlige oppkjøp og konkurranse om selskapskontroll. Til slutt har vi informasjons-mellommenn, som analytikere og ratingbyråer, som driver uavhengig produksjon av informasjon og i tillegg søker å avdekke misbruk av selskapers ressurser og muligheter for høyere verdiskapning på andres hender.

En gruppe som spiller en spesielt stor rolle innenfor området overvåkning er aksjeanalytikere ansatt av institusjonelle investorer, meglere og investeringsrådgivere, samt individuelle investorer som utfører egne analyser i tilknytning til sin private virksomhet (Jensen & Meckling (1976)). Fra diskusjonen av effisiente markeder vet vi at det finnes mange bevis som indikerer at priser på verdipapir på en objektiv måte inkluderer all offentlig tilgjengelig informasjon i markedet og mye av såkalt privat informasjon (Fama (1970)). Det finnes i tillegg bevis som indikerer at analyseaktiviteten rundt priser på verdipapir blant aksjefond og andre institusjonelle investorer ikke reflekteres i porteføljeavkastning, altså at de ikke øker risikojustert avkastning på porteføljen relativt til en naiv, markedsbasert strategi (Cochrane (1999), Brealey & Myers (2003)).

På bakgrunn av dette kan man fristes til å konkludere med at ressurser benyttet på forskning og analyse for å identifisere under- og overprisede verdipapirer innebærer et sosial-økonomisk tap. Jensen (1972) argumenterer for at denne konklusjonen ikke kan trekkes, ettersom det eksisterer en betydelig konsumkomponent i etterspørselen etter disse tjenestene.

På bakgrunn av analysen av informasjon i kapitalmarked kan vi uansett hevde at aktivitet rundt analyse av verdipapirer er sosialt produktive i den grad de reduserer informasjons- og agentkostnader knyttet til separasjon av kontroll og eierskap i selskaper. Dersom dette er korrekt kan man videre forvente at størsteparten av gevinsten ved analyseaktivitet vil gjenspeiles i høyere kapitalisert verdi av eierskap i selskap, snarere enn økt portefølje-avkastning til analytikeren.

Hvorvidt kontraktsinngåelse, offentliggjøring, corporate governance, informasjonsmellommenn og marked for selskapskontroll eliminerer agentproblemer i kapitalmarkeder er et empirisk spørsmål. En rekke økonomiske og institusjonelle faktorer påvirker effektiviteten til de ulike faktorene, herunder evner til å skrive og håndheve optimale kontrakter, potensielle incentivproblemer for styrever og mellommenn og karakteristika ved markedet for selskapskontroll. Empirisk forskning på finansiell rapportering og offentliggjøring har først og fremst fokusert på variasjon i kontraktsvariabler for å forklare selskapers rapporteringsbeslutninger.

2.3.3 Analytikere og institusjonell teori

På bakgrunn av argumentasjonen over er det åpenbart at finansanalytikere spiller en viktig rolle i dagens kapitalmarked. I "Graham & Dodd's Security Analysis" (Cottle et al. (1989)), lenge anerkjent som en slags "bibel" for finansanalytikere, trekkes det frem at analytikeres oppgave er å utvikle og presentere de viktige fakta på en måte som er hensiktsmessig for investorer. Videre fastslår forfatterne at hovedoppgaven til analytikere er å analysere og tolke viktige fakta relatert til aksjeutstedelse og presentere denne informasjonen på en sammenhengende og umiddelbart anvendelig måte. Den implisitte påstanden er altså at finansanalytikere i sitt arbeid benytter en nøytral og konsekvent ekspertise på en måte som ikke er påvirket av sosial kontekst. Denne påstanden høster bred enighet blant øvrige forfattere, som understreker eliminering av støy i omformingen av data til anvendelig informasjon for investormiljøet (Cox (2000)) og tekniske drivere i analytiske øvelser (Simon (2000)).

For å ytterligere øke vår forståelse av analytikeres rolle i kapitalmarkedet kan det være nyttig å se analytikeres aktivitet i lys av institusjonell teori. Institusjonell teori fokuserer på organisasjoner, hovedbestanddeler og utvekslingsprosesser mellom disse gruppene (Fogarty

& Rogers (2005)). I sin analyse belyser Fogarty & Rogers fire elementer innen teorien i relasjon til finansanalytikere.

Institusjonelt miljø

Det institusjonelle miljøet kan anses som et eksternt og hierarkisk overordnet trekk som entrer inn i og former interaksjon. Miljøet eksisterer som en klasse av attributter utenfor rekkevidden til individers og organisasjoners diskresjon, ettersom det er etablert som en sannhet blant aktørene (Scott (1987)). Stivbente sosiale verdier og muligheten for å gjøre stor skade forenes i enkelte områder, samtidig som miljøet ofte i liten grad åpner for å observere aktørenes ytelse. Videre kan utvekslingsprosessene ofte være fragmenterte med komplekse og overlappende strukturer, som medfører at individer og organisasjoner utvikler behov for å tilegne seg og opprettholde sosial anerkjennelse.

Finansanalytikere utgjør ofte grensen mellom de som trenger kapital og de som har det. Slik kan vi si at de opererer på et knutepunkt innen sosial utveksling, der de gjør et forsøk på å omsette intellektuell kapital til økonomisk kapital gjennom transformasjon av data til informasjon som utgjør grunnlag for investorers handlinger. Men kapitalmarkeder er berømte for sin uberegnelighet, og analytikere kan ikke garantere at deres informasjon vil resultere i positiv avkastning. På denne måten er den sosiale legitimiteten de gis for å uttale seg en nøkkelressurs som må ivaretas. Analytikerne tillater at investorene antar at de handler rasjonelt og gir investorene tiltro til at eventuell feilaktig informasjon fra entreprenører blir identifisert. Dersom de innehar nødvendig legitimitet, sikrer analytikerne på denne måten en grense som ellers ville manglet tilstrekkelig tillit.

Seremonielle strukturer

Institusjonelle miljøer krever at aktører fremsetter de generelle måtene for hvordan arbeid gjennomføres og resultater oppnås. På denne måten gir strukturer en rasjonell fremgangsmåte for hva som skal oppnås og på hvilken måte dette skal gjøres. Strukturene medfører en motstand mot endring som kan utløses av personalutskiftning og gir organisasjonen et potensial for å overleve og motstå utfordringer. I institusjonelle miljøer bygges disse strukturene gjerne på lovgivning, vaner og oppfattelser for å bevare organisasjonen i sin sosiale posisjon innen det organisatoriske området. Evalueringskriterier som er forstått og

akseptert av omgivelsene benyttes ofte for å forhandle med omgivelsene, og normalt fokuserer disse på en rasjonalitetsnorm som medfører en begrensning av individuell diskresjon og som leder til forutsigbare og ønskede resultater.

For å gjennomføre sine kollektive oppgaver er det nødvendig for finansanalytikere å etablere at de er i besittelse av en analysemekanisme som kan forventes å gi innsikt i fremtidig lønnsomhet og vekst i selskaper. Dette krever at det kunngjøres en tilknytning til teori om mikroøkonomisk atferd og en vurdering av implikasjonene av regnskapsinformasjon. Samtidig må det projiseres en selvsikker holdning til å kombinere offentlig tilgjengelig informasjon med personlig utviklet informasjon. Analytikerne er altså nødt til å bygge opp under oppfattelsen blant investorene av at de er uavhengige fra selskaper, samtidig som de står nær nok ledelsen til å trekke ut ellers utilgjengelig informasjon relevant for selskapets suksess.

På samme måte må de gi ledelsen i selskapet tiltro til at informasjonen de velger å dele med analytikerne vil medføre en gevinst. For å ivareta oppfattelsen om at de tilfører verdi er analytikerne nødt til å unngå for mye fokus på usikkerhet i estimater og analyser, men samtidig må de også mystifisere beslutningsprosessen for å hindre plagiat og simplifisering. Som oppsummering er finansanalytikere avhengig av å skape inntrykk av at de kan produsere pålitelige og informerte meninger samtidig som de må balansere målkonflikter i balansen mellom selskap og investor. På denne måten krever legitimitet i investeringsprosessen både tekniske og sosiale dimensjoner i ulik grad avhengig av en gitt kontekst.

Løs kobling

Institusjonell teori antyder at de organisatoriske strukturene som benyttes for å kultivere ekstern støtte (seremonielle strukturer) ikke er tilstrekkelig for å belyse hva som i realiteten foregår i en organisasjon. I noen tilfeller er det lite eller ingen sammenheng mellom hva organisasjonen burde oppnå på bakgrunn av hvordan den frontes eksternt og det tekniske arbeidet som i realiteten utføres. I andre tilfeller kan seremoniell signalisering medføre avvik fra teknisk effektivitet og effisiens på den måten at suboptimale resultater ikke bare aksepteres, men er foretrukket. Denne mindre enn tette koblingen kan inntreffe på bakgrunn av høy grad av tvetydighet i beslutningsprosessene. Konsistent med profesjonalisering av

bedriftsledelse, vil behovet for å gi urealiserbare løfter resultere i frakobling mellom iboende og bestemt kompleksitet.

Proessen der analytikere utvikler anbefalinger illustrerer potensialet i å være løst koblet til premisene for finansiell analyse. Rapportene kan vise et internt tolkningssystem som avviker fra konvensjonell bedriftsøkonomisk tenkning. Eksempler kan være bruk av tradisjonelle måltall på nye og kreative måter, ignorering av mulige problemer eller overdreven bruk av subjektivitet. I tillegg er det nødvendig at analytikere skaper et inntrykk av uavhengighet fra selskapet, ofte ved å fremstille informasjon som samlet fra alternative kilder. Generelt kan analytikere skape sosiale fakta som ikke nødvendigvis ville eksistert uten deres nærvær. For eksempel kan generell data kombineres med oppfatninger om planer og holdninger blant ledere for å fremstille et overbevisende argument i tilknytning til selskapet. Sannsynligheten for total frakobling eksisterer i den grad analytikere ikke foretar noen ytterligere analyse, men ukritisk inkluderer informasjon produsert av et selskap i sitt eget produkt. Ledelsens forventninger blir dermed bekreftet av "uavhengig" analyse. Generelt kan vi si at potensialet for løs kobling eksisterer når finansanalytikere er samstemt med selskapsledelsen. Denne parallelliteten reduserer i stor grad sjansen for skeptisk analyse.

Logikken ved tillit

Den institusjonelle analysen er gjennomført ved å til slutt se nærmere på fravær av rigid ansvarlighet. De som oppnår logikken ved tillit fra sine omgivelser er i stand til å substituere enhver omfattende vurdering av substansielle resultater med undersøkelser av arbeidsformen deres. Under rutinemessige omstendigheter blir ofte høy grad av diskresjon og strategisk unngåelse forbigått i stillhet.

Selv om formell oversikt i større grad har blitt etablert i etterkant av Enron-skandalen og tilsvarende hendelser, er finansanalytikere fremdeles en av komponentene innen kapitalmarkeder som i størst grad har unngått formell regulering. En stadig gjentakelse av at aktiv forvaltning ikke systematisk kan slå markedet har heller ikke redusert tilliten til analytikere, som stadig blir høyt kompensert for sitt arbeid og får spalteplass i media. At analytiker-miljøene ikke maktet å forutse hendelser som Asia-krisen og teknologiboblen har heller ikke fått mange til å stille spørsmål ved verdien de tilfører finansielle markeder.

I tillegg har analytikere en tendens til å bli kompensert etter salgskommisjoner de genererer, snarere enn treffsikkerhet i estimat og spådommer. Til en viss grad kan vi si at logikken ved tillit viser en respekt for profesjonalitetskravet til finansanalytikere. Typisk manipulerer analytikere en tilstrekkelig mengde variabler til å gjøre den spesifikke kalkulasjonen og beslutningsgrunnlaget sitt uobserverbart. Fraværet av en mer detaljert undersøkelse er avgjørende for aksept av analytikerens verdimeslige stilling i markedet. Og i et kapitalistisk samfunn vil alle investorer uansett være tjent med mekanismer som holder markedene relativt stabile og forlokkende. Analytikerne spiller en rolle som opprettholdere av tillit i markedet gjennom absorbering av usikkerhet gjennom retorikk som på denne måten øker markedets funksjonalitet.

2.4 Verdirelevant informasjon

Gjennom diskusjonen av informasjonsmiljøet i kapitalmarkeder kan man slå fast at finansanalytikere spiller en betydelig rolle for markedenes funksjonalitet. Det neste steget blir å se nærmere på hvilken type informasjon det er teoretisk grunnlag for analytikerne å bidra med i dette miljøet. Et utgangspunkt er hvilke regnskapsmessige variabler som har betydning for selskapers fundamentale verdi og hvordan den fundamentale verdien er knyttet til verdien i markedet. For å avgjøre dette er det nødvendig å se nærmere på kapitalmarkedsbasert regnskapsforskning og begrepet verdirelevans.

Kapitalmarkedsbasert regnskapsforskning er studier som assosierer regnskapsinformasjon med hendelser i kapitalmarkeder, og er et bredt forskningsområde som strekker seg tilbake til Ball & Brown (1968). Kildene til etterspørsel etter denne type forskning er hovedsakelig:

- Fundamental analyse og verdsetting
- Test av markedseffisiens
- Regnskapets rolle i kontrakter og politiske prosesser

Forskningsområdet kan deles i analytiske og empiriske studier. Innen analytisk forskning finner man typisk verdsettelsesmodeller og teoridrevne modeller for interaksjonen mellom aktivapriser, handelsmønstre, offentliggjøringspraksis og regnskapsinformasjon. Innen

empirisk forskning ligger blant annet evaluering av alternative regnskapsmessige ytelsesindikatorer og verdirelevans, responskoeffisienter for resultat, tidsserie-, ledelses- og analytikerestimat for resultat, resultatstyring⁹ og handlestrategier.

Jeg skal nå først se nærmere på modeller for fundamental analyse og verdsettelse, for så å komme tilbake til empirisk forskning rundt sammenliknende studier av verdirelevans, altså empirisk forskning på hvilke variabler som er avgjørende for den observerte markedsprisen til et selskap.

2.4.1 Fundamental analyse og verdsettelse

Aksjeeiere, investorer og kreditorer har en åpenbar interesse i verdien av et selskap. I et effisient marked er selskapsverdien definert som nåverdien av forventede fremtidige netto kontantstrømmer neddiskontert med et passende risikojustert kapitalkrav (Brealey & Myers (2003)). Et selskaps inneværende ytelse, som det fremgår av dets finansielle rapporter, er en viktig, men ikke den eneste, inndata for markedets vurdering av selskapets fremtidige netto kontantstrømmer og tilhørende markedskapitalisering. Dette er konsistent med det konseptuelle rammeverket som indikerer at finansielle rapporter skal bistå investorer og kreditorer til å vurdere størrelse, timing og usikkerhet på fremtidige kontantstrømmer (FASB (1978)). Det er derfor naturlig å forvente en sammenheng mellom nåværende finansiell ytelse og fremtidig kontantstrøm, og i tillegg en sammenheng mellom finansiell ytelse og verdipapirpriser eller endringer i disse. Et viktig målsetning for kapitalmarkedsbasert forskning er å finne bevis for disse relasjonene.

Fundamental analyse innebærer å kartlegge fremtidig inntjening og bygge opp et anslag på en investerings "virkelige" verdi fra grunnen av med utgangspunkt i finansiell informasjon sammen med bransje- og makroøkonomisk data (Penman (2001)). Hovedfokus for fundamental analyse er på verdsettelse med hensikt på å identifisere feilprisede verdipapir. Dette har vært en populær aktivitet som i det minste strekker seg tilbake til utgivelsen av den tidligere nevnte Graham & Dodds security analysis fra 1934. I dag er en stor andel av

⁹ Med resultatstyring menes at ledelsen i et selskap bevisst og etter egen agenda manipulerer regnskapsmessig resultat, for eksempel for å minimere negative overraskelser i forbindelse med offentliggjøringer. Engelsk: Earnings management.

verdipapirfond helt eller delvis underlagt aktiv forvaltning, med utgangspunkt i fundamental analyse som et ledende prinsipp. Tanken er at differansen mellom den nåværende markedsprisen og den analytisk utledete virkelige verdien gir en indikasjon på forventet avkastning ved å investere i respektive verdipapir. Hvorvidt denne strategien er oppskriften på suksess er imidlertid svært omdebatt (Brealey & Myers (2003), Cochrane (1999), Fama & French (1995)) og inngår egentlig i en debatt om hvorvidt markeder er effisiente eller ikke.

Kapitalmarkedsbasert forskning rundt fundamental analyse har høstet økt popularitet fra midten av 1990-tallet, mye i sammenheng med stadig sterkere bevis for vedvarende ineffisiens i markedet og økt fokus på atferdsteorier innen finans. Men selv ved effisiente markeder vil fundamental analyse ha en viktig rolle gjennom å øke vår forståelse av verdideterminanter, som igjen er avgjørende for investeringsbeslutninger og verdifastsettelse av ikke-offentlig handlede verdipapirer.

For å se fundamental analyse som en del av kapitalmarkedsbasert regnskapsforskning er det viktig å se sammenhengen mellom informasjonen tilgjengelig i finansielle rapporter og den informasjonen som inkluderes i markedsverdier. Ettersom markedsverdi som utgangspunkt tilsvarer nåverdien av neddiskonterte fremtidige netto kontantstrømmer, utgjør estimering og forecasting av fremtidige inntekter, kostnader og kontantsstrømmer et kritisk område for verdsettelse. ”Den essensielle oppgaven i verdsettelse er estimering. Det er estimering som blåser liv i en verdsettelsesmodell” (Lee (1999: 3)).

I noen situasjoner, som ved børsnoteringer, selskaper i sterk vekst og synergiuttak gjennom fusjoner eller oppkjøp, kan imidlertid finansiell data med utgangspunkt i regnskapsstandard, som GAAP, generelt aksepterte regnskapsprinsipper, gi et svakt grunnlag for å estimere fremtidige resultater og forklare samtidige markedsverdier. Mange trekker frem forsiktighetsprinsippet og opptjeningsprinsippet som kilder til dette (Sloan (1998)). Hvorvidt GAAP har for svak forklaringssevne med hensyn til markedspriser og hvorvidt GAAP i for sterk grad er påvirket av ledelsens diskresjon rundt resultatstyring, er viktige tema innen litteraturen rundt resultatresponskoeffisienter. Gjennom assosiasjonsstudier undersøker denne forskningsgrenen i hvilken grad regnskap fanger opp den informasjonen som er avgjørende for markedspriser, og hvordan regnskapsrapporter reflekterer denne informasjonen med hensyn til tid.

Gitt at informasjon i finansielle rapporter er av historisk natur, vil meningsfull fundamental analyse uansett kreve at regnskapsforskere utvider definisjonen av kapitalmarkedsbasert forskning til å inkludere forskning på bruk av estimert resultatinformasjon for fundamental analyse (Lee (1999)).

Modeller for verdsettelse

Generelt kan fundamental analyse og verdsettelse ta utgangspunkt i to hovedmetoder, total kapitalmetoden og egenkapitalmetoden. Egenkapitalmetoden verdsetter direkte verdien som tilfaller eierne av selskapet, mens total kapitalmetoden først fastsetter verdien av selskapets drift som en helhet og så gjør fradrag for verdien av gjeld og andre krav som har høyere prioritet enn normal aksjekapital, som for eksempel prefererte aksjer (Copeland et al. (2000)). Så lenge det benyttes passende diskonteringsrater med hensyn til markedsrisiko og korrekte verdsettelsesprinsipper skal de to metodene i utgangspunktet gi samme resultat.

For fundamental analyse og verdsettelse støtter regnskapslitteraturen seg hovedsakelig på neddiskontert dividende-modeller, som er tilsvarende fri kontantstrøm-modellen, eller transformasjoner av denne, som kapitalisert resultat-modeller, residualinntektsmodeller og den senere superprofittvekstmodellen.

Neddiskontert dividende-modeller

Neddiskontert dividende-modellen, heretter kalt dividendemodellen, er generelt tilskrevet Williams (1938) og definerer markedspris på en aksje som nåverdien av fremtidig dividende, som kan anses som kontantstrømmen til aksjeeiere, neddiskontert med et risikojustert kapitalkrav. Modellen er altså analog til kontantstrømmodellen. Formelt kan modellen uttrykkes som følger:

$$(8) \quad P_t = \sum_{k=1}^{\infty} E_t [D_{t+k}] / \prod_{j=1}^k (1 + r_{t+j})$$

er P_t er aksjeprisen ved tidspunkt t , $E_t [D_{t+k}]$ er forventet dividende i periode $t+k$ og $1 + r_{t+j}$ er den risikojusterte diskonteringsraten som gjenspeiler den systematiske risikoen til dividende i periode $t+j$. og \sum og \prod er henholdsvis operatorer for sum og produkt. Ut ifra modellen ser vi at pris er avhengig av estimer for fremtidig dividende og diskonteringsrate.

Ved å gjøre forenklinger med hensyn til fremtidig dividende og diskonteringsrate utleder Gordon (1962) en enkel verdsettelsesformel kjent som Gordons vekstmodell. Spesifikt sier Gordon at dersom vi forutsetter en konstant diskonteringsrate r og at dividende har en konstant vekstrate $g < r$ får vi at:

$$(9) \quad P_t = E_t(D_{t+1}) / (r - g)$$

Kapitalisert resultat-modeller

Ifølge Miller & Modigliani (1961) er et selskaps kilder til kapital lik summen av kontantstrøm generert fra driften, NOI_t , og kontantstrømmer fra nytstedelse av aksjer, $\Delta n_t \cdot P_t$. Et selskaps bruk av kapital er gjennom investering i nye prosjekter, I , eller utbetaling av dividende, $n_{t-1} \cdot d_t$ (vi merker oss for øvrig at Miller & Modigliani ser bort fra gjeld). Ved å forutsette at kilder til kapital må tilsvare bruk og foreta en enkel omskriving får vi at:

$$(10) \quad n_{t-1} \cdot d_t = NOI_t - I + \Delta n_t \cdot P_t$$

Dette innebærer at fremtidig dividende kan skrives om i form av estimerte verdier for fremtidige resultater, investeringer og emisjoner, noe som gjør at dividendemodellen kan omformuleres til en kapitalisert resultat-modell. Fama og Miller (1972) trekker fram tre punkter for å belyse driverne av markedsverdi gjennom denne omformuleringen.

For det første er verdi avhengig av estimert lønnsomhet på nåværende og estimerte investeringer, noe som innebærer at det er investeringspolitikken, og ikke dividendepolitikken, som er verdidrivende (Miller & Modigliani (1961)). Dette kan illustreres i likningen over. Dersom dividendeutbetalingen, d_t , økes, vil ikke dette påvirke selskapets netto kontantstrøm gitt ved $NOI_t - I$, men kun medføre en økning i kapital som må hentes inn gjennom emisjon, $\Delta n_t \cdot P_t$. Fama og Miller (1972) tar kun hensyn til dividendepolitikk på den måten at endringer i dividende kan signalisere informasjon om et selskaps investeringspolitikk og på denne måten redusere informasjonsasymmetri.

For det andre er vekstraten g i likning 9 avhengig av graden av reinvestering¹⁰ og avkastningsraten på investeringene. Reinvestering i seg selv bidrar imidlertid ikke til å øke dagens markedsverdi, med mindre avkastningen på investeringene i fremtiden overgår kapitalkostnaden eller diskonteringsraten r . Gitt at avkastningsraten på fremtidige investeringer (ROE) er nøyaktig lik r får vi at aksjeprisen er lik X_{t+1}/r , der X_{t+1} er estimert resultat for påfølgende periode. Denne verdsettelsen oppnås uansett graden av reinvestering eller kapitalutvidelse gjennom emisjon, og kan omtales som kapitalisert verdi av resultatstrømmen generert av dagens eiendeler i selskapet (Fama & Miller (1972)). Aksjeverdi vil altså kun være høyere enn X_{t+1}/r dersom selskapet har mulighet til å investere i prosjekter som forventes å gi avkastning utover normalt nivå, r (unormal avkastning).

For det tredje vil estimerte resultater generelt gi feilaktig verdsettelse ettersom fremtidige resultater også reflekterer vekst på grunn av reinvestering og investeringer finansiert med ny aksjekapital etter emisjoner. På bakgrunn av dette krever omformuleringen av dividendemodellen til en kapitalisert resultat-modell en justering for å ekskludere effekten av reinvesteringer på fremtidig resultat, samtidig som effekten på resultat som konsekvens av resultat utover normalen inkluderes.

Residualinntektsmodeller

Residualinntektsmodeller (Residual income valuation, RIV), eller superprofittmodeller, kan ses på som en videreføring av modeller for kapitalisert resultat og bygger også på forholdet mellom normal og unormal utvikling. Selv om konseptet for denne typen modeller går helt tilbake til Hamilton (1777), er dagens residualinntektsmodeller i stor grad basert på arbeidene til Ohlson (1995) og Feltham & Ohlson (1995). RIV-modellen tar utgangspunkt i neddiskontert dividendemodellen og definerer markedsverdi som summen av samtidig bokført verdi og nåverdi av neddiskonterte forventede overnormale resultater, definert som estimerte resultat fratrukket en kapitalkostnad lik estimert bokført verdi multiplisert med diskonteringsraten.

¹⁰ Også kalt tilbakepøying av resultat i selskapet

Ohlson (1995)-modellen benytter en verdirelevant tidsseriestruktur på prosessen for unormale resultat gjennom lineær informasjonsdynamikk. For det første spesifiserer denne strukturen en autoregressiv reduksjon i den inneværende periodens unormale resultater og for det andre modelleres informasjon utover unormale resultater inn i prisdannelsen. Den økonomiske intuisjonen bak den autoregressive prosessen for unormale resultater er at konkurranse før eller siden vil eliminere avkastning utover kapitalkravet eller at selskaper med avkastning under dette med tiden vil forlate markedet. Den øvrige informasjonen i Ohlson-modellen formaliserer ideen om at priser reflekterer et større informasjonsgrunnlag enn det som finnes i transaksjonsbaserte, historiske resultater.

Feltham & Ohlson (1995)-modellen bevarer mye av strukturen i Ohlson-modellen med unntak av den autoregressive tidsserieprosessen. Modellen uttrykker selskapsverdi i form av samtidige og estimerte regnskapstall, på samme måte som dividendemodellen gjør dette i form av estimert dividende eller kontantstrøm. Det legges ingen beskrankninger på prosessen for unormale resultater, og modellen reflekter tilgjengeligheten av annen informasjon. Dette åpner for å benytte analytikerestimer i empiriske anvendelser av modellen, noe som kan sies å være en styrke relativt til dividendemodellen (Lee (1999)). Dette implementeringsmessige aspektet er basert på antakelsen om "clean surplus", som innebærer at fri kontantstrøm kan defineres som summen av resultat og endring i bokført verdi¹¹ (Johnsen (2004b)). Formelt kan relasjonen uttrykkes som:

$$(11) \quad FCF_t = E_t + (B_t - B_{t-1})$$

der FCF er periodens frie kontantstrøm, E er periodens resultat og B angir bokført verdi. Ved å substituere denne relasjonen inn i dividendemodellen kan man verdsette selskapet direkte ved hjelp av estimater for unormale resultat i stedet for å måtte trekke ut netto kontantstrømmer fra pro forma regnskapstall. Estimer på unormale resultater utgjør differansen mellom analytikerestimat for resultat og en gitt kapitalkostnad, og gir følgende uttrykk for aksjeprisen på tidspunkt t :

$$(12) \quad P_t = BV_t + \sum E_t [X_{t+k} - r \cdot BV_{t+k-1}] / (1+r)^k$$

der BV_t angir bokført verdi av egenkapitalen på tidspunkt t , X_t er resultat i perioden som avsluttes på tidspunkt t og r angir diskonteringsraten til egenkapitalen og $E_t[\]$ angir forventet verdi betinget på informasjon tilgjengelig på tidspunkt t ,

eller

$$(13) \quad Value_0 = Book_0 + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{Earnings_t - k \cdot Book_{t-1}}{(1+k)^t}$$

der k er diskonteringsfaktoren, eller mer detaljert:

$$(14) \quad P_0 = B_0 + \frac{(R_{AIP} - k)B_0}{k} + \frac{[1 - D/E] \cdot [(R_{growth}/k - 1) - 1]}{k - (1 - D/E)R_{growth}}$$

for en situasjon der variablene holdes konstant i fremtidig vekst (Johnsen (2004b)). Mens likning 14 uttrykker pris i form av estimerte verdier for bokført verdi og unormale resultat, inneholder estimatene i grunn samme informasjonen som estimatene av dividende, som er implisitt i analytikerens estimat av resultat. Vi har altså et informasjonsmessig grunnlag for å hevde at RIV-modellen er en omformulering av dividendemodellen (Lee et al. (1999), Dechow et al (1999)).

I tillegg til at RIV-modellen er enkel å implementere, har den også en positiv egenskap i form av at modellen ikke påvirkes av den regnskapsstandard som ligger til grunn for inndata (Bernard (1995)). Dette fordi en endring av regnskapsstandard vil påvirke bokført verdi, men denne endringen vil medføre en nøytraliserende endring i forventede unormale overskudd. For eksempel vil en regnskapsstandard som medfører høye overskudd og høy bokført verdi av egenkapitalen medføre lavere forventede unormale overskudd ettersom normalen (og kapitalkostnaden) heves. Denne gode egenskapen ved modellen medfører imidlertid tre mindre heldige konsekvenser. For det første fører det til at modellen i realiteten strippes for regnskapsmessig innhold. For det andre gjør det at analytikere må estimere fremtidig overskudd ved å dele opp nåværende overskudd i en komponent som tilskrives

¹¹ Eller at dividende = resultat + endring i bokført verdi, dersom man henviser til dividendemodellen.

regnskapsstandarden og en residualkomponent for normalt overskudd. For det tredje blir tolkingen av unaturlige overskudd diffus.

Superprofittvekstmodellen

En annen svakhet ved RIV-modellen er sensitivitet til avvik fra "clean surplus"-antakelsen i gjeldende regnskapsstandard. For å lindre dette problemet har Ohlson & Juettner-Nauroth (2005) fremmet en alternativ modell, superprofittvekstmodellen (abnormal earnings growth valuation, AEG). I denne modellen består verdi til egenkapitalen av kapitalisert resultat for påfølgende periode som en første verdikomponent og nåverdien av fremtidige kapitaliserte forventede resultatendringer justert for dividende som en annen verdikomponent. Som RIV-modellen tar også AEG-modellen utgangspunkt i dividendemodellen. I tillegg bygger modellen på en antakelse om forholdet:

$$(15) \quad z_{t+1} = z_t \cdot \gamma, \text{ der } 1 < \gamma < 1 + r \text{ og}$$

$$(16) \quad z_t = \frac{E_0[EPS_{t+1}] + r \cdot dps_t - (1 + r) \cdot eps_t}{r},$$

der r er kapitalkostnad, $(\gamma - 1)$ angir fremtidig vekstrate, og dps_t og eps_t er henholdsvis dividende og resultat pr aksje i periode t . $z_t \cdot r$ kan tolkes som resultatvekst utover hva som er forventet på bakgrunn av tilbakepløyd resultat i forrige periode, altså superprofitt.

Gitt antakelsene over og dividendemodellen, kan en to-periodisk AEG-modell uttrykkes som:

$$(17) \quad V_0 = \frac{E_0[eps_1]}{r} - \frac{z_1}{r - \gamma + 1}$$

Ohlson & Juettner-Nauroth (2005) trekker også frem en flerperiodisk modell for å modellere mer kompleks utvikling i resultat pr. aksje og gi flere frihetsgrader. Hensikten med denne gjennomgangen er imidlertid å illustrere den teoretiske verdibetydningen av resultatestimater og jeg vil derfor ikke gå videre inn på den utvidede modellen.

Multipelverdsettelse

Ved siden av fundamental analyse er multipelverdsettelse en mye benyttet fremgangsmåte blant analytikere i forbindelse med resultatestimat. Metoden faller inn under kategorien

relativ verdsettelse (Johnsen (2004b)) og benytter enkle forholdstall mellom markedsverdi og regnskapsmessige størrelser basert på bransje-, sektor-, markeds- eller andre sammenliknbare grupper standardforhold. En svært vanlig metode er price-earnings ratio, P/E, som gir aksjeverdi basert på estimert EPS (Penman (2001)). Multipelbasert verdsettelse mangler et fundamentalt teoretisk grunnlag og vil derfor ikke behandles videre i denne utredningen.

2.4.2 Verdirelevans

Fra den teoretiske gjennomgangen av modeller for verdsettelse er det åpenbart at resultat-estimering bør være et sentralt område for finansanalytikere. Vi skal nå se nærmere på empirisk forskning rundt verdirelevans og alternative indikatorer for markedsverdi.

Behovet for et objektivt måltall

På bakgrunn av informasjonsasymmetrier mellom et selskaps ledelse og eksterne aktører som inngår kontrakter med selskapet, oppstår etterspørsel etter et oppsummerende måltall for selskapets ytelse (Dechow (1994)). Dette måltallet kan benyttes til å evaluere ledelsen og som en informasjonskilde til investorer og kreditorer med hensyn til selskapets evne til å generere overskudd. Problemet som oppstår ved kontraktsinngåelse, er at selv om ledelsen er den parten som er best informert til å rapportere om selskapets ytelse, vil ikke denne rapporteringen nødvendigvis være troverdig ettersom ledelsen også blir evaluert og belønnet etter selskapets ytelse. I mangel på objektive måltall for å evaluere ytelse, vil derfor eksterne kontraktsparter ha vanskeligheter med å fastslå troverdigheten til signaler eller rapporter gitt av ledelsen i et selskap.

Komparativ relevans: overskudd og kontantstrøm

I utgangspunktet er det netto kontantstrøm som er avgjørende for verdsettelse av et selskap (kapittel 2.4.1). På den ene siden kan derfor kontraktsparter kreve at ledelsen offentliggjør realiserte kontantstrømmer. Disse kan objektivt måles, men påvirkes av tidsaspektet ved mottak av innbetalinger og utbetalinger. Innen begrensede perioder vil derfor kontantstrøm være en støyende indikator for ytelse. For eksempel ville ledelsen bli straffet for å kjøpe varelager selv om dette var en beslutning med positiv netto nåverdi. På den annen side kan

det kreves at ledelsen rapporterer selskapsverdi på bakgrunn av forventede kontantstrømmer. Dette vil imidlertid gi ledelsen så mye diskresjon at ethvert signal ville være vanskelig å bekrefte og selskapsverdien ville være et upålitelig måltall for selskapets ytelse.

For å unngå problemene har regnskapsstandarder, som GAAP og IFRS, utviklet seg for å forbedre ytelsesmåling ved å benytte periodisering for å endre timingen av anerkjennelse av kontantstrøm i resultat (Dechow (1994)). Periodisert regnskapsføring gir regler for timing av anerkjennelse av kontantstrøm i overskudd, slik at regnskapet i større grad reflekterer firmaets ytelse relativt til realiserte kontantstrømmer, blant annet gjennom sammenstillingsprinsippet og opptjeningsprinsippet. Gjennom disse prinsippene vil periodiseringsprosessen hypotetisk motvirke timing- og matching-problemene i kontantstrømmer slik at overskudd bedre reflekterer selskapet ytelse. Oppfattelsen av at tidsavgrensninger forbedrer overskuddets evne til å måle ytelse uttales blant annet av FASB:

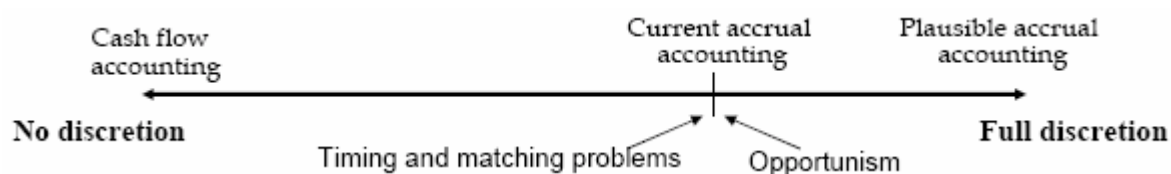
”Informasjon om selskapers overskudd og dets komponenter målt ved periodisert regnskap gir generelt en bedre indikasjon på selskapsytelse enn informasjon om samtidige inn- og utbetalinger.”

FASB (1978: paragraf 44)

Bruk av tidsavgrensninger medfører imidlertid et nytt sett problemer. Ledelsen har typisk noe diskresjon over fastsettelsen av periodisering, og denne kan benyttes til å signalisere privat informasjon eller opportunistisk manipulere overskudd. Ettersom det antas at ledelsen normalt har bedre informasjon om selskapets inntjeningssevne, kan man forvente at signalisering øker overskuddets evne til å måle ytelse (Healey & Palepu (1993), Holthausen (1990)) på bakgrunn av at troverdig signalisering reduserer informasjonsasymmetri og resulterer i mer effisient kontraktsinngåelse. På en annen side vil overskudd i den grad ledelsen benytter diskresjonen til å opportunistisk manipulere periodisering være et mindre troverdig måltall for ytelse, og kontantstrømmer kan være foretrukket. Dette alternative synet på periodisert regnskapsføring fremmes ofte av media og finansanalytikere.

I tillegg kreves det gjennom regnskapsstandarder at tidsavgrensninger er objektive og bekreftbare. For eksempel kan kostnader bare kapitaliseres såfremt det finnes objektivt og bekreftbart bevis for at kontantstrømmene vil realiseres. Kravet til objektivitet og bekreftbarhet begrenser ledelsens diskresjon. Dette vil redusere brukbarheten av rapportert

overskudd i tilfeller hvor ledelsen har privat informasjon om selskapets ytelse og kan avsløre denne informasjonen gjennom rapportert overskudd. Samtidig vil det også redusere ledelsens mulighet til å gi falsk informasjon til egen fordel. Periodiseringsprosessen er derfor et resultat av en avveining mellom relevans og pålitelighet, illustrert i figur 4. Dersom eksisterende periodisering er resultatet av effisient kontraktsinngåelse vil tidsavgrensninger, i gjennomsnitt, forbedre overskuddets evne til å måle selskapsytelse relativt til realiserte kontantstrømmer. Dersom den dominerende effekten av periodisering er å gi ledelsen fleksibilitet til å manipulere overskudd, vil alternativt realisert kontantstrøm være en mer hensiktsmessig ytelsesindikator over korte måleintervaller (Dechow (1994)).



Figur 4. Forholdet mellom diskresjon og regnskapsperiodisering (Dechow (1994)).

Dechow (1994) tester empirisk forholdet mellom aksjeavkastning og henholdsvis overskudd og kontantstrøm gjennom hypotesetesting og finner bevis for at:

- Overskudd er et mer informativt måltall for ytelse for investorer enn kontantstrømmer
- Informasjonsinnholdet i kontantstrømmer øker med lengden på observasjonsperioden
- Informasjonsinnholdet i kontantstrømmer er avtakende med graden av endringer i arbeidskapital, investering og finansiering som medfører økt størrelse på tidsavgrensningsposter
- Informasjonsinnholdet i kontantstrømmer er lavere for selskaper der periodisering er mer fornuftig.

Hun viser dermed at overskudd er et bedre mål på verdi, og dermed forventede kontantstrømmer, enn realiserte kontantstrømmer, mye grunnet effekten av periodisering.

I sin gjennomgang av det psykologiske fenomen innen finans, trekker Montier (2003) på en annen side frem fokus på overskudd fremfor kontantstrøm som et klassisk eksempel på

rammeavhengighet¹² som medfører vektlegging av feil verdi-indikator. På bakgrunn av at verdi bestemmes gjennom neddiskontering av netto kontantstrøm og at overskudd er en sammensatt variabel som bare delvis representerer kontantstrøm gjennom relasjonen:

$$(18) \quad \text{Overskudd} = \text{Tidsavgrensningposter} + \text{Kontantstrøm, der}$$

$$(19) \quad \text{Tidsavgrensningposter} = (\Delta \text{ omløpsmidler} - \Delta \text{ kontantbeholdning}) - (\Delta \text{ kortsiktig gjeld} - \Delta \text{ kortsiktig rentebærende gjeld} - \Delta \text{ skyldig skatt}) - \text{avskrivning og nedskrivning}$$

Montier mener dermed at fokus på overskudd er å vise manglende evne til å forstå hvordan kontantstrøm i realiteten rapporteres. Blant annet gir Montier bevis for sin påstand ved å henvise til Sloan (1996), som fant at man ved å sette sammen en null-investeringsportefølje ved å gå long i selskaper med lave tidsavgrensningposter og shorte selskaper med høye tidsavgrensningposter kunne generere en årlig gjennomsnittlig meravkastning over markedsporteføljen på 10%, med positiv avkastning i 28 av 31 år. Meravkastningen er også signifikant dersom man korrigerer for stil og størrelse (de såkalte Fama & French-faktorene, Fama & French (1995)).

Men det resultatene til Sloan beviser er i realiteten ikke at kontantstrøm er en sterkere indikator på avkastning enn overskudd, men snarere at stabile selskaper med kort operasjonssyklus og lite endringer i balansestørrelser gir høyere avkastning på sikt enn ustabile selskaper med lang tidsperiode fra innkjøp til produksjon og salg. Sloans resultater blir på denne måten egentlig ikke uforenlige med Dechows ettersom det, gitt at tidsavgrensningposter er høye eller lave, fremdeles kan lønne seg å fokusere på overskudd fremfor kontantstrøm som indikator på fremtidige verdi (vi merker oss forøvrig at Dechow viste at kontantstrømmer er relativt mer informative ved lave tidsavgrensningposter enn ved høye).

Det kan på bakgrunn av dette synes som om at Montier gjør det litt enkelt ved å si at realisert kontantstrøm naturligvis er den beste indikatoren, ettersom han glemmer timing, matching og problemer i tilknytning til ledelsens diskresjon, og nok ikke helt ser implikasjonen av

¹² Engelsk: Narrow framing

Sloans resultater. Selv vil jeg ikke etterfølge problemstillingen videre i denne utredningen, men jeg vil uansett påpeke at kan det være verdt å drive ytterligere forskning på hvorvidt aksjeanalytikere burde fokusere på overskuddsestimering eller kontantstrømestimering.

Komparativ relevans: Overskudd og EVA

En annen indikator for selskapers ytelse er Economic Value Added (EVA), som har økt i popularitet de siste årene og som blant annet benyttes til både ytelsesmåling, porteføljeleksjon og som styringsverktøy. I Norge er fremdeles ikke EVA veldig utbredt, og i den grad det benyttes er ofte ikke den metodiske implementeringen konsekvent (Johnsen (2004b)). EVA er merkevareregistrert av Stern Stewart & Company og er ment å være et mer representativt måltall for verdiskapning i selskaper enn konvensjonelle regnskap. EVA kalkuleres ved å først justere netto inntekt etter skatt for det Stern & Stewart definerer som forstyrrelser i disse tallene som følge av regnskapsregler. Fra den justerte profittstørrelsen trekkes det fra alternativkostnaden ved gjeld og egenkapital. På bakgrunn av dette, skiller EVA seg fra regnskapsmessig overskudd på to måter: (1) EVA redefinerer regnskapsmessig resultat; og (2) EVA gjør fradrag for både gjelds- og egenkapitalkostnad i form av alternativkostnad, mens regnskapsmessig overskudd kun gjør fradrag for direkte gjeldskostnad gjennom rentekostnad (Machuga et al. (2002)).

En interessant problemstilling er hvorvidt EVA er en bedre indikator på selskapsytelse sammenliknet med regnskapsmessig overskudd. Stern & Stewart anbefaler opp til 160 justeringer selskaper kan gjøre i sitt regnskapssystem for å redusere forstyrrelser med opphav i regnskapsregler og sørge for at overskuddet i større grad reflekterer selskapets lønnsomhet¹³ (Stewart (1991)). En justering som anbefales er for eksempel å legge kostnadsførte forsknings- og utviklingskostnader tilbake til overskuddet og heller avskrive disse gradvis over den perioden forsknings- og utviklingsinnsatsen forventes å gi avkastning. Dette gjøres på bakgrunn av at disse kostnadene kan anses som en investering snarere enn en driftskostnad. En annen justering er å legge nettobeløpet etter skatt på endring i avsetninger for ikke-inndrivbare fordringer tilbake til resultatet og heller henføre totalbeløpet på avsetningen til investert kapital. På denne måten tas altså ikke-reelle størrelser ut av

¹³ Det EVA-baserte regnskapet vil utarbeides som et tillegg, og ikke som et alternativ, til pålagt rapportering etter gitt regnskapsstandard.

resultatregnskapet, slik at overskudd nærmer seg kontantstrøm, samtidig som man reduserer mulighetene for ledelsen til å manipulere abstrakte størrelser for å styre overskudd.

Selv om Stern & Stewart fremmer en lang rekke justeringer, oppfordrer vanligvis EVA-konsulenter til konservatisme med hensyn til å innføre disse. Dette har opphav i to forhold. For det første gjør justeringer det vanskeligere å forstå EVA og man risikerer dermed å redusere betydningen måltallet har på beslutningstaking. For det andre kan justeringer som øker EVA synes selvtjenlige og undergrave troverdigheten til måltallet overfor aksjeeiere, analytikere og media (Young & O'Byrne (2001)). I forhold til regnskapsjusteringer trekker Young & O'Byrne (2001) også frem fire evalueringskriterier. Gode regnskapsjusteringer bør være basert på finansiell teori, ha betydelig innvirkning på EVA-mål og ledelsens beslutningstaking, og øke måltallets evne til å forklare markedsverder og avkastning.

Selv om Stern & Stewart argumenter for at justeringene fjerner de implisitte forstyrrelsene i regnskapsmessig overskudd, gir de imidlertid lite bevis for å støtte opp om denne påstanden. Andre forskere har imidlertid tatt for seg problemstillingen, og blant annet finner Chen & Dodd (1997) at residualinntekt og EVA har lik forklaringsgrad på aksjeavkastning, noe som indikerer at regnskapsjusteringer ikke er priset i markedet. Dette kan være en medvirkende årsak til at antallet justeringer som normalt implementeres i et selskap som innfører EVA-mål de siste årene har sunket fra 10-12 til fem eller færre.

Forskning på EVA som ytelsesindikator gjennom komparative studier med rapportert regnskapsmessig overskudd har generelt gitt blandede resultater. Chen & Dodd (1997) viser, ved å benytte data basert på 10-årige gjennomsnitt, en høyere korrelasjon mellom avkastning og EVA enn mellom avkastning og EPS. Lehn & Makhija (1997) finner også at aksjeavkastning over en ti-års periode er sterkere korrelert med gjennomsnittlig EVA enn med en rekke øvrige overskuddsbaserte måltall. Samtidig finner flere studier bevis for det motsatte. For eksempel viser Bao & Bao (1998) en sterkere relasjon mellom relativ prisendring og endring i pris-deflatert overskudd enn mellom relativ prisendring og endring i pris-deflatert EVA. I tillegg påviser Chen & Dodd (1997) og Biddle et al. (1997) en sterkere sammenheng mellom avkastning og uventede overskudd enn mellom avkastning og uventet EVA. En årsak til dette kan være at realisert EVA ikke nødvendigvis er bedre enn overskudd til å representere investorers forventede fremtidige kontantstrøm, som teoretisk er drivkraften bak endring i aksjepris. Overskudd kan derfor være en bedre indikator for markedets vurdering

av nåverdien av fremtidige kontantstrømmer (Machuga et al. (2002)). Biddle et al (1997) finner imidlertid at forklaringsgraden på fremtidig avkastning kan økes ved å inkludere EVA i en overskuddsbasert analyse.

Det er åpenbart at verdirelevansen til EVA relativt til regnskapsmessig overskudd er et svært omstridt tema. I relasjon til denne utredningen, åpner debatten rundt EVA og overskudd for å se nærmere på empirisk forskning omkring forholdet mellom EVA og analytikerestimer, og hvorvidt inkludering av EVA-mål kan øke effektivitet og forklaringsgrad i disse. Dette kan være et interessant tema for videre forskning innen området.

Komparativ relevans: GAAP og Pro forma

Som det framgår av diskusjonen om objektive måltall, er informative rapporterte overskudd av høy kvalitet svært viktig både for investorer og markedets integritet. Bruken av rapporterte overskudd er svært utbredt i markedet, noe som synliggjøres gjennom fokuset på overskudd etablert i investormiljøer og analytikers utgivelse av overskuddsestimater. For å legge til rette for at selskaper skal kunne gi god overskuddsinformasjon, åpner markedsregulatorer (SEC i USA, kredittilsynet i Norge) for at ledelsen kan rapportere pro forma overskudd i tillegg til overskudd fastsatt ifølge regnskapsstandard. Selv om det er etablert enkelte begrensninger og retningslinjer på hvordan pro forma informasjon skal fremlegges, finnes det fremdeles betydelig rom for fleksibilitet og diskresjon i rapporteringen. Pro forma tall kan derfor potensielt villedde investorer fremfor å informere.

Forholdet mellom GAAP og pro forma kan forklares som følger:

$$(20) \quad GAAP = Pro\ forma + Ekstraordinære\ poster + Andre\ eksklusjoner$$

Det faktum at både investorer og analytikere ofte har tillatt seg å fokusere på overskuddet som selskapene ønsker å rapportere fremfor det de er pålagt å rapportere, er ifølge Montier (2003) nok et eksempel på rammeavhengighet. Montier (2002) viser ved gjennomgang av rapporteringsstørrelser i det amerikanske markedet at et pro forma overskudd reduseres med 53% under GAAP (i dette tilfellet US GAAP). Mens 8% av selskapene på S&P500 rapporterer underskudd pro forma, øker antallet til 19% derom GAAP legges til grunn. Det er derfor kanskje ikke så rart at selskaper har en tendens til å legge økt vekt på rapportere pro forma tall fremfor GAAP (Bradshaw & Sloan (2002)).

I sin argumentasjon for at det snarere bør fokuseres på GAAP fremfor pro forma tall, støtter Montier (2003) seg på forskning fra Doyle et al. (2002), som viser at selskap som rapporterer pro forma overskudd som ekskluderer tap eller kostnader som etter GAAP skal inkluderes, opplever lavere fremtidige kontantstrømmer og aksjeavkastning. De viser også at investorer kan generere betydelig avkastning på en investeringsstrategi basert på forskjellen mellom pro forma og GAAP-basert overskudd (long i de med liten forskjell, short i de med stor forskjell). Dette viser at GAAP-baserte tall har større verdirelevans enn pro forma tall. Doyle et al.s studie er imidlertid basert på et relativt lite utvalg og en kort utvalgsperiode. Resultatene kan derfor hevdes å være utvalgsspesifikke.

Generelt kan vi si at det finnes to motiver fra ledelsens side for å rapportere pro forma overskudd. For det første kan pro forma tall benyttes til å styre markedets forventninger til selskapet. For det andre kan de brukes for å supplere markedet med bedre og mer verdirelevant informasjon om selskapets reelle ytelse. Forskning på området har imidlertid funnet blandet støtte for de to motivene. I overensstemmelse med det førstnevnte indikerer empiriske bevis at noen selskaper som rapporter pro forma, gjør dette for å i større grad kunne overgå analytikerens forventninger (Bhattacharya et al. (2004)), for å kompensere for negative resultatoverraskelser (Lougee & Marquardt (2004)), og for å flytte fokus fra GAAP underskudd til pro forma overskudd (Bowen et al. (2005)). Eksperimentell forskning har også påvist at usofistikerte investorer i betydelig grad kan påvirkes av pro forma rapportering av overskudd.

Til støtte for det andre motivet, å supplere med mer verdirelevant informasjon, har forskere funnet at pro forma overskudd er mer representative for selskapers kjerneinntjening enn sammenliknbare GAAP tall (Bhattacharya et al (2003)), er sterkere forbundet med selskapets aksjepris (Bradshaw & Sloan (2002)) og har større prediksjonskraft på fremtidig overskudd (Brown & Sivakumar (2003)). Denne forskningen antyder at uformelle overskuddstall de siste årene har fått en sterkere verdirelevans enn overskudd basert på GAAP. Hvorvidt dette skyldes at markedet blir villedet (ikke gjennomskuer rapporteringen) eller at pro forma tallene bedre reflekterer reell fundamental verdi er imidlertid noe uklart.

Som en oppsummering har vi i kapittel 2 først belyst motsetningen mellom effisiente og ineffisiente marked og sett implikasjonen av dette på analytikerens informasjonsmiljø og mandat i markedet. Selv om man vanskelig kan rasjonalisere analytikerens posisjon ved sterk

markedseffisiens, har vi vist at analytikere typisk har en rolle å spille i grenselandet mellom investorer og selskaper gjennom informasjonsproblemet og agentproblemet. Dette legger føringer på analytikeren som en objektiv formidler av bearbeidet data, og vi har sett denne rollen i lys av institusjonell teori. I kapittel 2.4.1 har vi gått nærmere inn på hvordan analytikerens informasjon knytter seg til selskapers verdi gjennom ulike metoder fundamental analyse, som i tillegg til diskusjonen av verdirelevans og objektive måltall gir et rasjonale for hvorfor generering av resultatestimater kan anses som analytikerens hovedoppgave.

3. Modeller for offentliggjøring og analytikerestimat

I det foregående kapittelet har vi diskutert analytikerens rolle og sett nærmere på hvorfor, og på hvilken måte, analytikerens resultatestimater tilfører verdi til markedet. Jeg vil i kapittel 3 bygge videre på dette grunnlaget og først se nærmere på teori for offentliggjøring av regnskapsinformasjon og konsekvensene av dette. Videre vil jeg ta for meg hvordan analytikerens estimater påvirker offentliggjøringen og den tilhørende markedsreaksjonen.

På bakgrunn av at regnskapsinformasjon er en betydelig indikator på, og driver bak, selskapers verdi, er et stort område innen økonomisk forskning fokusert rundt offentliggjøring av regnskapsinformasjon i kapitalmarkeder. Forskning på offentliggjøring har en sentral rolle innen regnskap, og en overordnet målsetning for økonomibaserte modeller for offentliggjøring er å etablere sammenhengen mellom finansiell rapportering og de økonomiske konsekvensene av slik aktivitet.

Et viktig aspekt ved offentliggjøring er at det ikke finnes noen etablert, altomspennende teori for området (Verecchia (2001)). I stedet favner offentliggjøring som emne aspekter fra både regnskap, finans og samfunnsøkonomi. Dette bidrar til å gjøre forskningsfeltet intrikat og vanskelig å navigere i. Innen offentliggjøring er det sentralt å skille mellom obligatorisk offentliggjøring, på bakgrunn av krav fra markedsregulatorer, og frivillig offentliggjøring som foregår på selskapsledelsens eget initiativ. Selv om det ikke finnes noen altomfattende teori som inkluderer begge former, trekker imidlertid Dye (2001) fram det faktum at spillteori, basert på at predikering av atferd bør ta utgangspunkt i at aktørene i et marked optimerer atferd samtidig, er grunnleggende for frivillig offentliggjøring. Dye hevder derfor at teori for frivillig offentliggjøring er et spesialtilfelle av spillteori, basert på at en aktør som vurderer offentliggjøring vil offentliggjøre informasjon som er tjenlig for aktøren og unngå å belyse informasjon som slår negativt ut. I tillegg bør man for å kunne tolke signalene fra en aktør som offentliggjør informasjon på en fornuftig måte, kunne forutsi aktørens incentiver til å handle på den måten vedkommende har valgt og utvalget momenter de kunne lagt til, men valgte å utelate. Teorien har opphav i Grossman & Hart (1980), Grossman (1981) og Milgrom (1981).

Denne teorien er interessant på den måten at den belyser hvordan man kan tolke stillhet, eller mer generelt, mindre enn fullstendig offentliggjøring. Når man legger dette premisset til grunn for å evaluere offentliggjøring gjort av ledelsen i selskaper, er det imidlertid ikke slik at teorien gir den konklusjonen at ledelsen alltid vil offentliggjøre informasjon som øker selskapers aksjeverdi og tilbakeholde informasjon som reduserer den. Det er viktig å også inkludere ledelsens incentiver. For eksempel kan ledelsen velge å offentliggjøre informasjon som reduserer selskapets aksjeverdi og utsette informasjon som øker den, ettersom dette kan redusere innløsningskursen på opsjonspakkene de mottar (Aboody & Kaznik (1999)). Videre kan det blant annet være hensiktsmessig å offentliggjøre negativ informasjon i forkant av management buy-outs eller forhandlinger med fagforeninger (Liberty & Zimmermann (1986)). Disse eksemplene er konsistente med spillteorien for frivillig offentliggjøring, ettersom hvorvidt offentliggjøring er fordelaktig eller ufordelaktig for aktøren med myndighet til å ta avgjørelsen om offentliggjøring ikke nødvendigvis er synonymt med verdiøkende eller verdireducerende offentliggjøring.

Premisset i spilleteorien er generelt nok til at litteratur og ulike modeller for offentliggjøring kunne vært strukturert rundt det (Dye (2001)). I sin gjennomgang av teoretisk forskning på området, velger Verecchia (2001) i stedet å dele inn i tre brede kategorier. Den første omhandler forskning på hvordan eksogen offentliggjøring er relatert til endring eller forstyrrelse i aktivitetene til individuelle, nyttemaksimerende investorer som konkurrerer i et kapitalmarked. Denne forskningen på assosiasjonsbasert offentliggjøring studerer hovedsakelig effektene av en eksogen offentliggjøring på den aggregerte endringen i investorers individuelle handlinger, primært gjennom effekten på likevektspriser og handelsvolum.

Den andre kategorien er forskning som ser på hvordan ledere eller selskaper utviser diskresjon med hensyn til informasjon de har kjennskap til. Verecchia (2001) referer til dette området som diskresjonsbasert offentliggjøring, som kjennetegnes ved at offentliggjøring behandles endogent ved å ta i betraktning lederes eller selskapers incentiver til å offentliggjøre kjent informasjon. Typisk gjøres dette i en kapitalmarkedssituasjon, der valg av offentliggjøring skjer ex post og markedet kjennetegnes ved en representativ konsument av offentliggjort informasjon.

Den tredje og siste kategorien omtales som effisiensbasert offentliggjøring og diskuterer hvilke systemer for offentliggjøring som er prefererte, gitt at ledelsen eller selskapet ikke på forhånd har kjennskap til informasjonen, altså ex ante valg av offentliggjøring. Forskningen på området er kjennetegnet ved at man ser på ubetingede valg for offentliggjøring; typisk i en kapitalmarkedssituasjon der handlingene til individuelle, nyttemaksimerende agenter er gitt endogent.

På bakgrunn av at det etter mitt syn er mer naturlig å først se nærmere på teori om hvorfor offentliggjøring i utgangspunktet finnes og deretter se konsekvensene av denne aktiviteten i markedet, velger jeg å snu Verecchias rekkefølge av kategoriene. Denne rekkefølgen er også mer hensiktsmessig i forhold til denne utredningen, ettersom den fokuserer på analytikere og egenskaper ved deres estimer, noe som er nært relatert til assosiasjonsbasert offentliggjøring. Verecchia påpeker imidlertid at en slik rekkefølge vil være mindre pedagogisk.

3.1 Effisiensbasert offentliggjøring

Teori på dette området tar utgangspunkt i endogen offentliggjøring og ser på hvilke offentliggjøringsrutiner som er preferert ex ante ledelsens kjennskap til informasjonen som offentliggjøres. Et sentralt punkt for analysen blir dermed å evaluere hvorvidt ulike offentliggjøringsformer er effisiente eller ikke. Med effisient offentliggjøring sikter vi her til praksis som foretrekkes ubetinget.

For å evaluere offentliggjøring, la tidlig forskning på området til grunn paretoforbedring i markeder med perfekt konkurranse og rent bytte, altså i tilfeller der offentliggjøring ikke ga noen fordeler i seg selv. Paretoforbedring er et sterkt velferdskriterium i et rent byttemarked, og krever at offentliggjøring ikke medfører at noen investor som deltar i markedet kommer dårligere ut selv om andre markedsdeltakere åpenbart høster fordeler. I utgangspunktet synes rent bytte, paretoforbedring og offentliggjøring inkompatible. En årsak til dette er at offentliggjøring gir en fordel til mindre informerte aktører på bekostning av de godt informerte, ettersom informasjonsgapet mellom aktørene jevnes ut. En annen, og kanskje mer skarpsindig, årsak er at antakelsen om perfekt konkurranse kombinert med rent bytte gir lite rom for at offentliggjøring skal kunne medføre fordel.

For å forstå dette siste argumentet, må man legge til grunn at perfekt konkurranse antar at hver investor handler som om hans eller hennes atferd ikke har innvirkning på pris, noe som i likevekt er sant. Selv om likevektsprisen fastsettes på bakgrunn av investorenes aggregerte atferd, kan altså ikke en individuell investors atferd påvirke prisen på grunn av hans eller hennes marginaliserte betydning. Som følge av dette, vil primæreffekten av offentliggjøring i et marked med perfekt konkurranse være å omdistribuere formue mellom markedsaktørene. Gode nyheter vil medføre at de som er overvektet i vedkommende verdipapir tjener, mens de som er undervektet taper. I den grad markedet består av risikoaverse aktører, vil konsekvensen av en uventet offentliggjøring være at markedsaktørene, i forventning, kollektivt kommer dårligere ut. Dette refereres til som ufordelaktig risikodelingseffekt av økt offentliggjøring. Selv om det i et komplett marked er mulig å skrive kontrakter for å unngå konsekvensen av risikodelingen, vil dette kun medføre at offentliggjøring ikke har noen fordelaktig rolle i komplette markeder, og har en negativ rolle i ukomplette markeder. På bakgrunn av dette konkluderte tidlig forskning derfor med at fordelene ved offentliggjøring i beste fall var illusoriske, og i verste fall skadelige (Hirsleifer (1971), Marshall (1974)).

Denne åpenbare svakheten i modellen kan utbedres på to måter. For det første kan man ta utgangspunkt i forutsetningen om rent bytte, og utvide til at modellen også åpner for produksjon. Ved inkludering av produksjon finnes det forhold der offentliggjøring er preferert på bakgrunn av at slik aktivitet medfører endringer i produksjonsplaner, som igjen gir paretoforbedringer gjennom mer effektiv ressursallokering mellom perioder og selskaper (Kunkel (1982)). For det andre kan man ta utgangspunkt i forutsetningen i effisiente markeder om at det er kostnadsfritt å tilegne seg privat informasjon. Ved å gå bort fra denne forutsetningen, kan det vises at offentliggjøring kan gi en velferdsgevinst i rene bytteøkonomier ved at kostnadsfri offentliggjøring kan redusere incentivene til å tilegne seg kostbar privat informasjon og således gjøre at alle aktørene kommer bedre ut til tross for effekten av ufordelaktig risikodeling (Verecchia (1982), Diamond (1985)).

Selv om den sistnevnte metoden har fått mest anerkjennelse, kan man likevel stille spørsmål ved om den i realiteten løser problemet med å gi offentliggjøring et økonomisk rasjonale. For det første vil det ved tilstrekkelig ulike markedsaktører være svært vanskelig, om ikke umulig, at offentliggjøring skal gi en positiv effekt for alle. For eksempel kan det vises at bedre informerte aksjonærer i et selskap alltid vil foretrekke mindre offentliggjøring enn mindre informerte aksjonærer (Kim (1993)). For det andre benytter all forskning på dette

området én-periodiske modeller, der beslutningen om offentliggjøring, tilegnelse av privat informasjon og rebalansering av porteføljer gjøres samtidig. Dette gir risiko for sammenblanding av en rekke faktorer som kan virke forvirrende på og tilsløre rollen til offentliggjøring. For det tredje tar ikke arbeidene hensyn til at når offentliggjøring er kostbart og selskaper konkurrerer om investorers oppmerksomhet, kan selskaper ha incentiv til å offentliggjøre informasjon utover sosialt optimalt nivå (Fishman & Hagerty (1989)).

En alternativ måte å koble offentliggjøring til effektivitet på, er å gå bort fra forutsetningen om perfekt konkurranse og effisiente markeder, og heller fokusere på markeder med imperfekt konkurranse. I primærkapitalmarkeder selges aksjer til investorer for å finansiere selskapers investeringsaktivitet. En offentliggjøringsrelatert kostnad som forhindrer investering og gjør det mer kostbart å selge aksjer, er transaksjonskostnader som oppstår som følge av informasjonsproblemet implisitt i utvekslingen av eiendeler mellom agenter med ulik grad av informasjon. Denne transaksjonskostnaden kan refereres til som ”asymmetrisk informasjon-komponenten i kapitalkostnad”, og utgjør den rabatten selskaper gir for å løse problemet med ugunstig utvalg (kapittel 2.3.1). Denne transaksjonskostnaden vil ikke forekomme i perfekte markeder, ettersom det i disse ikke finnes noe ugunstig utvalg på bakgrunn av at salg av aksjer mellom individuelle agenter ikke har noen effekt på pris. Ved imperfekt konkurranse derimot, antar man at hver investor er så betydelig at deres handlinger vil ha en prisdrivende effekt. Under imperfekt konkurranse kan derfor aktører være nødt til å betale eller tilby en ”likviditetspremie” ved utveksling av aktiva for å beskytte motparten i transaksjonen mot problemet med ugunstig utvalg, ettersom aktivumets sanne natur er uobserverbar.

Dersom investorer holder aksjeposter helt til selskapet likvideres, trenger de i utgangspunktet ikke ta hensyn til hvordan transaksjonskostnader fra utveksling av eiendeler før likvidering vil påvirke deres avkastning. Dersom investorer derimot forventer at de vil redusere eller øke sin posisjon i selskapet før likvidering, bør de inkludere disse transaksjonskostnadene i prisen de er villig til å betale for aksjene initielt¹⁴ (Verecchia (2001)). Høyere forventet transaksjonskostnad medfører lavere betalingsvilje initielt blant investorene, som igjen gir

¹⁴ Indirekte bør imidlertid investorer som planlegger å holde aksjen til likvidering, også ta hensyn til transaksjonskostnader gjennom utvanningseffekt på eierandelen dersom selskapet må hente inn ny kapital i markedet og er nødt til å tilby aksjer til underpris, som følge av problemet med ugunstig utvalg.

mindre penger til selskapets investeringer og produksjon når aksjer selges i primærmarkeder. Som følge av dette vil selskapet i et effisiensperspektiv ha incentiv til å redusere informasjonsasymmetri for å redusere ”asymmetrisk informasjon-komponenten i kapitalkostnad”. Ved å anta at offentliggjøring og privat informasjonssamling er substitutter og ikke komplementer, kan informasjonsasymmetrien reduseres ved å forplikte seg til det høyeste nivå av offentliggjøring når aksjer i selskapet tilbys for første gang. Mer spesifikt kan dette innebære å forplikte seg til de mest gjennomsiktede regnskapsstandarder, benytte de mest gjennomsiktede prinsippene innen valgte standarder eller notering på en børs med sterk overvåking og et stort og aktivt analytiker- og investormiljø.

Dersom selskaper gjennom redusert kapitalkostnad er tjent med forpliktelse til økt offentliggjøring, kan man stille spørsmål ved hvorfor det finnes en kostnadskomponent knyttet til asymmetrisk informasjon. Med andre ord: hvorfor vil ikke selskaper velge en hjørneløsning med full offentliggjøring og fritt innsyn, og på denne måten redusere potensielle kostnader? I litteraturen trekkes blant annet risikodeling og agentkostnader fram som motvirkende kostnadskomponenter som medfører bare delvis offentliggjøring (Diamond & Verrecchia (1991), Baiman & Verrecchia (1996)). En kanskje mer åpenbar grunn til at informasjon i noen situasjoner tilbakeholdes og i andre offentliggjøres, er proprietære kostnader. Altså kostnader forbundet med at konkurrenter får for mye innsyn i selskapets interne forhold. For eksempel økes proprietære kostnader ved at man offentliggjør informasjon som åpner for at konkurrenter kan velge en mer effisient produksjonsplan og i sterkere grad konkurrere med selskapet.

3.2 Diskresjonsbasert offentliggjøring

Når man skal se nærmere på den diskresjon ledelse og selskaper utviser ved offentliggjøring av informasjon de har kjennskap til, kan man ta utgangspunkt i konseptet om at problemet med ugunstig utvalg når en selger tilbyr et aktivum og samtidig tilbakeholder informasjon om aktivumets kvalitet, driver selgeren til å offentliggjøre all informasjon til kjøperen (Akerlof (1970), Grossman & Hart (1980), Grossman (1981), Milgrom (1981)). Intuisjonen bak dette resultatet er at en rasjonell kjøper tolker tilbakeholdt informasjon som negativ, og vil redusere sin betalingsvilje inntil det punktet der det er optimalt for selgeren å oppgi all

informasjon. Dette resultatet er bygget på forutsetninger om at: (1) kjøper av et produkt vet at selgeren har informasjon; (2) alle kjøpere tolker selgerens offentliggjøring, eller fravær av dette, på den samme måten (3) selgeren kan offentliggjøre sin informasjon på en troverdig måte; (4) selgeren påføres ingen kostnader ved offentliggjøring. Ideen om at tilbakeholdt informasjon kan drives frem av rasjonelle kjøpere legger grunnlaget for en stor del av forskningen innen diskresjonsbasert offentliggjøring, ved å vise at brudd på en eller flere av forutsetningene over medfører at det ikke blir gitt fullstendig informasjon i regnskapsmessige offentliggjøringer (Dye (2001)).

Selv om det i et kapitalmarked kan dokumenteres brudd på alle de nevnte forutsetningene, er det vanligst å tak i den om kostnadsfri offentliggjøring. Dersom ledelsens mål er å maksimere kortsiktig markedskapitalisering og det eksisterer kostnader forbundet med offentliggjøring av informasjon, finnes det likevekter der selskapet vil offentliggjøre positiv informasjon og tilbakeholde negativ informasjon, på tross av at markedsaktørene har rasjonelle forventninger til innholdet. Det er ulike typer kostnader som kan bygge opp om tilbakeholdelse av informasjon, men den mest overbevisende typen er kostnader i forbindelse med offentliggjøring av proprietær informasjon.

I utgangspunktet er denne teorien bygget rundt tre sentrale antakelser: (A) en eksogen proprietær kostnad for å forklare ledelsens tilbakeholdelse av informasjon; (B) at ledelsen offentliggjør sannferdig; (C) at ledelsens mål er å maksimere kortsiktig markedsverdi, selv om dette kan ha negativ effekt på sikt. Videre forskning viser imidlertid at alle antakelsene kan fravikes og allikevel gi et resultat med bare delvis offentliggjøring, blant annet gjennom at eksogene proprietære kostnader kan endogeniseres eller erstattes med usikkerhet, og at sannferdig offentliggjøring kan avslappes gjennom overtalelses- og cheap-talk spill. Generelt kan effektene modelleres i duopol-modeller. En svakhet med modellene er imidlertid at diskresjonære strategier for offentliggjøring fremkommer som ineffisiente, ettersom selskapene ville kommet bedre ut ved binde seg til en praksis om ingen offentliggjøring ex ante.

3.3 Assosiasjonsbasert offentliggjøring

Forskning innen assosiasjonsbasert offentliggjøring utforsker hvordan offentliggjøring relateres til endring eller forstyrrelse i aktivitetene til konkurrerende investorer i kapitalmarkedet, gjennom å analysere effektene av en eksogen offentliggjøring på de kumulative handlingene til individuelle investorer på tidspunktet for en offentliggjøringshendelse. Denne type forskning strekker seg helt tilbake til Lintner (1969) og typiske fokusområder er sammenhengen mellom offentliggjøring og prisendringer, og sammenhengen mellom offentliggjøring og omsatt volum.

For å vise grunnlaget for forskningen kan vi ta utgangspunkt i en enkel og stilisert modell for offentliggjøring (Holthausen & Verecchia (1988)). Som input til modellen antar vi at det finnes noen aktiver (selskap) med usikre fundamentale verdier, og at det om disse offentliggjøres et eksogent sett informasjon. Vi lar den usikre selskapsverdien representeres ved en stokastisk variabel \tilde{u} , som er normalfordelt med forventning m og presisjon (den inverse verdien av varians) h . Presisjonen h kan tolkes som markedets vedvarende nivå av felles kunnskap om selskapets usikre verdi, \tilde{u} . På samme måte antar vi at informasjonen som offentliggjøres dreier seg om selskapets verdi, men at denne verdien ikke er perfekt. For eksempel lar vi offentliggjøring representeres ved $\tilde{y} = \tilde{u} + \tilde{\eta}$, der $\tilde{\eta}$ også er en normalfordeling med forventning null og presisjon n . Presisjonen n kan tolkes som presisjonen til informasjonsinnholdet i offentliggjøringen, \tilde{y} . Videre antar vi at all aktivitet relatert til offentliggjøringen foregår i to perioder; $T-1$ og T , der $T-1$ er perioden umiddelbart før offentliggjøring finner sted og T er perioden umiddelbart etter. Vi lar aktivenes priser i de to periodene representeres ved henholdsvis P_{T-1} og P_T . I den videre analysen begrenser vi økonomien til kun å bestå av ett enkelt risikabelt aktivum og forutsetter at alle elementer foruten de som studeres holdes konstant (ingen eksterne effekter).

På bakgrunn av forutsetningene over kan vi foreslå følgende funksjonelle form for prisendring relatert til offentliggjøring av informasjon:

$$(21) \quad \tilde{P}_T - \tilde{P}_{T-1} = \alpha + \beta(\tilde{y} - m) + \gamma\tilde{\Omega} + \tilde{\xi}$$

der α , β og γ er konstante parametere, $\tilde{\Omega}$ representerer andre variabler enn \tilde{y} relatert til selskapsverdi og prisendring, og $\tilde{\xi}$ representerer variabler urelatert til selskapsverdi (støy).

Koeffisienten for avvik mellom offentliggjort selskapsverdi og forventet verdi, β , kan tolkes som det elementet av den funksjonelle sammenhengen for prisendring som er et direkte resultat av offentliggjort informasjon. Denne koeffisienten kan refereres til som offentliggjøringsrespons-koeffisient, *ORK*. For eksempel vil intuisjon foreslå at *ORK* reduseres når modellene øker i kompleksitet ettersom andre faktorer, som privat informasjon som substitutt for offentliggjøring, vil redusere prisendringens avhengighet av offentliggjøringskomponenten.

For å bekrefte eller avkrefte denne intuisjonen er det nyttig å vurdere andelen av variabilitet i prisendring som forklares av offentliggjøring alene. For å sile ut den delen av variabilitet som skyldes aktivitet i forkant av offentliggjøring, reflektert i P_{T-1} , og som skyldes ikke-verdirelaterte faktorer, kontrolleres det henholdsvis for første periodes pris og støy (P_{T-1} og $\tilde{\xi}$). Andelen variabilitet forklart ved offentliggjøring kan dermed defineres som:

$$(22) \quad \Delta\% = 1 - \frac{\text{VAR}(\tilde{P}_T - \tilde{P}_{T-1} | \tilde{y} = y, \tilde{P}_{T-1} = P_{T-1}, \tilde{\xi} = \xi)}{\text{VAR}((\tilde{P}_T - \tilde{P}_{T-1}) | \tilde{P}_{T-1} = P_{T-1}, \tilde{\xi} = \xi)}$$

For å videre utvikle den stiliserte offentliggjøringsmodellen, antar vi at alle investorene i markedet er risikonøytrale, kan anta ubegrenset ansvar for realiseringer av selskapsverdi og ikke har noen informasjon, privat eller offentlig, om selskapsverdi på tidspunkt $T-1$. På bakgrunn av fraværet av informasjon, er ved tidspunkt $T-1$ alle forventninger basert på den ubetingede forventningen til \tilde{u} (selskapsverdi), gitt ved m . Ettersom alle investorene antas å være risikonøytrale, vil prisen på aktivumet ved tidspunkt $T-1$ være $P_{T-1} = m$. På tidspunkt T offentliggjøres informasjon $\tilde{y} = y$ og vi antar at dette enten er den eneste informasjonen om selskapsverdi, eller at dersom det finnes annen informasjon som avsløres på samme tidspunkt (privat informasjon) er denne inkludert i $\tilde{y} = y$, altså at \tilde{y} er en tilstrekkelig variabel for y og all annen informasjon. Dersom $\tilde{y} = y$ er en tilstrekkelig variabel for all informasjon og investorer er risikonøytrale, får vi at:

$$(23) \quad P_T = E[\tilde{u} | \tilde{y} = y] = m + [n/(h+n)](y - m)$$

som impliserer at

$$(24) \quad \tilde{P}_T - \tilde{P}_{T-1} = \frac{n}{h+n}(\tilde{y} - m)$$

der uttrykket $\tilde{y} - m$ kan tolkes som en offentliggjøringsoverraskelse, ettersom det representerer i hvilken grad $\tilde{y} = y$ avviker fra forventningsverdien m , som også er forventningsverdien til \tilde{u} . I dette tilfellet får vi at

$$(25) \quad ORK = n/(h + n),$$

altså at prisendringen som følge av offentliggjøring tilsvarer forholdet mellom presisjonen av offentliggjøringen, n , relativt til den totale presisjonen på selskapsverdi betinget på offentliggjøringen, $h + n$. I denne enkle modellen vil også all variabilitet i prisendringen være forklart av offentliggjøringen ved tidspunkt T , ettersom

$$(26) \quad VAR[\tilde{P}_T - \tilde{P}_{T-1} | \tilde{y} = y] = 0$$

som medfører at $\Delta\% = 1$.

Modellen presentert over er svært enkel og intuitiv, men den stiliserte fremstillingen går åpenbart på bekostning av en mer virkelighetsnær markedsframstilling. Blant annet kan man peke på at det i modellen over ikke finnes noen annen verdirelevant informasjon utover den som skriver seg fra offentliggjøring. Videre vil det i modellen ikke forekomme handel, ettersom oppfatninger er homogene både på tidspunkt $T-1$ og T , noe som ikke gir økonomisk rasjonale for handel basert på informasjon. Verecchia (2001) og Dye (2001) bringer modellen videre ved å tilføre en rekke momenter for å gjøre den mer robust og virkelighetsnær. Dette blir imidlertid for detaljert for behandling i denne utredningen som heller vil snu fokus til modeller som inkluderer analytikerestimater.

3.4 Modell som inkluderer analytikere

Som vi har sett fra gjennomgangen av teori for offentliggjøring er forskning på relasjonen mellom offentliggjøring og pris- og volumreaksjoner (assosiasjonsbasert teori) en stor og godt etablert forskningsgren. Mye av denne type forskning inkluderer også forskning rundt middelverdier for og spredning i analytikers overskuddsestimat. Det økonomiske rasjonalet for dette ligger i at estimatverdier benyttes som indikator på investorers forventning, som ellers er uobserverbar i markedet. Som vist i kapittel 3.3 er disse forventningene igjen antatt å være systematisk relatert til pris- og volumreaksjoner når selskaper offentliggjør overskudd.

Abarbanell et al. (1995) var blant de første som bidro med en helhetlig teoretisk tilnærming til sammenhengen mellom estimater og investorforventninger, og implikasjonen av disse relasjonene på pris- og volumendringer. I sin artikkel presenterer de en modell der priser, omsetningsvolum og privat informasjonsinnsamling er endogent bestemt. Blant annet gir denne modellen en eksplisitt karakterisering av investorers usikkerhet i et miljø med et mangfoldig utvalg overskuddsestimater, og effekten på forholdet mellom markedsreaksjoner og egenskaper ved overskuddsestimater når investorer samler privat informasjon endogent, for eksempel basert på egenskapene ved offentlig tilgjengelig informasjon.

Modellen er delvis basert på tidligere modeller for offentliggjøring av resultat (Kim & Verecchia (1991a, b)) og fokuserer på investorforventninger omkring offentliggjøringer som påvirkes av; 1) offentliggjøring av verdirelevante variabler; 2) informasjon privat tilegnet av investorer i påvente av offentliggjøringen; og 3) et sett offentlig tilgjengelige estimater i forkant av offentliggjøringen. Modellen baseres på en økonomi med rent bytte og rasjonelle aktører. Det finnes et ubegrenset antall handlere og to aktiva; et risikofritt (obligasjon) og et risikabelt (selskap). Økonomiske parametere som er ukjente inntil de realiseres er stokastiske variabler og markeres med en tilde.

Det risikable aktivumet har en avkastning (terminalverdi) \tilde{u} , som er normalfordelt med forventning og presisjon h , gitt som den inverse av varians. Det risikofrie aktivumet gir en avkastning på én enhet konsumgode. Videre består modellen av tre tidsperioder. I periode 1 har hver enkelt investor i en gitt mengde risikofrie aktiva E_i og risikable aktiva x_i . Den gjennomsnittlige allokeringen av det risikable aktivumet er \tilde{x} , som er ukjent for investorene og normalfordelt med forventning null og presisjon t . En innledende runde med handel finner sted i periode 1. I periode 2 skjer det en offentliggjøring omkring avkastningen på det risikable aktivumet, \tilde{u} . Denne offentliggjøringen er

$$(27) \quad \tilde{y} = \tilde{u} + \bar{v},$$

der \bar{v} representerer feilen i offentliggjøringen i andre periode, altså støy i regnskapsmessig overskudd. En runde med handel foregår også i periode 2. I periode 3 likvideres alle porteføljer og fortjenesten konsumeres.

I periode 1 mottar alle investorer kostnadsfritt estimater for offentliggjøringen i andre periode, \tilde{y} . Alternativt kan vi anta at investorene kjøper et homogent utvalg estimater for en

lump sum, noe som vil gi samme effekt som om informasjonen var offentlig og i tillegg er mer konsistent med den virkeligheten vi observerer med store tilbydere av databaser for estimater (for eksempel JCF). Mer spesifikt finnes det M estimater for \tilde{y} :

$$(28) \quad \tilde{f}_j = \tilde{y} + \tilde{\delta} + \tilde{\eta}_j, \quad j = 1, \dots, M.$$

Hvert estimat for \tilde{y} forstyrres av støy som er felles for alle estimatene, $\tilde{\delta}$, og en kilde til støy som er unik for det enkelte estimat, $\tilde{\eta}_j$. Modellen benytter disse to separate kildene til støy for å reflektere situasjoner der alle analytikerne tilegner seg informasjon fra samme kilde, for eksempel ved analytikerpresentasjoner, og situasjoner der analytikerne tilegner seg informasjon fra deres egne uavhengige kilder. I tillegg til de M offentlige estimatene kan hver enkelt investor kjøpe et privat estimat for aktivumets avkastning,

$$(29) \quad \tilde{z} = \tilde{u} + \tilde{\varepsilon}_i.$$

Støy-variablene i modellen (\tilde{v} , $\tilde{\delta}$, $\tilde{\eta}_j$ og $\tilde{\varepsilon}_i$) er gjensidig uavhengige og normalfordelt med forventning null og presisjon lik henholdsvis n , g , m_j og s_i . Kostnaden ved å tilegne seg det private estimatet antas å være kun en funksjon av estimatets presisjon, s_i , for eksempel

$$(30) \quad C(z_i) = C(s_i),$$

der $C(s_i)$ er en lineær funksjon. Til slutt er nytten til investor i antatt å være representert med en negativ eksponentiell nyttefunksjon med risikotoleranse r_i .

3.4.1 Investorers usikkerhet med hensyn på avkastning

Vi introduserer her et måltall på graden av informasjon blant investorene. Dette måles ved den enkelte investors presisjon i anslaget på avkastning, \tilde{u} , betinget på den informasjonen tilgjengelig for vedkommende på det gitte tidspunkt. Vi kan med dette definere graden av informasjon blant den enkelte investor på tidspunkt k som

$$(31) \quad Var^{-1}(\tilde{u} | \Theta_k),$$

der Θ_k angir informasjonen tilgjengelig for investoren på tidspunkt k (for eksempel priser, privat informasjon, estimater og overskudd dersom $k = 2$). Vi lar s være den gjennomsnittlige presisjonen i investorenes private informasjon med hensyn til \tilde{u} , ρ være presisjonen i gjennomsnittsestimatet med hensyn på avkastning og r gjennomsnittlig risikotoleranse over alle investorer. Dette impliserer at graden av informasjon blant investorene i henholdsvis periode 1 og 2 kan uttrykkes ved følgende sammenhenger:

$$(32) \quad K_1 = h + s + \rho + r^2 s^2 t$$

og

$$(33) \quad K_2 = h + s + n + r^2 s^2 t$$

Likning 32 og 33 fastslår at hvor godt informert investorene er med hensyn til avkastning gitt tilgjengelig informasjon, er summen av presisjonen til de ulike informasjonskildene for avkastning, gitt ved 1) tidligere oppfatninger, h ; 2) privat informasjon, s ; 3) priser i periode 1 som aggregert privat informasjon og en indikator på underliggende støy i initiell allokering, $r^2 s^2 t$; og 4) enten estimatene tilgjengelig i periode 1, ρ , eller offentliggjøringen i periode 2, n . Vi legger merke til at presisjonen i estimater, ρ , kun bidrar til graden av informasjon i periode 1, og erstattes med presisjon i offentliggjøringen i periode 2. Så lenge noen av de overstående presisjonene øker, øker investorens grad av informasjon, K .

3.4.2 Spredning og presisjon i estimater med hensyn på avkastning

Parameteren m_j angir presisjonen i den enkelte analytikers individuelle støykomponent, $\tilde{\eta}_j$. For enkelthets skyld antar vi at ingen analytikere i snitt vil forventes å ha høyere individuell estimeringspresisjon, m_j , enn andre, altså at $m_j = m$ for alle analytikere, j . Videre antar vi at spredingen, d , i de M estimatene for overskudd er gitt ved tverrsnittsvariansen i estimatene. Dette gir at

$$(34) \quad d = (1/M) \sum m_j^{-1} = m^{-1},$$

ettersom presisjonen er gitt som den inverse av variansen og at det kun er den individuelle støykomponenten som bidrar til variasjon mellom analytikernes estimater (komponenten $\tilde{\delta}$ er felles for alle). På bakgrunn av uttrykket for gjennomsnittsestimatet er det enkelt å beregne estimeringspresisjonen, ρ :

$$(35) \quad \rho = Var^{-1}(\tilde{f}|\tilde{u}) = Var^{-1}\left[\frac{1}{M} \sum_{j=1}^M (\tilde{y} + \tilde{\delta} + \tilde{\eta}_j)\tilde{u}\right] = \left(\frac{1}{n} + \frac{1}{g} + \frac{d}{M}\right)^{-1}$$

der n angir presisjonen til støykomponenten i offentliggjøringen, g angir presisjonen i analytikernes felles støykomponent $\tilde{\delta}$ og d angir spredningen i analytikernes estimat. Likning 35 beskriver formelt sammenhengen mellom egenskaper ved estimatene og estimatenes presisjon: Estimeringspresisjonen, ρ , er økende med presisjonen i felles feil, n , presisjonen i offentliggjøringen, g , og antallet estimater, M , og avtakende med spredning i estimatene, d .

En økning i presisjonen til den felles feilen i estimater bidrar altså til en økning i presisjonen til gjennomsnittsestimatet, alt annet holdt konstant. Videre blir stadig mer av feilen relatert til privat informasjon hos den individuelle analytiker silt bort når flere og flere estimater kombineres. Dette medfører en økning i presisjonen til gjennomsnittsestimatet. Estimeringspresisjonen er økende med presisjonen i offentliggjøringen, ettersom offentliggjøringen i seg selv er et estimat på avkastning som igjen gir økt presisjon i investorenes anslag på denne. Ettersom spredning angir variansen i den individuelle feilen i det enkelte estimat, indikerer økt spredning en økning i gjennomsnittlig individuell støy i estimater.

3.4.3 Investorers usikkerhet med hensyn på offentliggjøring

Estimeringspresisjonen, ρ , er presisjonen til gjennomsnittsestimatet med hensyn til avkastning, \tilde{u} . Modellen kan imidlertid også vise presisjonen i investorers forventning til offentliggjort resultat, \tilde{y} , betinget på informasjon tilgjengelig i første periode. Ved å anta homogen presisjon i den individuelle støykomponenten, som i avsnittet over, vil gjennomsnittlig investorforventning til offentliggjøring vektet etter individuell risikotoleranse, \tilde{y} , betinget på informasjon i periode 1 være gitt ved:

$$(36) \quad \Phi(\tilde{y}) = \frac{(n - \rho)}{n} \left[P_1 + \frac{\tilde{x}}{rK_1} \right] + \frac{\rho}{n} \bar{f}$$

der \bar{f} er gjennomsnittsestimatet og vektet gjennomsnittlig betinget varians er gitt ved:

$$(37) \quad \text{vektet gjennomsnittlig betinget varians} = [(n - \rho)/n^2] (K_2/K_1).$$

$\Phi(\tilde{y})$ er et vektet snitt av pris justert for tilbudet av aksjer i det risikable aktivumet og resultatestimaterne. Vektene er basert på estimeringspresisjonen relativt til presisjonen i offentliggjøringen. Dersom vi holder presisjonen i offentliggjøringen, n , konstant ser vi på bakgrunn av likning (35) at vekten investorer legger på estimater er økende med graden av presisjon i analytikernes felles støykilde, g , og antall gitte estimater, M , og avtakende med spredningen i estimatene, d .

I modellen er investorenes overraskelse ved offentliggjøring gitt ved

$$(38) \quad \text{overraskelse} = y - \Phi(\tilde{y}).$$

Denne overraskelseskomponenten har betydning for markedets respons på offentliggjøring.

3.4.4 Investorers oppfattelse og markedets respons

Med hensyn til markedets respons kan modellen analyseres i to ulike omgivelser. I den første er privat informasjon er gitt eksogent, altså at informasjonsnivået er uavhengig av egenskapene ved estimater ved at presisjonen i analytikerens individuelle informasjon, s_i , holdes konstant. I den andre tilegnes informasjon endogent i modellen, altså at informasjonsnivået er avhengig av egenskapene ved estimater.

I modellen er uttrykket for prisendring ved tidspunkt for offentliggjøring gitt ved:

$$(39) \quad \tilde{P}_2 - \tilde{P}_1 = \frac{n}{K_2} \left(\tilde{y} - \Phi(\tilde{y}) + \frac{(n - \rho)\tilde{x}}{nrK_1} \right)$$

eller

$$(40) \quad \tilde{P}_2 - \tilde{P}_1 = \frac{n}{K_2} (\text{Overraskelse} + \text{Støy}),$$

der analytikerestimer påvirker prisendringen gjennom variablene $\Phi(\tilde{y})$, ρ og K_1 . Økt presisjon i analytikernes estimer medfører en lavere prisreaksjon ved offentliggjøring. Overskuddsresponskoeffisienten, definert som sensitivitet til prisendring med hensyn på overskuddsoverraskelse, er gitt ved n/K_2 . Sensitiviteten er altså avhengig av sammenhengen mellom presisjonen i offentliggjøringen og graden av presisjon i investorenes totale informasjon på tidspunktet for offentliggjøringen. På bakgrunn av likning 33 for K_2 , viser likning 40 at dersom vi forutsetter eksogen privat informasjon, vil presisjonen i offentliggjøringen, n , være positivt relatert til overskuddsresponskoeffisienten, mens presisjonen i informasjonen om avkastning i forkant av offentliggjøringen, h , og presisjonen til den initiale allokeringen, t , vil være negativt relatert til denne koeffisienten. De to siste sammenhengene er intuitive ettersom t og h utgjør informasjon i forkant av offentliggjøringen. Dersom denne presisjonen er høyere, vil investorene vektlegge informasjonen om avkastning i offentliggjøringen lavere. Vi legger for øvrig merke til at informasjonspresisjonen med hensyn på avkastning, ρ , er urelatert til responskoeffisienten ved eksogen privat informasjon. Dette kommer av at presisjonen til forventningen med hensyn på avkastning i forkant av offentliggjøringen, ρ , erstattes med presisjonen i offentliggjøringen med hensyn på avkastning, n , så snart denne er kjent (jmf. forholdet mellom K_1 og K_2).

Dersom vi forutsetter at privat informasjon er endogen gitt i modellen, kan det vises at gjennomsnittlig presisjon i investorenes private informasjon er negativt avhengig av presisjonen i felles feil. Vi har altså at $\frac{ds}{d\rho} < 0$, som medfører at $\frac{d(n/K_2)}{d\rho} > 0$.

Ved endogen privat informasjon vil dermed overskuddsresponskoeffisienten være positivt relatert til presisjonen til informasjonen med hensyn på avkastning i forkant av offentliggjøringen, ρ . Selv om ρ ikke har noen direkte effekt på graden av informasjon blant investorer på tidspunktet for offentliggjøring, vil den ha en indirekte effekt gjennom investorenes etterspørsel etter privat informasjon. Dersom spredning i analytikernes estimer tiltar, $\Delta d > 0$, reduseres presisjonen i estimatene med hensyn på avkastning,

$\Delta\rho < 0$, og investorene blir dårligere informert, $\Delta K_1 < 0$. Dette medfører en økning i deres etterspørsel etter privat informasjon, \tilde{z}_i , økt presisjon i de private estimatene, $\Delta s > 0$, og dermed lavere vekt tillagt offentliggjøringen, $\Delta(n/K_2) < 0$. Overskuddsresponskoeffisienten blir dermed redusert.

Foruten prisendring, vil markedsrespons også innbefatte volumendringer. Dersom vi lar Q være en parameter for informasjonsasymmetri, definert som forskjellene i presisjonen til de individuelle investorenes oppfatning, med hensyn på avkastning, vil man i modellen kunne uttrykke forventet volum som:

$$(41) \quad \bar{V} = \sqrt{\frac{2\text{Var}(\Delta P)}{\pi}} Q.$$

Forventet volum er altså økende med både variansen til prisendring og graden av informasjonsasymmetri.

Modellen til Abarbanell et al. (1995) gir oss innsikt i relasjonen mellom analytikerestimat og markedsrespons til offentliggjøring, spesielt ved påvirkning på prisendring gjennom overraskelseskomponenten og overskuddsresponskoeffisienten.

Barron et al. (1998) bygger videre på modellen til Abarbanell et al. og gir en enkel fremstilling av to egenskaper ved analytikerestimat på bakgrunn av det generelle informasjonsmiljøet i markedet. I følge deres modell kan man uttrykke henholdsvis spredning i estimater (5) og gjennomsnittlig kvadratisk feil i gjennomsnittsestimatet (6):

$$(42) \quad D = V(1 - \rho)$$

$$(43) \quad SE = V \left(\rho + \frac{1 - \rho}{N} \right),$$

der V og ρ angir henholdsvis total usikkerhet og konsensus, og N er antallet estimater. Uttrykkene viser oss at spredning er økende med usikkerhet og avtakende med konsensus. Gjennomsnittlig kvadratisk feil er økende med både usikkerhet og konsensus. Konsensus måler i dette tilfellet i hvilken grad det gjennomsnittlige estimatet reflekter felles relativt til privat informasjon. Mens økt grad av konsensus medfører lavere spredning i estimatene, vil

det i denne modellen også medføre økt estimeringsfeil. Ved å snu modellene på hodet er mulig å utlede konsensus og usikkerhet blant analytikerne på bakgrunn av deres estimater.

I dette kapitlet har vi behandlet tre ulike former for offentliggjøringsteori; effisiensbasert, diskresjonsbasert og assosiasjonsbasert. De to førstnevnte formene ser henholdsvis på formålet ved offentliggjøring og hvordan personer med kjennskap til og innflytelse over privat informasjon forholder seg til offentliggjøring av denne, og hvilke incentivproblemer som kan spille inn. Den sistnevnte formen, assosiasjonsbasert offentliggjøring, ser nærmere på markedskonsekvensen av offentliggjøring, spesielt med hensyn til pris og volum.

Gjennom modellen til Abarbanell et al. (1995) har vi sett hvordan analytikerestimerer påvirker denne markedskonsekvensen, målt ved overskuddsresponskoeffisienten, gjennom graden av markedsoverraskelse. Økt presisjon i analytikernes estimater medfører en lavere prisreaksjon og lavere handelsvolum rundt offentliggjøring, ettersom markedet har en større grad av homogenitet i verdioppfattelsen. Som en forlengelse av dette fremmer Barron et al. (1998) at man gjennom spredning i estimater og feil i gjennomsnittsestimatet kan utlede graden av privat relativt til felles informasjon og graden av usikkerhet blant analytikere, noe som gir økt kunnskap om analytikerens informasjonsmiljø og relasjonen mellom estimat og markedreaksjon.

Det faktum at analytikerestimerer har vesentlig innflytelse på markedsresponsen innebærer at økt kjennskap til egenskaper ved analytikerens estimater i forhold til realiserte resultater kan medføre at man i større grad kan forutsi markedreaksjonen. Investorer kan dermed forvalte sin kapital på en bedre måte, noe som gir et økonomisk rasjonale for å kartlegge egenskaper ved analytikerestimat.

4. Egenskaper ved analytikerestimat

I kapittel 3.4 har vi nå vist at analytikere gjennom sine resultatestimater kan påvirke investorers usikkerhet med hensyn på avkastning og offentliggjøring, investorers oppfattelser og dermed markedets reaksjon på regnskapsmessig offentliggjøring. På bakgrunn av dette er det av stor interesse å se nærmere på egenskaper ved analytikers resultatestimater for å undersøke i hvilken grad analytikere er treffsikre, hvorvidt analytikere kan påvirkes til skjevhet under gitte forhold og hvorvidt analytikere er effisiente og tar i bruk all tilgjengelig informasjon på estimeringstidspunktet.

I dette kapitlet vil jeg først belyse et spesielt forhold som kan ha preget analytikers estimer de siste 10 årene, nemlig teknologiboblen. Jeg vil deretter gå igjennom teorier for egenskaper ved analytikerestimat og fremme hypoteser basert på dette i forhold til problemstillingene nøyaktighet, skjevhet og effisiens. Tverrgående forskjeller i nøyaktighet mellom ulike meglerhus vil også bli adressert.

4.1 Teknologiboblen

Teknologiboblen var et globalt fenomen på slutten av 1990-tallet som hadde sitt opphav i en serie svært suksessrike børsnoteringer av internettelskaper i det amerikanske markedet. Selskaper som Yahoo (1996), Amazon (1997) og eBay (1998) ble alle lansert med brask og bram og nøy eventyrlig avkastning i etterkant av notering. Effekten lot ikke vente på seg, og i perioden fra januar 1999 til februar 2000 ble hele 298 internettelskaper notert ved New York børsen, noe som medførte mer enn en dobling av antallet selskaper innenfor sektoren. Enda mer overveldende enn veksten i antall selskaper, var veksten i aksjeverdi for de noterte selskapene. Pegasus Research International trekker frem at 2-årig avkastning på internettindeksen i New York i 1998 og 1999 var på over 125%, mot 85% for Nasdaq og 19,5% for S&P500 (Liu & Song (2001)).

I Norge bidro et markant fall i oljeprisen til en dramatisk utvikling på Oslo Børs i 1998. Fra april til oktober falt hovedindeksen med nærmere 50%. Trenden fra USA skyllet imidlertid inn over markedet, og det sterke fallet ble avløst av en eksplosjonsartet utvikling for

internett- og teknologiaksjer. I 1999 og deler av 2000 ble disse selskapene, og selskaper som på en eller annen måte kunne relateres til sektoren, priset skyhøyt. Dette til tross for at svært mange av selskapene var tynget av stor gjeld¹⁵ og at de i tillegg offentlig uttalte at de ikke kom til å tjene penger på flere år. På det mest optimistiske ble for eksempel norske IT-konsulenter priset til 20 millioner kroner pr. hode (www.oslobors.no).

En studie foretatt av Cooper et al. (2001) viser at selskaper som endret navnet sitt til å inkludere ".com" eller "Internet" på denne tiden hadde unormal avkastning rundt offentliggjøring i forhold til andre aksjer. Cornell & Liu (2000) viser også til flere tilfeller der morselskap var priset lavere enn sine internett-datterselskap. Markedsutviklingen og disse studiene legger grunnlag for å betvile markedets rasjonalitet i denne perioden. Etablert økonomisk teori og prinsipper som "cash is king" var åpenbart kommet i bakleksa. Hand (2000) argumenter for at den åpenbart irrasjonelle prisingen av internettaksjer, på bakgrunn av et negativt forhold mellom resultat og markedsverdi, kunne ha sitt opphav i ulike verdsettelsesmodeller lagt til grunn for prising av internettaksjer i forhold til andre typer selskaper. Trueman et al. (2000) tar dette argumentet et steg videre og trekker frem en positiv sammenheng mellom markedsverdi, bruttofortjeneste og forsknings- og utviklingskostnader.

Men den eventyrlige utviklingen varte ikke evig. I løpet av 2000 falt Nasdaq-indeksen med 50% og globale markeder gikk inn i en langvarig tilbakegang. Prising på grunnlag av håndfast inntjening ble nok en gang normen og flere teknologiaksjer opplevde smertelige fall i priser. I februar 2003 var Oslo Børs tilbake på 1996-nivå med hensyn til generell utvikling.

I etterkant av teknologiboblen er det blant annet pekt på analytikerens rolle som driver i markedsutviklingen som en mulig forklarende faktor. For eksempel skriver Malkiel (2002) at det ikke er kommet noe troverdig forslag om å la utgivelsen av korrumpert informasjon, som utvilsomt bidro til boblen, få en form for etterspill.

En interessant problemstilling i forbindelse med teknologiboblen er hvorvidt estimer utgitt i denne perioden er avvikende med hensyn til både nøyaktighet, skjevhet og effisiens, og gjennom dette var en medvirkende årsak til den ekstreme børsutviklingen. Det er også interessant å analysere nøyaktighet, skjevhet og effisiens for teknologiselskaper generelt i

¹⁵ Finansieringen var ofte basert på høyrisikokapital, såkalte "junk bonds".

forhold til selskaper i øvrige sektorer. Spesifikke hypoteser for teknologiboblen og teknologiselskaper med hensyn til disse egenskapene ved analytikerestimater vil derfor fremmes under de påfølgende delkapitlene.

4.2 Nøyaktighet i analytikerestimater

Teori slår fast analytikere spiller en rolle som formidlere av informasjon (kapittel 2.3). På bakgrunn av dette, og det faktum at analytikere opprettholder en vedvarende posisjon i markedet, kan man fra et markedsbasert synspunkt hevde at de tilfører markedet, eller aktører i markedet, verdi på bakgrunn av at de ellers allerede ville ha blitt overflødige og konkurrert bort (Brown & Rozeff (1978)). Vi kan derfor anta at analytikere inkluderer mer verdirelevant og fremtidrelatert informasjon i sine analyser enn mekaniske modeller basert på informasjon i tidligere resultat og priser, og på bakgrunn av dette gir mer nøyaktige estimater for fremtidig overskudd.

En årsak til at analytikerestimater må forventes å ha høyere treffsikkerhet enn mekaniske modeller er, som nevnt overfor, inkludering av mer relevant og fremoverskuende informasjon. Dette har sammenheng med at graden av kvalitet på informasjon omkring samtidig overskudd i et selskaps omgivelser er tiltakende jo nærmere man kommer tidspunkt for offentliggjøring. Det er hovedsakelig tre grunner til dette. For det første vil markedet generelt få løpende innsikt i overskuddsrelatert informasjon om selskapets utvikling, utfordringer, markedsforhold, finansielle forhold og liknende gjennom offentlige kilder som børsmeldinger, media og markedsanalyser gjennom perioden. For det andre kan lederes atferd, signalisering eller forsøk på forventningsstyring tolkes av markedsaktørene gjennom perioden. For det tredje vil enkelte markedsaktører, for eksempel utvalgte investorer med brede kontaktnett, enkelte analytikere og insidere, få tilgang til hele eller deler av selskapets private informasjon etter hvert som denne blir klar. Disse vil ha incentiv til å benytte denne informasjonen til egen fordel og direkte eller indirekte, og i større eller mindre grad, lekke dette ut i markedet (mot sterk markedseffisiens). En nærmere gjennomgang av hvordan analytikere kan få tilgang til privat informasjon følger i kapittel 4.5. Lekkasje kan for eksempel forekomme gjennom innsidehandel, rykter eller anbefalinger og analyser fra meglerhus som er kjent for gode forbindelser til visse selskaper. For eksempel er det enkelte

som hevder at det for teknologiselskaper er høyere verdirelevans i uoffisielle estimater publisert på internett-sider og diskusjonsområder, såkalte *whisper estimates*, enn i analytikerestimat tett opptil offentliggjøringstidspunkt (Bagnoli et al. (1999)).

Graden av nøyaktighet i estimater vil også være avhengig av bransje- og selskapskompleksitet. Altså vil det være vanskeligere å gi nøyaktige estimater for noen selskaper i forhold til andre. Typisk vil det være vanskeligere å estimere for selskaper preget av stort omfang av nye vekstmuligheter, høy volatilitet og stor grad av immaterielle eiendeler (Barron et al. (2002)). Størrelse er også en faktor, ettersom informasjonsmiljøet og kompleksitetgraden påvirkes. Blant annet påpekes det at rapporteringsrutiner og -praksis er dårligere for små selskaper enn for store (Patz (1989)). Vi kan derfor forvente at nøyaktigheten vil være lavere for små selskaper og teknologiselskaper enn for andre selskaper.

Et annet teoretisk utgangspunkt er analytikers stilling som salgsagenter. Generisk kan vi si at analytikere kan utgi to kategorier resultatestimater; salgsdrivende og kjøpsdrivende. Et salgsdrivende estimat vil være et som ligger lavere enn markedets oppfatning, for eksempel indikert ved konsensusestimater eller markedspris. På bakgrunn av at markedsverdien er fastsatt ifølge markedets aggregerte forventning, vil estimater som impliserer et reelt utfall lavere enn markedets forventning vri investorer til å selge eller shorte aksjen. Et kjøpsdrivende estimat vil derimot ligge over markedets forventning, og bidra til økt etterspørsel etter aksjen. Dersom vi antar at analytikers belønning delvis er en funksjon av genererte transaksjoner, vil man ha incentiv til å utgi positive estimater ettersom økt etterspørsel vil generere flere transaksjoner enn ved lavere etterspørsel. På denne måten kan vi forvente en overvekt av positive estimater, som igjen vil drive opp konsensusestimater og markedsforventningen dersom denne er basert på konsensus¹⁶. Denne positive skjevheten vil jeg komme tilbake til i kapittel 4.5.

Analytikers fokus på salg har imidlertid også implikasjoner for nøyaktigheten i deres estimater. En generell oppfattelse i markedet er at selskaper med positiv utvikling resultatmessig og prismessig tiltrekker seg mest oppmerksomhet i investormiljøer og er mer likvide

¹⁶ Eventuelt kan man argumentere for at investorer har rasjonelle forventninger og tar hensyn til at konsensusestimater kan være positivt vridd, og at de justerer sine oppfatninger deretter.

enn selskaper i en dårlig trend. Med hensyn til dette vil analytikere fra et salgspunkt ha større incentiv til å følge selskaper med positiv utvikling enn selskaper med negativ utvikling. Dersom vi antar at en analytiker har begrenset kapasitet til å foreta analyser, vil han eller henne velge å analysere selskaper der analysen vil få mest forventet oppmerksomhet og generere høyest handelsvolum. På bakgrunn av at investorer har mest interesse for selskaper med positiv utvikling og at investorers respons på estimatutgivelser er økende med nøyaktighet og lengde på analytikerens tidligere arbeid (Qi (2005)), vil derfor analytikere legge mest innsats i analyser av disse selskapene (Hayes (1998)). Det kan derfor forventes at analytikerestimat har bedre nøyaktighet dersom selskapet er på en god trend fremfor en dårlig. Alternative indikatorer på markedsinteresse kan også være tidligere likviditet og pressedekning.

En fjerde faktor relatert til nøyaktighet i estimater, er graden av privat informasjon om et gitt selskap den enkelte analytiker har tilgang til. Teori på dette området tar utgangspunkt i relasjonen mellom meglerhus og selskap, og sier at et meglerhus som utfører corporateoppdrag for et selskap vil få tilgang til privat informasjon om selskapet (Kothari (2001)). Hele eller deler av denne informasjonen kan flyte fra corporate-avdelingen til analyseavdelingen, på tross av at det som standard skal være vanntette skott mellom disse (Norske Finansanalytikers Forening (2004), Birkeland & Gravir (2002), Kredittilsynet (1995)). Teoretisk kan derfor analytikere ansatt i meglerhus med forretningsforhold til et gitt selskap ha høyere nøyaktighet i sine estimater for dette selskapet sammenliknet med andre uavhengige analytikere. Relasjonen mellom selskaper og assosierte analytikere danner også grunnlag for en stor del av incentivbasert teori for skjevhet i estimater.

På bakgrunn av utviklingen i informasjonsmiljøet rundt et selskap gjennom rapporteringsperioden, vil vi også teoretisk kunne hevde at nøyaktigheten i analytikers estimater er stigende med kortere estimeringshorisont.

4.2.1 Hypoteser om analytikerestimat og tidsserieestimat

H1. Analytikere har en reell rolle i kapitalmarkedene som informasjonsformidlere og informasjonen kommer til uttrykk gjennom overskuddsestimater;

Analytikerestimat er mer nøyaktige enn tidsserieestimat.

H2. Analytikerens informasjonsfordel er relatert til karakteristika ved analytiker og selskapet det estimeres for;

Analytikerens informasjonsfordel relativt til tidsseriemodeller er relatert til om analytikeren er tilknyttet et meglerhus med forretningsforhold til selskapet, selskapets størrelse, om analytikerestimatet er høyere enn realisert verdi, hvorvidt selskapet er i teknologisektoren eller ikke og om estimatet er utgitt under teknologiboblen.

4.2.2 Hypoteser om analytikerens treffsikkerhet

H3. Analytikere ansatt i meglerhus med forretningsforhold til vedkommende selskap har tilgang på bedre informasjon fra selskapet eller har incentiv til å legge mer innsats i analysen av disse selskapene;

Analytikerens estimeringsnøyaktighet er høyere dersom analytikeren er tilknyttet meglerhus med et forretningsforhold til vedkommende selskap.

H4. Selskapsstørrelse påvirker nøyaktighet i estimer;

Estimeringsnøyaktigheten er lavere for små selskaper enn for øvrige selskaper.

H5. Bransjekompleksitet påvirker nøyaktighet i estimer;

Estimeringsnøyaktigheten er lavere for teknologisektoren enn for andre sektorer.

H6. Analytikere legger ned mest arbeid i analyse av de selskapene som er på en god trend fremfor de på en dårlig trend på bakgrunn av at de opptrer som salgsagenter og vil søke å trekke kunder til de beste selskapene;

Det er bedre estimeringsnøyaktighet for selskaper med økende overskudd målt ved EPS.

H7. Teknologiboblen var et avvikende markedsmessig fenomen der analytikere kan ha hatt en medvirkende rolle gjennom lav nøyaktighet i sine estimer;

Estimater utgitt under teknologiboblen har lavere estimeringsnøyaktighet enn øvrige estimat.

H8. Informasjon blir sikrere og mer tilgjengelig jo nærmere man kommer offentliggjøringstidspunktet, og analytikere inkluderer dette i sine estimater;

Estimeringsnøyaktigheten øker med kortere estimeringshorisont.

4.3 Skjevhet i estimat

Med skjevhet i estimat menes hvorvidt analytikerens estimater fremstår som forventningsrette estimatorer på realisert resultat eller tenderer til å enten være for optimistiske eller for pessimistiske. En signifikant skjevhet er verdifull å avdekke for investorer, ettersom dette kan være toneangivende for vekten som tillegges estimatet i fastsettelse av forventning til offentliggjøring. Økonomisk rasjonale for skjevhet i analytikerens estimat kan hovedsakelig deles i to kategorier; incentivbasert teori og teori basert på kognitiv tilbøyelighet.

4.3.1 Incentivbasert teori

Som nevnt overfor er relasjonen mellom selskaper og assosierte meglerhus et viktig grunnlag for incentivbasert teori. Dette kommer i første omgang av at økonomisk kompensasjon for salgsside-analytikere normalt sett er relatert til salgsvolumet de genererer ved hjelp av sine analyser. Spesielt innen corporate finance er det normalt å basere selskapets inntjening på royalties eller suksessbelønning i forbindelse med hvor god man er til å selge oppdragsgiveres aksjer til eksterne investorer eller i hvilken grad man evner å tilrettelegge for fusjoner og oppkjøp. Salgsside-analytikere i meglerhus tilknyttet corporate finance-aktivitet har derfor incentiv til å utgi positive estimater for å generere handelsvolum og suksessbelønning for selskapet (Dugar & Nathan (1995), Jansen & Wold (2004)). Incentivet til å gi positive estimater vil veies opp mot hensyn til selskapets omdømme og i hvilken grad analytikerens kompensasjonsordning også er positivt relatert til estimeringsnøyaktighet og negativt relatert til estimeringsskjevhet.

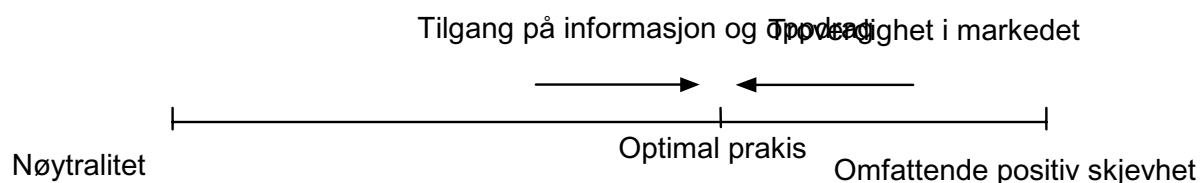
En alternativ teori for skjevhet i estimater for corporate-tilknyttede analytikere kan oppnås ved å inkludere et selskaps valg av tilrettelegger for emisjon eller samarbeidspartner i forbindelse med andre corporate-oppdrag som endogen variabel. Anta at vi har et utvalg analytikere som i utgangspunktet utgir estimater uten skjevhet, eller estimater med et homogent nivå skjevhet, for et selskap. Vi antar videre at selskapet har behov for en samarbeidspartner i forbindelse med et salgsbasert corporate-oppdrag. Dersom dette selskapet styres rasjonelt og har som formål å maksimere nytte for eksisterende aksjeeiere, vil selskapet ønske å benytte den partneren som har best evne til å oppnå høy pris for selskapets aksjer. Etersom prisen man oppnår i stor grad er basert på den verdien tilretteleggeren på en overbevisende måte klarer å kommunisere til markedet, kan selskapet ha incentiv til å velge det selskapet som har den mest positive holdningen til selskapets verdi, ettersom dette gir bedre sjanse for en høy verdsettelse av selskapets aktiva. Det er dermed sannsynlig at selskapets valg av samarbeidspartner delvis er basert på en funksjon av hvem som gir de høyeste estimatene for firmaets utsikter.

Et annet teoretisk grunnlag for skjevhet i analytikerestimat, er at analytikere kan utgi positive estimater for å opprettholde eller øke tilgangen på informasjon fra ledelsen i et selskap (Lim (2001), Das et al. (1998)). Dette følger av at dersom vi antar at ledelsen i et selskap har som mål å maksimere selskapets kortsiktige markedsverdi, og at denne markedsverdien til dels er en funksjon av markedets oppfatning av selskapets utsikter for fremtiden, indikert ved analytikerestimater, vil selskapsledelsen ønske positive analyser for å drive markedets oppfattelse i optimistisk retning og slik øke selskapets kortsiktige børsverdi. For å sikre disse positive analysene vil ledelsen være villig til å belønne analytikere med bedre informasjon eller lønnsomme oppdrag. Foruten lønnsomme oppdrag, er informasjon gull verdt for analytikere på bakgrunn av deres rolle som informasjons-mellommenn i markedet. Jo bedre informasjon en analytiker har, jo mer nøyaktige analyser vil han eller hun kunne lage, og jo mer verdi kan skapes for investorene. Over tid vil gode analyser anerkjennes i markedet og medføre økt omsetning, og analytikeren vil sannsynligvis motta økt belønning. Et viktig moment i forbindelse med dette er at analytikerne ikke vil lage for positive analyser, ettersom verdien av mer nøyaktig eller lettere tilgang på informasjon vil elimineres dersom estimatene blir for unøyaktige som følge av skjevhet.

På bakgrunn av at verdien en analytiker tilfører markedet er avhengig av i hvilken grad han eller hunformidler informasjon utover det som er offentlig tilgjengelig mellom selskap og

investorer, vil analytikerens incentiv til å utgi positive analyser for å pleie forhold til vedkommende selskap og sikre fremtidig tilgang på informasjon være økende med graden av informasjonsasymmetri mellom selskapsledelsen og investorer (Lim (2001), Das et al. (1998)). Graden av asymmetri kan typisk indikeres med variabler som størrelse og fremtidige vekstmuligheter i forhold til dagens verdiskapning. Ved å investere i utvikling av bedre relasjoner til ledelsen, kan analytikere forbedre informasjonsstrømmen, bidra til å generere flere megler- eller corporate-oppdrag og potensielt øke provisjonene gjennom økt omsetning.

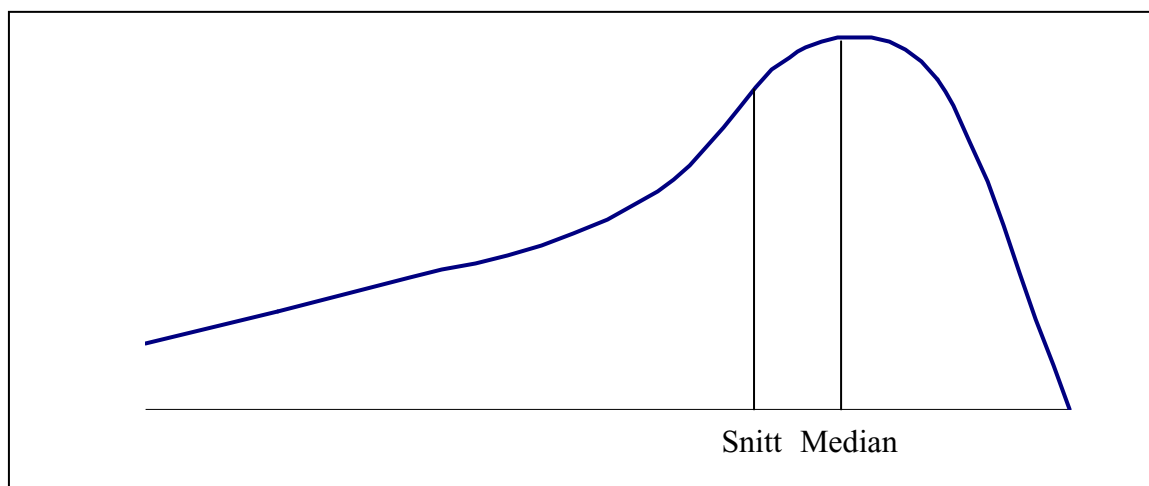
Fremfor å være et kritisk mellomledd mellom selskap og investor, vil derfor analytikere ha incentiv til å spille på lag med selskapsledelsen i den grad dette er mulig å balansere med en troverdig posisjon i markedet. Analytikere står altså overfor en avveining mellom nøytralitet i estimer og informasjon fra ledelsen som reduserer variansen i estimeringsfeil. Denne avveiningen leder til en intern løsning snarere enn en hjørneløsning med omfattende optimistisk skjevhet.



Figur 5. Determinanter for incentivbasert skjevhet i analytikerestimat

En tredje incentivbasert forklaring på at estimer kan forventes å være skjeve, er at skjevhet i estimer er rasjonelt dersom man forutsetter at den statistiske fordelingen for overskudd også er skjev (Gu & Wu (2003)). Dette er fordi analytikere vil søke å minimere gjennomsnittlig absolutt estimeringsfeil fremfor gjennomsnittlig kvadratisk avvik. I en skjev fordeling vil det være betydelig avvik mellom gjennomsnitt og median, og det er medianen, ikke gjennomsnittet, som minimerer absolutt estimeringsfeil. Dette medfører at dersom den reelle overskuddsfordelingen er negativt skjev (lang hale til venstre), vil estimatene være positivt skjeve ettersom analytikerne tar sikte på medianverdi fremfor snittverdi.

Denne teorien impliserer at så lenge overskuddsfordeling er negativt skjev og analytikere estimerer med sikte på medianen, vil de i gode tider for selskapet fremstå ex post som for pessimistiske og i dårlige tider fremstå som for positive. Ex ante vil de alltid være for positive i forhold til en rasjonell investor som fokuserer på gjennomsnittet.



Figur 6. Gjennomsnitt og median i en skjev fordeling

4.3.2 Teori basert på kognitiv tilbøyelighet

Kognitive teorier tar utgangspunkt i finansiell atferdsteori og baseres på at markeder ikke er effisiente og at markedsaktører ikke alltid er rasjonelle. Generelt sier disse teoriene at det finnes en rekke forskjellige psykologiske tilbøyeligheter som kan påvirke markedsaktørene, med den konsekvens at markeder er ineffisiente og forutsigbare.

Relatert til analytikerestimer er det spesielt tre psykologiske tilbøyeligheter som er interessante, og det kan argumenteres for at alle disse har innflytelse på estimaters natur (Montier (2003)). Disse tilbøyelighetene er optimisme, forankring og representativitet. Den sistnevnte tilbøyeligheten, representativitet, vil jeg komme tilbake til under effisiens i estimater.

Optimisme er kanskje det best dokumenterte fenomenet innen finansiell atferdsteori, og innebærer at mennesker har en generell tendens til å være for positive og ikke legge stor nok vekt på reelle sannsynligheter eller utfall. For analytikerestimer innebærer optimisme en generell positiv skjevhet, i tillegg til at analytikerne underreagerer på negativ informasjon.

Forankring vil delvis motvirke effekten av optimisme. Forankring ble satt på den økonomiske dagsordenen av Kahneman & Tversky (1973) og innebærer at mennesker har en tendens til å dvele ved tidligere konklusjoner og oppfattelser, eller elementer de er fortrolige med, fremfor å rasjonelt evaluere fremtidige aspekter. Forankring innebærer underreaksjon til ny informasjon og kan blant annet legges til grunnlag for å forklare "post earnings

announcement drift” (Abarbanell (1991)), kapittel 2.2.3). Med hensyn til analytikerestimer vil forankring medføre at analytikere kan ha problemer med å løsrive seg fra sine tidligere analyser (disse er pr. definisjon sunk cost) og vil underreagere på ny informasjon omkring de respektive selskap.

Dynamikken mellom de to tilbøyelighetene vil være avhengig av informasjonen som mottas. Dersom vi tar utgangspunkt i et nøytralt ståsted ex ante mottak av ny informasjon, vil optimisme medføre overreaksjon dersom nyhetene er positive og underreaksjon dersom nyhetene er negative. I det første tilfellet vil imidlertid forankring begrense overreaksjonen, mens det ved negative nyheter vil bidra til underreaksjon. Alt i alt vil estimatet komme ut med en positiv vridning gitt en nøytral posisjon ex ante. Ved en positiv holding ex ante (for eksempel fra siste analyse) vil begge tilbøyelighetene trekke mot overreaksjon på gode nyheter og underreaksjon på dårlige nyheter. Vi kan derfor generelt fremsette at teori om kognitiv tilbøyelighet bygger opp om at analytikerestimer kan forventes å være positivt skjeve.

4.3.3 Øvrige teorier

Det finnes også ulike teorier ved siden av incentivbaserte og kognitivt baserte som argumenter for positiv skjevhet i analytikerestimat. En teori er at ledelsen driver overskuddsstyring som har en vridende effekt på analytikernes estimeringsfeil (Abarbanell & Lehavy (2000a)). Videre har vi flokkmentalitet (Trueman (1994)), lav forutsigbarhet for overskudd (Huberts & Fuller (1995)) og at analytikere vil fortrekke å tilbakeholde ufordelaktige estimer (Affleck-Graves et al. (1990)).

4.3.4 Hypoteser om skjevhet i estimat

H9. Analytikere står overfor en incentivkonflikt relatert til meglerhusets forretningsforhold og har incentiv til å gi høyere estimer i slike situasjoner;

Estimer utgitt av analytikere i meglerhus med forretningsforhold til vedkommende selskap har positiv skjevhet i forhold til øvrige estimat.

H10. Analytikere har incentiv til å gi positive analyser for selskap med lite tilgjengelig informasjon;

Estimater utgitt for små selskap har positiv skjevhet i forhold til øvrige estimat.

H11. Analytikere har incentiv til å gi positive analyser for selskap i kompliserte sektorer;

Estimater utgitt for teknologiselskap har positiv skjevhet i forhold til øvrige estimat.

H12. Analytikere kan ha hatt en medvirkende rolle i teknologiboblen ved generering av høye forventninger gjennom positivt skjeve estimater i denne perioden;

Estimater utgitt under teknologiboblen har positiv skjevhet i forhold til øvrige estimat.

4.4 Effisiens i estimat

Med effisiens i estimat menes i hvilken grad analytikere baserer sine estimater på all tilgjengelig informasjon på utgivelsestidspunktet og at denne informasjonen inkluderes på en rasjonell måte.

Innen finansiell atferdsøkonomi angis minst to psykologiske tilbøyeligheter som analytikere er utsatt for og som innebærer brudd på en eller flere av disse forutsetningene, nemlig representativitet og forankring. Representativitet referer til at mennesker har en tendens til å vurdere hvor sannsynlig et utfall er på bakgrunn av i hvilken grad det likner noe fremfor å benytte sannsynligheter. Et aspekt ved representativitet er bygget rundt oppfattelsen av at en tilfeldig utvalg vil være mer representativt for en populasjon enn statistisk utvalgsteori skulle tilsi (Montier (2003)). Som en artig motvekt til den kjente ”store talls lov”, refereres denne teorien ofte til som ”små talls lov”. Teorien kan illustreres med et eksempel. Anta at du får følgende utfall ved to serier med myntkast av en korrekt krone (50% sannsynlighet for mynt, 50% sannsynlighet for krone):

KMKMMK og MMMKKK

Ved spørsmål om hvilken serie som er mest sannsynlig, vil mennesker tendere til å hevde den første, ettersom den ser mer tilfeldig ut. Sannheten er at begge serier er like sannsynlige og like representative for en større populasjon. Et annet eksempel er at mennesker vil tendere til å overreagere på trend og underreagere på reverseringer når de skal gjøre anslag på fremtidig utfall basert på et utvalg med random walk (Bloomfield & Hales (2001)). Med andre ord innebærer dette at dersom man stilles overfor en serie der i stor grad like verdier etterfølger hverandre, vil man tendere til å anslå den fremtidige verdien som en fortsettelse av trenden. Dersom man stilles overfor en serie der i stor grad ulike verdier etterfølger hverandre, vil man tendere til å anslå den fremtidige verdien som ulik den siste.

I relasjon til analytikerestimer innebærer representativitet at analytikere vil ha en tendens til å utgi ineffisiente estimer ved å gi for optimistiske estimer for selskaper med tidligere positiv resultatutvikling og for pessimistiske estimer for selskaper med tidligere negativ resultatutvikling. Dette er forenlig med teori fremmet av Kahneman & Tversky (1973) som sier at menneskers intuitive estimer har en tendens til å overvekte åpenbar informasjon, som ny informasjon, men undervekte mindre tilgjengelig informasjon, som langsiktige gjennomsnitt.

Den tidligere forklarte tilbøyeligheten forankring kan også medføre ineffisiente estimer ved at analytikere generelt underreagerer på ny informasjon og ikke makter helt å løsrive seg fra tidligere analyser. Man kan også spørre seg om analytikere er for basert på tommelfingerregler og gruppeatferd til å aktivt kunne inkludere all tilgjengelig informasjon i sine estimer. I et annet perspektiv kan man også stille spørsmål ved om analytikere virkelig har incentiv til å utgi nøyaktige estimat, altså ved hvilket punkt kostnaden ved å inkludere mer informasjon oppveier gevinsten ved et mer nøyaktig estimat. En medvirkende årsak til at analytikere ikke helt gir slipp på tidligere analyser, er at revurdering i noen tilfeller kan innebære en indirekte innrømmelse av tidligere slett arbeid og analyse (Trueman (1990)).

4.4.1 Hypoteser om effisiens i estimat

H13. Analytikere påvirkes av tidligere informasjon om selskaper og er derfor ikke effisiente i sine estimer;

Analytikere over- eller underreagerer på tidligere endring i resultat pr. aksje.

H14. Analytikerens over- eller underreaksjon er relatert til karakteristika ved analytiker og selskapet det estimeres for;

Graden av over- eller underreaksjon er relatert til om analytikeren er tilknyttet et meglerhus med forretningsforhold til selskapet, hvorvidt selskapet er lite, om det er i teknologisektoren og om estimatet er utgitt under teknologiboblen.

H15. Analytikere inkluderer ikke all tilgjengelig informasjon og er derfor ikke effisiente i sine estimater;

Analytikere inkluderer ikke all tilgjengelig informasjon i priser i sine estimater.

4.5 Forskjeller mellom meglerhus

Meglerhusene tilknyttet Oslo Børs er en heterogen sammensatt gruppe med hensyn til sektorfokus (Johnsen (2004a)), arbeidsmetoder (Anonym (2005)) og incentivsystemer (Jansen & Wold (2004)). Et annet viktig moment med hensyn til tverrgående forskjeller er at ulike analytikere med stor sannsynlighet vil oppfatte og tolke tilgjengelig informasjon i markedet på ulike måter.

Ofte er det slik at ulike meglerhus har primærfokus på bestemte sektorer, noe som tilsier at meglerhusene ikke nødvendigvis utgir estimater på det samme utvalget selskaper. Gitt at estimeringsvanskeligheten er ulik mellom sektorer, kan vi dermed forvente at gjennomsnittlig estimeringsfeil varierer fra meglerhus til meglerhus.

Når det gjelder arbeidsmetoder, er det store forskjeller i tilnæringsmåte for resultat-estimering. Generelt er det to hovedmåter som benyttes. Den første tar utgangspunkt i tidligere regnskapsperioder og benytter enten vekstmodeller, diskresjonære modeller, scenarioanalyser, monte carlo-analyser eller tidsseriemodeller for å fastsette fremtidig resultat. En annen tilnærming er å først estimere aksjepris, for deretter å benytte forholdstall¹⁷ for å utlede resultattallene. Alternativt kan de to fremgangsmåtene kombineres,

¹⁷ Multitippel-verdsettelse, som P/E-rate.

altså at man benytter både bottom-up og top-down tilnærming. I hvilken grad analytikere belønnes etter genererte inntekter eller treffsikkerhet er også varierende fra meglerhus til meglerhus, noe som medfører at incentivet til å gi nøyaktige analyser også er varierende. Diversiteten i arbeidsmetoder og incentivsystemer skulle også tilsi at det er forskjeller i treffsikkerhet på tvers av meglerhus.

4.5.1 Hypotese om tverrgående sammenlikning

H16. Ulike analytikerhus har ulike informasjonskontakter, arbeidsmåter og belønningssystemer, og kan derfor ventes å ha ulik nøyaktighet i sine estimer;

Det er forskjell i estimatenes nøyaktighet og determinanter for denne på tvers av ulike meglerhus.

5. Empirisk metode

På bakgrunn av hypotesene fremmet i kapittel 4, vil jeg her presentere testmetodene jeg ønsker å benytte. Metodene er hovedsakelig basert på OLS¹⁸-regresjonsanalyse i Minitab, med analyse av p-verdier for å identifisere signifikante koeffisienter. For hver regresjonsanalyse vil det rapporteres deskriptiv statistikk for avhengig variabel og residualledd. Videre rapporteres også diagnostiske måltall som kvadrert regresjonskoeffisient for modellens forklaringssevne, Durbin-Watson test for autokorrelasjon og normalitetstest for feillemmene. For å i best mulig grad tilfredsstill normalitetskrav, benyttes det i enkelte av analysene logaritmiske størrelser for avhengig variabel. Vedlegg A gir en oversikt over de ulike analysevariablene som benyttes i de empiriske analysene, mens Vedlegg D gir en nærmere beskrivelse av diagnoseverktøy som benyttes i regresjonene.

5.1 Analytikerestimat og tidsserieestimat

For å teste hypotese 1, som fremmer at analytikere har en posisjon som informasjonsformidlere i finansielle markeder gjennom høyere estimeringsnøyaktighet enn tidsserie-modeller, tar jeg utgangspunkt i Kross (1990) som benytter et mål for analytikers informasjonsfordel, AA . Informasjonsfordelen fremkommer ved å måle forskjellen mellom absolutt proporsjonal estimeringsfeil for henholdsvis tidsseriemodell og analytiker. Tidsseriemodellen konstruerer jeg som sist års realiserede overskudd pr. aksje tillagt en trendkomponent basert på et glidende gjennomsnitt over de tre foregående årenes relative endring med lik vektning. Tidsserieestimatet tar altså utgangspunkt i de fire siste årene før estimeringsperioden og kan formelt uttrykkes som følger:

$$(44) \quad FCT_{i,t} = ACT_{i,t-1} \left[1 + \frac{1}{3} \left(\sum_{j=1}^3 ((ACT_{i,t-j} - ACT_{i,t-j-1}) / |ACT_{i,t-j-1}|) \right) \right],$$

¹⁸ Ordinary Least Squares-regresjon

der $FCT_{i,ts}$ er tidsserieestimatet for resultat pr aksje for selskap i for perioden t , og $ACT_{i,t-j}$ er det reelle resultatet j perioder tidligere. Analytikerens informasjonsfordel beregnes som

$$(45) \quad AA_{i,t} = \left[\left| (FCT_{i,ts} - ACT_{i,t}) / ACT_{i,t} \right| - \left| (FCT_{i,t} - ACT_{i,t}) / ACT_{i,t} \right| \right],$$

der $FCT_{i,t}$ er analytikerens estimat for resultat pr. aksje for selskap i for perioden t .

For å teste hypotese 1 om at analytikerens estimat er mer nøyaktige enn tidsseriemodeller benytter jeg $AA_{i,t}$ som testobservator og testmetoden:

MET_1 : Forkaster Hypotese 1 dersom forventningen til $AA_{i,t} \leq 0$. Testen kan utføres gjennom den nedenstående regresjonsanalysen eller gjennom test av forventning og standardfeil.

For å undersøke hypotese 2 om hvorvidt analytikerens informasjonsfordel er relatert til karakteristika ved analytiker og selskap benyttes følgende regresjonsmodell:

Regresjon 1:

$$AA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1(BROK_{i,t}) + \alpha_2(SMALL_{i,t}) + \alpha_3(POS_{i,t}) + \alpha_4(TECH_{i,t}) + \alpha_5(BOOM_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

der $BROK_{i,t}$ er en indikatorvariabel for om analytikeren som har utgitt estimatet er tilknyttet et meglerhus med et forretningsmessig forhold til vedkommende selskap eller ikke, $SMALL_{i,t}$ er en variabel for selskapsstørrelse gitt som en indikatorvariabel for om selskapet er klassifisert som lite eller ikke, $POS_{i,t}$ er en indikatorvariabel for hvorvidt analytikerens estimerte resultat er høyere enn realisert verdi, $TECH_{i,t}$ er en indikatorvariabel for om selskapet er klassifisert som et teknologiselskap, og $BOOM_{i,t}$ er en indikatorvariabel for om estimatet er utgitt under teknologiboblen. $\varepsilon_{i,t}$ angir residualledd.

I forhold til hypotese 2 benyttes testmetoden:

$MET_{2,1}$: Hypotese 2, del 1 om forretningsforhold forkastes dersom $\alpha_1 = 0$.

$MET_{2,2}$: Hypotese 2, del 2 om små selskap forkastes dersom $\alpha_2 = 0$.

$MET_{2,3}$: Hypotese 2, del 3 om positive estimat forkastes dersom $\alpha_3 = 0$.

$MET_{2,4}$: Hypotese 2, del 4 om teknologiselskap forkastes dersom $\alpha_4 = 0$.

$MET_{2,5}$: Hypotese 2, del 5 om teknologiboblen forkastes dersom $\alpha_5 = 0$.

Dersom α_0 er signifikant større enn null, innebærer dette at analytikerens estimerer gitt utenom teknologiboblen er overlegne tidsserieestimat for store, ikke-teknologiske selskap uten forretningsmessig forhold til analytikeren med negativ estimeringsfeil (estimat lavere realisert verdi). Dersom graden av overlegenhet er større for analytikere tilknyttet meglerhus med forretningsforhold til selskapet, vil α_1 være signifikant større enn null. Dersom koeffisienten α_2 er mindre enn null, vil dette bety at graden av overlegenhet er lavere for små selskaper enn for store. Dersom α_3 er større enn null kan dette bety at analytikere gir mer optimistiske estimerer for selskaper som det er vanskelig å estimere overskudd for, forutsatt at informasjonsfordelen $AA_{i,t}$ kan tolkes som en indikator på grad av estimeringsvanskelighet (Das et al. (1998)). En positiv α_4 forteller oss at analytikere har en høyere informasjonsfordel for teknologiselskaper enn for øvrige selskaper, mens en negativ α_5 forteller oss at informasjonsfordelen til analytikere relativt til tidsseriemodeller var lavere under teknologiboblen enn ellers.

5.2 Analytikerens treffsikkerhet

For å teste hypotese 3 til 8 tar jeg utgangspunkt i beregning av absolutt proporsjonal estimeringsfeil ($APFE$). Metoden benyttes blant annet i Capstaff et al. (1998) og Hodgkinson (2001), og er analog til metoden benyttet i Røstberg et al. (2001). Feilmålet beregnes som følger:

$$(46) \quad APFE_{i,t} = |(FCT_{i,t} - ACT_{i,t}) / ACT_{i,t}|^{19}$$

¹⁹ Dette gir proporsjonal estimeringsfeil, PFE , som (47) $PFE_{i,t} = (FCT_{i,t} - ACT_{i,t}) / ACT_{i,t}$

Feilmålet settes så inn i en regresjonsanalyse med ulike forklaringsvariabler relatert til hypotesene 3 til 7:

Regresjon 2:

$$APFE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1(BROK_{i,t}) + \beta_2(SMALL_{i,t}) + \beta_3(TECH_{i,t}) + \beta_4(INC_{i,t}) + \beta_5(BOOM_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

der $INC_{i,t}$ er en indikatorvariabel for økning i resultat pr. aksje fra sist periode. β_0 signifikant større enn null indikerer at gjennomsnittlig absolutt proporsjonal estimeringsfeil for estimater gitt utenom teknologiboblen på store, ikke-teknologiske selskap med lavere eller uendret overskudd pr. aksje i forhold til sist periode og uten forretningsforhold mellom vedkommende meglerhus og selskap er større enn null.

For å teste hypotese 3, som sier at analytikerens estimeringsnøyaktighet er høyere dersom analytikeren er ansatt i et meglerhus med et forretningsforhold til vedkommende selskap, benyttes β_1 som testobservator og testmetoden:

$$MET_3 : \text{Hypotese 3 forkastes dersom } \beta_1 \geq 0$$

Hypotese 4 og 5, som sier at nøyaktigheten er lavere for henholdsvis små selskaper og teknologiselskaper, testes ved regresjonskoeffisientene β_2 og β_3 :

$$MET_4 : \text{Hypotese 4 forkastes dersom } \beta_2 \leq 0$$

$$MET_5 : \text{Hypotese 5 forkastes dersom } \beta_3 \leq 0$$

Hypotese 6, som sier at estimeringsnøyaktigheten er høyere for selskaper med en positiv utvikling målt ved endring i resultat pr. aksje, kan testes med β_4 som observator:

$$MET_6 : \text{Hypotese 6 forkastes dersom } \beta_4 \geq 0$$

Hypotese 7 kan testes ved å benytte β_5 . En koeffisient som er signifikant større enn null viser at estimater gitt under teknologiboblen har lavere treffsikkerhet enn øvrige estimater.

$$MET_7 : \text{Hypotese 7 forkastes dersom } \beta_5 \leq 0$$

Hypotese 8 sier at estimeringsnøyaktigheten er økende med kortere estimeringshorisont. For å teste denne hypotesen beregnes gjennomsnitt og standardavvik for absolutt proporsjonal estimeringsfeil over ulike horisonter, og det foretas en t-test for å bestemme signifikante forskjeller mellom utvalgene.

MET_8 : Hypotese 8 forkastes dersom for alle $h \in [1, H]$ $APFE_{i,t,h} \geq APFE_{i,t,h+1}$, der h angir kategori for estimeringshorisont

T-verdien beregnes ved:

$$(48) \quad t = (\bar{x} - \bar{y}) / \sqrt{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2} \right)}$$

der \bar{x} og \bar{y} viser til gjennomsnitt i henholdsvis utvalg 1 og 2, mens s og n viser til utvalgenes standardavvik og størrelse i form av antall observasjoner.

Tilhørende frihetsgrader er gitt ved:

$$(49) \quad f = \frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2} \right)^2}{\frac{s_1^2/n_1}{n_1 - 1} + \frac{s_2^2/n_2}{n_2 - 1}}$$

Metoden følger av Røstberg et al. (2001).

5.3 Skjevhet i estimat

For å teste hypotesene 9 til 12 om skjevhet i analytikerens estimerer, velger jeg å analysere forholdet mellom realiserte og estimerte endringer i resultat pr. aksje. I tidligere forskning har man benyttet ulike størrelser for å skalere disse endringene, blant annet for å unngå problemer med heteroscedastisitet. Abarbanell & Bernard (1992) benytter estimeringsfeil, DeBondt & Thaler (1990) benytter et mål på standardavvik i resultat, mens flere andre studier benytter aksjepris på offentliggjøringsstidspunktet (Jansen & Wold (2004)) eller resultat pr. aksje (Capstaff et al. (1995)). Når det gjelder standardavvik sammenblender dette målet to ulike dimensjoner; størrelse og risiko, noe som ikke er heldig i denne analysen.

Bruken av realisert resultat pr. aksje kan tendere til å generere ekstreme observasjoner dersom det forstyrres av et element av forbigående resultat, mens aksjeprisen på offentliggjøringsstidspunktet er forurenset av endrede forventninger med hensyn til resultatet. Dette kan medføre endogenitetsproblemer, og jeg velger derfor i likhet med Capstaff et al. (1995) å skalere i forhold til resultat pr. aksje i foregående periode, selv om dette kan gi fare for ekstreme observasjoner.

Den videre testmetoden er analog til den blant annet benyttet i Capstaff et al. (1998) og Sønderland et al. (2001), og tar utgangspunkt i å regressere reell endring i *EPS* mot estimert endring i *EPS*. I forhold til hypotesene 9 til 12 utvider jeg regresjonen til også å inkludere indikator- og interaksjonsvariabler i tilknytning til de ulike hypotesene. Bruken av interaksjonsvariabler i tillegg til de rene indikatorvariablene har til hensikt å separere konstante og relative effekter med hensyn til de enkelte forholdene som undersøkes.

Den reelle, skalerte endringen i resultat pr. aksje er gitt ved:

$$(50) \quad SACT\Delta_{i,t} = (ACT_{i,t} - ACT_{i,t-1}) / |ACT_{i,t-1}|,$$

mens estimert, skalert endring er gitt ved:

$$(51) \quad SFCT\Delta_{i,t} = (FCT_{i,t} - ACT_{i,t-1}) / |ACT_{i,t-1}|.$$

Inkludert indikator- og interaksjonsvariabler kan regresjonen uttrykkes som følger:

Regresjon 3:

$$SACT\Delta_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1(BROK_{i,t}) + \gamma_2(SMALL_{i,t}) + \gamma_3(TECH_{i,t}) + \gamma_4(BOOM_{i,t}) + \gamma_5(BROK_{i,t} \times SFCT\Delta_{i,t}) + \gamma_6(SMALL_{i,t} \times SFCT\Delta_{i,t}) + \gamma_7(TECH_{i,t} \times SFCT\Delta_{i,t}) + \gamma_8(BOOM_{i,t} \times SFCT\Delta_{i,t}) + \gamma_9(SFCT\Delta_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

Estimater uten skjevhet krever at regresjonskoeffisientene $\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4, \gamma_5, \gamma_6, \gamma_7$ og $\gamma_8 = 0$, mens $\gamma_9 = 1$. En γ_0 som er signifikant forskjellig fra null eller en γ_9 som er signifikant forskjellig fra 1, indikerer at analytikerens estimer utenom teknologiboblen for store, ikke-teknologiske selskaper, der analytikeren ikke er tilknyttet et meglerhus med

forretningsforhold til selskapet, enten er for optimistiske ($\gamma_0 < 0$ eller $\gamma_9 < 1$) eller for pessimistiske ($\gamma_0 > 0$ eller $\gamma_9 > 1$).

For å teste hypotese 9, som sier at analytikere i meglerhus med forretningsforhold til vedkommende selskap gir mer optimistiske estimater, benyttes følgende testmetode:

MET_9 : Hypotese 9 forkastes dersom totaleffekten av γ_1 og $\gamma_5 \geq 0$.

Med hensyn til hypotese 10 og 11, som sier at analytikere er mer optimistiske i sine estimater for henholdsvis små selskaper og teknologiselskaper, benyttes følgende testmetoder:

MET_{10} : Hypotese 10 forkastes dersom totaleffekten av γ_2 og $\gamma_6 \geq 0$.

MET_{11} : Hypotese 11 forkastes dersom totaleffekten av γ_3 og $\gamma_7 \geq 0$.

Hypotese 12 om positiv skjevhet for estimater gitt under teknologiboblen, benyttes en testmetode basert på koeffisient 4 og 8:

MET_{12} : Hypotese 12 forkastes dersom totaleffekten av γ_4 og $\gamma_8 \geq 0$.

Denne utredningen benytter altså en annen metode for å undersøke skjevhet enn Jansen & Wold (2004), som tar utgangspunkt i relativ estimeringsfeil med fortegn og gjør to-halet t-test for forskjell mellom utvalg og en fortegnstest for å fastslå skjevhet. Analytikernes treffsikkerhet undersøkes i den samme utredningen ved å se på gjennomsnitt, median og standardavvik for estimeringsfeilen med fortegn og ved å teste hypotesen om at *estimert EPS* = *reell EPS*. Disse metodene er ikke egnet for å belyse effekten av ulike forhold på estimatenes egenskaper, og benyttes derfor ikke her.

5.4 Effisiens i estimat

I henhold til hypotese 13 og 14 vil jeg først undersøke om analytikere er ineffisiente gjennom at de over- eller underreagerer på tidligere endring i resultat pr. aksje. Metoden er hentet fra Abarbanell & Bernard (1992). Datasettet deles først etter hvorvidt estimert resultat pr. aksje er høyere enn realisert verdi eller ikke. Forskjellen mellom reell og estimert resultat

regresseres så mot tidligere endring. Dette vil belyse hvorvidt graden av feilestimering er relatert til selskapets tidligere resultatutvikling. I tillegg benyttes indikator- og interaksjonsvariabler for å avdekke om eventuell over- eller underreaksjon er relatert til karakteristika ved analytiker og selskap.

Tidligere endring i resultat pr. aksje er gitt ved:

$$(52) \quad PACT\Delta_{i,t} = ACT_{i,t-1} - ACT_{i,t-2}$$

og regresjonen kan uttrykkes ved:

Regresjon 4:

$$ACT_{i,t} - FCT_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1(BROK_{i,t}) + \lambda_2(SMALL_{i,t}) + \lambda_3(TECH_{i,t}) + \lambda_4(BOOM_{i,t}) + \lambda_5(BROK_{i,t} \times PACT\Delta_{i,t}) + \lambda_6(SMALL_{i,t} \times PACT\Delta_{i,t}) + \lambda_7(TECH_{i,t} \times PACT\Delta_{i,t}) + \lambda_8(BOOM_{i,t} \times PACT\Delta_{i,t}) + \lambda_9(PACT\Delta_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

Dersom estimatene er effisiente skal det ikke være noen relasjon mellom estimeringsfeil og tidligere endring i resultat pr. aksje. For å teste hypotese 13, som sier at analytikere over- eller underreagerer på tidligere resultatendringer, benyttes testmetoden:

$$MET_{13} : \text{Hypotese 13 forkastes dersom, } \lambda_5, \lambda_6, \lambda_7, \lambda_8 \text{ og } \lambda_9 = 0.$$

Dersom koeffisientene over er signifikant mindre enn null, indikerer dette at analytikerne overreagerer på tidligere endring. Dersom koeffisientene er signifikant større enn null, har vi en indikasjon på underreaksjon. Dersom koeffisientene λ_0 , λ_1 , λ_2 , λ_3 og λ_4 er signifikant forskjellig fra null, betyr dette at analytikernes estimeringsfeil er gitt ved en konstant komponent uavhengig av tidligere endring. Dette er ikke interessant i forhold til de fremsatte hypotesene 13 og 14. Gjennom undergruppene for positiv og negativ estimeringsfeil kan det kontrolleres om estimatenes egenskaper er forskjellige avhengig av feilens fortegn.

Hypotese 14 sier at graden av under- eller overreaksjon er relatert til karakteristika ved analytiker og selskapet det estimeres for, gjennom om analytikeren er tilknyttet et meglerhus med forretningsforhold til selskapet, om selskapet er lite, om selskapet opererer i teknologisektoren eller om estimatet ble utgitt under teknologiboblen. For å teste hypotesen benyttes en testmetode for hvert av de ulike karakteristika:

$MET_{14,1}$: Hypotese 14, del 1 om forretningsforhold forkastes dersom $\lambda_5 = 0$.

$MET_{14,2}$: Hypotese 14, del 2 om små selskap forkastes dersom $\lambda_6 = 0$.

$MET_{14,3}$: Hypotese 14, del 3 om teknologiselskap forkastes dersom $\lambda_7 = 0$.

$MET_{14,4}$: Hypotese 14, del 4 om teknologiboblen forkastes dersom $\lambda_8 = 0$.

Videre vil jeg undersøke om analytikernes estimater inkluderer all informasjon tilgjengelig på estimeringstidspunktet. Jeg vil her benytte aksjeprisen som en indikator på inntjeningspotensial i selskapet. Aksjepriser bør inkludere all tilgjengelig informasjon med hensyn til fremtidig inntjening, til tross for at annen informasjon i aksjeprisene tilfører støy til modellen. Den kortsiktige prediksjonsevnen til aksjepriser har vært åpenbar siden Ball & Browns (1968) grunnleggende studie. Ou & Penman (1989) har også vist at E/P -raten²⁰ er statistisk signifikant ved prediksjon av resultat. Dersom estimatene ikke inkluderer all informasjon i aksjeprisen kan vi si at estimeringen er ineffisient.

Metoden bygger på Capstaff et al. (1995) og tar utgangspunkt i regresjonen mellom reell og estimert endring i resultat pr. aksje fra kapittel 5.3. Indikator- og interaksjonsvariablene fjernes, og i stedet tillegges en variabel for informasjonsinnhold i aksjepris på estimeringstidspunktet, $PVAR$:

$$(53) \quad PVAR_{i,t} = \left(\frac{\left(\frac{E}{P} \right)_{m,t-1} \times SP}{ACT_{i,t-1}} - 1 \right),$$

der $\left(\frac{E}{P} \right)_{m,t-1}$ angir markedets forhold mellom resultat pr. aksje og aksjepris i foregående periode og SP angir aksjepris på estimeringstidspunktet. Jeg antar her at selskapets PE -rate vil bevege seg mot markedets.

Regresjonsformelen kan dermed uttrykkes ved:

Regresjon 5:

²⁰ E/P -raten, eller earnings/price, finnes ved å dele resultat pr. aksje på aksjepris eller årsresultat på markedskapitalisering.

$$SACT\Delta_{i,t} = \mu_0 + \mu_1(SFCT\Delta_{i,t}) + \mu_2(PVAR_{i,t}) + \varepsilon_{i,t},$$

Hypotese 15 sier at analytikere ikke er effisiente ved at estimatene deres ikke inkluderer all tilgjengelig informasjon i aksjepriser på estimeringstidspunktet. For å teste hypotesen brukes testmetoden:

$$MET_{15} : \text{Hypotese 15 forkastes dersom } \mu_2 = 0.$$

Tolking av koeffisientene μ_0 og μ_1 er tilsvarende γ_0 og γ_0 i kapittel 5.3.

5.5 Tverrgående sammenlikning

For sammenlikning mellom ulike meglerhus vil jeg konsentrere meg om hypotesene 3 til 7, altså med hensyn til nøyaktighet i estimat. Testmetode vil være å sammenlikne signifikans i regresjonskoeffisientene på tvers av meglerhus for å se hvile forhold som er påvirkende for hvilke meglerhus og teste for signifikante forskjeller mellom forventning av absolutt proporsjonal estimeringsfeil for å vise ulik grad av treffsikkerhet med samme metode som for hypotese 8.

6. Tidligere empiriske studier

Etter nå å ha fremsatt hypoteser relatert til egenskaper ved analytikerens estimat for resultat pr. aksje og presentert metoder for å teste disse, vil jeg i dette kapitlet gi en oversikt over resultater fra tidligere empirisk forskning på området. Innsikt i tidligere forskning er nyttig for å kunne tolke resultater fra den empiriske analysen og se sammenhenger mellom ferske resultater og etablerte sannheter. Kapitlet er strukturert i forhold til de fremsatte hypotesene. De empiriske resultatene er basert på amerikanske data dersom ikke annet er oppgitt.

Empirisk forskning innen offentliggjøring er en svært omfattende forskningsgren, med et stort antall publiserte artikler og arbeidsdokumenter. Forskingen fokuserer generelt på fire ulike områder: 1) regulering av finansiell rapportering og offentliggjøring; 2) informasjonsmessige mellommenn; 3) determinanter for offentliggjøring; og 4) økonomiske konsekvenser av offentliggjøring (Healey & Palepu (2001)).

Regulering av finansiell rapportering og offentliggjøring dreier seg hovedsakelig om forskning på hvorvidt rapporterte finansielle måltall, som overskudd, bokførte verdier og kontantstrømmer, er verdirelevante basert på assosiasjonsstudier og forsøker å finne svarene på fundamentale spørsmål om etterspørselen etter og effektiviteten i regnskapsmessig rapportering.

Forskning på informasjonsmessige mellommenn er konsentrert rundt rollen til for eksempel revisorer og finansanalytikere, og søker å etablere i hvilken grad informasjonen disse aktørene tilfører markedet er effektiv for samspillet mellom entreprenører og investorer, og hvorvidt informasjonen er effektiv utarbeidet i lys av de incentiver og normer som er gjeldende.

Forskning på determinanter for offentliggjøring kan deles i to ulike kategorier. En kategori tar utgangspunkt i kontraktsteori og analyserer i hvilken grad selskaper påvirkes av låne- og kompensasjonsavtaler og hensyn til politiske kostnader i sine beslutninger om offentliggjøring. Den andre kategorien baserer seg på et kapitalmarkedsperspektiv og viser i hvilken grad frivillig offentliggjøring er relatert til markedstransaksjoner, konkurranser om

selskapskontroll, aksjebasert kompensasjon, juridiske eierskapstvister og proprietære kostnader, og også hvilken vekt investorer tillegger frivillige offentliggjøringer.

Det siste området, økonomiske konsekvenser av offentliggjøring, ser på hvordan markedet reagerer på selskapers rapporterings- og offentliggjøringsavgjørelser, og studerer på hvilken måte frivillige offentliggjøringer er relatert til variabler som aksjeutvikling, forskjell mellom tilbuds- og etterspørselspriser, kapitalkostnader, analytikeroppmerksomhet og institusjonelt eierskap. I denne utredningen velger jeg å fokusere på tidligere empirisk forskning relatert til hypotesene fremsatt i kapittel 4, altså forskning på finansielle mellommenn og analytikere spesielt.

Generelt indikerer denne empiriske forskningen at finansanalytikere tilfører verdi i kapitalmarkedet. Blant annet er det vist at de spiller en verdifull rolle i å øke markedseffisiens. For eksempel viser Barth & Hutton (2004) at aksjepriser for selskaper som følges av mange analytikere raskere inkluderer informasjon om regnskapstall og kontantstrømmer enn priser på selskaper med lavere oppslutning. Analytikerens estimer påvirker også priser (Givoly & Lakonishok (1979), Lys & Sohn (1990), Francis & Soffer (1997)), og det er etablert at analytikere har høyere treffsikkerhet i sine estimer enn tidsseriemodeller (Brown & Rozeff (1978), Fried & Givoly (1982), Brown et al. (1987a,b)).

6.1 Analytikerestimat og tidsserieestimat

Tidlig forskning på dette området var ikke i stand til å identifisere forskjeller mellom tidsseriemodeller og analytikerestimat, noe som er et brudd på rasjonalitet i markedet for analytikerestimer og den langsiktige ansettelsen av analytikere. Brown & Rozeff (1978) var de første til å dokumentere at analytikere har høyere presisjon i sine estimer enn tidsseriemodeller ved å sammenlikne tidsseriemodeller med kvartalsvise resultatestimater fra Value Line for 50 selskaper i perioden 1971 til 1975 i det amerikanske markedet. Det aller meste av etterfølgende forskning bekrefter Brown & Rozeffs konklusjoner, mens enkelte viser motstridende konklusjoner. For eksempel er ikke Imhoff & Paré (1982) i stand til å forkaste en nullhypotese som sier at analytikere og tidsseriemodeller har lik relativ estimeringsfeil. Studien til Imhoff & Paré er imidlertid basert på et svært lite utvalg.

Generelt kan vi altså anta at det er høyere informasjonsinnhold i analytikerestimat enn i tidsserieestimat. Årsaken til dette antas i stor grad å være på bakgrunn av at analytikere inkluderer mer aktuell og tidsriktig informasjon i sine estimater (timing-fordel), samtidig som de i større grad har muligheten til å skille mellom permanente og forbigående komponenter i resultatet. I to andre viktige studier kontrollerer Brown et al. (1987a,b) for både treffsikkerhet og prediksjonsevne i sammenlikningen av kvalitet i analytikerestimater med kvalitet i tidsserieestimater, og viser at selv etter kontroll for timing-fordelen er analytikerestimater mer nøyaktige, og beskjedent sterkere relatert til aksjeavkastning enn tidsserieestimater. O'Brien (1988) gir imidlertid motstridende bevis ved å benytte en autoregressiv modell som gir høyere relasjon til avkastning enn estimater fra I/B/E/S databasen.

Brown & Rozeff (1978)	Benytter Value Line (US) data for kvartalsvise analytikerestimater i perioden 1971-1975. Finner at Box-Jenkins tidsseriemodeller er overlegne i forhold til martingale og submartingale-modeller, og at analytikerestimater er overlegne Box-jenkins og naive modeller.
Fried & Givoly (1982)	Benytter 6020 årlige gjennomsnittlige resultatestimater fra Earnings Forecaster for perioden 1969 til 1979. Finner at analytikerestimat er bedre surrogat for markedsforventning enn submartingale og index-modeller.
Imhoff & Paré (1982)	Benytter 46 resultatestimater fra Wall Street Journal i perioden 1971 til 1974. Finner ikke grunnlag for å anta forskjeller i relativ estimeringsfeil mellom analytikere og fire ulike Box-Jenkins (ARIMA)-modeller.
Brown et al. (1987a, b)	Benytter kvartalsvise estimater fra Value Line 1975-1979. Finner at analytikere er overlegne univariate tidsseriemodeller (Box-Jenkins) og har høyere relevans til aksjepriser.
O'Brien (1988)	Benytter IBES (Institutional Brokers Estimate System) estimater og viser at analytikere er mer treffsikre enn tidsseriemodeller. En kvartalsvis autoregressiv modell predikerer imidlertid aksjeavkastning bedre enn kjennskap til analytikerens estimeringsfeil.

Tabell 1. Tidligere resultater for analytikerestimat og tidsserieestimat

6.2 Analytikerens treffsikkerhet

På bakgrunn av sammenlikning med ulike tidsseriemodeller, hovedsakelig Box-Jenkins ARIMA-modeller, er det altså en oppfattelse av at analytikere er mer treffsikre enn tidsserieestimerer som ekstrapolerer tidligere resultattrender. Videre resultater for analytikerens treffsikkerhet slår fast at kortere estimeringshorisont medfører lavere estimeringsfeil og at treffsikkerheten kan være avhengig av faktorer som selskapets størrelse og tidligere utvikling.

Emmantiel (1983) viser at treffsikkerheten i analytikerestimerer er høyere for store selskaper enn små, noe som kan forklares ved at større selskaper følges av flere analytikere og har et bedre etablert informasjonsmiljø. Dette kan medføre økt konkurranse mellom analytikerne, noe som resulterer i bedre treffsikkerhet. Den finansielle rapporteringen for store selskaper kan også være mer nøyaktig og troverdig. Dette bekreftes av Patz (1989) som også finner høyere treffsikkerhet for store selskaper, i tillegg til at treffsikkerheten øker når estimeringshorisonten reduseres. Røstberg et al. (2001) bekrefter funnet med lavere estimeringsfeil ved kortere horisont på norske selskap med utgangspunkt i IBES-data.

I sin teoretiske artikkel om effekten av analytikerens incentiver, fremmer Hayes (1998) en modell som impliserer at analytikere velger å følge de selskapene de forventer skal gjøre det bra og at vi på bakgrunn av dette kan forvente at estimeringsnøyaktighet er høyere for selskaper med en positiv resultatutvikling enn selskaper med en negativ utvikling. Dette har sammenheng med incentivet analytikere har til å øke provisjoner som salgsagenter. Den første delen av Hayes teori bekreftes av McNichols & O'Brien (1997), som finner en sammenheng mellom positive anbefalinger og initiell selskapsdekning. Capstaff et al. (1995) bekrefter den andre delen av Hayes teori ved å dele utvalg av estimerer etter selskaps resultatutvikling og å vise at estimerer for selskaper med økende resultater er betydelig mer nøyaktige enn for andre selskaper.

De viktigste tidligere resultatene for analytikerens treffsikkerhet er gitt i tabell 2.

Emmantiel (1983)	Viser at estimeringsnøyaktighet er lavere for små selskaper enn for store.
Patz (1989)	Benytter estimerer fra Wells Fargo Ltd for 126 britiske selskaper i perioden 1980-1981. Finner at estimeringsnøyaktighet er høyere for store selskaper, og at nøyaktigheten tiltar ved kortere horisont. Ved estimeringshorisont lengre enn 12 måneder er ikke analytikere bedre enn en naiv "ingen endring"- antakelse.
Røstberg et al. (2001)	Benytter 3600 individuelle resultatestimater fra IBES fra perioden 1987-2002 og sammenlikner kvartaler fra 15 måneder før års-slutt til 3 måneder etter. Finner signifikant reduksjon av estimeringsfeil for horisont kortere enn 6 måneder.
McNichols & O'brien (1997)	Viser at analytikere følger de aksjene de forventer skal gjøre det bra gjennom en sammenheng mellom positive anbefalinger og initiell selskapsdekning.
Capstaff et al. (1995)	Benytter 56 090 individuelle resultatestimat fra IBES for britiske selskap i perioden 1987 til 1990. Finner at estimerer på selskaper med positiv resultatutvikling er betydelig mer nøyaktige enn for selskaper med negativ utvikling.

Tabell 2. Tidligere resultater for analytikers treffsikkerhet

6.3 Skjevhet i estimat

I sin gjennomgang av forskning på analytikers rasjonalitet basert på amerikanske data, konkluderer Givoly & Lakonishok (1984) blant annet med at analytikers estimerer formes på en forventningsrett måte. På tross av dette, indikerer det aller meste av påfølgende empirisk forskning på skjevhet i analytikers estimerer at analytikere er for optimistiske. Dette bekreftes blant annet av O'Brien (1988), Butler & Lang (1991) og Capstaff et al. (1995). I tillegg peker Brown et al. (1985) på at analytikere har en sterk overvekt av kjøps-anbefalinger i forhold til salgsanbefalinger. Basert på en antakelse om at analytikere følger alle selskaper i markedet indikerer dette resultatet en positiv skjevhet. Fra McNichols & O'Brien (1997) og Capstaff et al. (1995) vet vi imidlertid at analytikere tenderer til å følge de selskapene som forventes å gjøre det bra, noe som kan være rasjonelt dersom vi antar at det ikke er omfattende shortsalg i markedet. På bakgrunn av dette kan man stille spørsmål ved gyldigheten av resultatet til Brown et al. (1985) som et bevis på overdreven optimisme.

Lim (2001) finner at estimatene i snitt er for optimistiske, og at skjevheten er betydelig høyere for små selskap enn for store selskap. Størrelsen har altså betydning når det kommer til analytikernes treffsikkerhet. Dette er konsistent med Das et al. (1998), som i sin studie av tverrgående forskjeller i analytikeres optimisme viser at analytikere tenderer til å være mer optimistiske overfor selskaper som det er vanskelig å estimere for, som små selskaper. Skjevhet i estimatene for små selskaper er også påvist av blant annet Brown (1987) og Patz (1989). Lim (2001) viser i tillegg at skjevheten er gjennomgående ved at den kan observeres i alle år, i alle størrelseskategorier og for aksjer som både følges aktivt og ikke følges av analytikere.

Hussain (1996) og Das et al. (1998) viser imidlertid at tendensen til overoptimisme avtar når estimeringshorisonten reduseres. Richardson et al. (1999) bekrefter dette, og finner at den positive skjevheten reduseres kraftig når estimeringshorisonten reduseres fra 1 år til 1 måned. Gu & Wu (2000) mener for øvrig at det er skjevhet i overskuddsfordelingen som driver konklusjonene om optimisme (kapittel 4.3.1 figur 6), mens Abarbanell & Lehavy (2000b) hevder at et lite utvalg av observasjoner bidrar til konklusjonene i overdrevet grad.

Sammenliknet med konklusjonene til Lim (2001), rapporterer Brown (1998) en mye lavere gjennomsnittlig skjevhet, og at optimismen i løpet av 1990-tallet snur til pessimisme. Selv om mye forskning gir grunnlag for å tro at analytikere i sine estimater tenderer til å være for optimistiske, indikerer imidlertid noe senere forskning at optimismen generelt er avtakende. Richardson et al. (1999) analyserer dynamikken i analytikerestimerer i de 12 månedene før offentliggjøring i perioden 1983 til 1997, og kan for perioden etter 1992 bekrefte resultatet til Brown (1998). Matsumoto (2000) finner også tilsvarende resultater.

Det er minst fire hypoteser som er konsistent med at analytikeres optimisme er redusert over de siste 10-15 årene; 1) analytikere lærer av bevis på tidligere optimisme; 2) analytikeres incentiver har endret seg; 3) kvaliteten på data som er benyttet i studiene er høyere og det er mindre feil på grunn av overlevelse eller utvalg; og 4) at dataleverandører i stadig større grad omdefinierer begrepet overskudd pr. aksje til å reflektere driftsresultat (Abarbanell & Lehavy (2000a)).

I forbindelse med analytikeres forretningsforhold til selskaper i markedet, finner både Lin & McNichols (1998) og Dugar & Nathan (1995) at analytikere gir overoptimistiske anbefalinger eller resultatestimater for selskaper de har et slikt forhold til. På norske data har

Jansen & Wold (2004) påvist en generell optimisme i analytikerestimer. Noen effekt i forbindelse med tilrettelegging for børsintroduksjon ble imidlertid ikke identifisert.

Når det gjelder sammenheng mellom offentliggjøring og analytikerestimer viser Lang & Lundholm (1993) at selskaper med mer informative offentliggjøringer har flere analytikere som følger aksjen, lavere spredning i analytikernes estimer og mindre volatilitet i revisjoner av estimer. Francis et al. (1998) finner at selskaper som kaller inn til informasjonskonferanser har større analytikerdekning enn andre.

Som en oppsummering kan vi si at det gjennom empirisk forskning på skjevhet i analytikerestimer er etablert en positiv skjevhet som er avtakende de siste 10-15 årene. Videre er det funnet bevis for sterkere grad av optimisme for selskaper det er vanskelig å estimere for. Noe forskning har også påvist at det er knyttet sterkere optimisme til estimer fra såkalte assosierte analytikere, tilknyttet meglerhus med forretningsforhold til vedkommende selskap, men dette temaet er i større grad omstridt enn generell optimisme.

Brown et al. (1985)	Viser at analytikere har en sterk overvekt av kjøpsanbefalinger i forhold til salgsestimer i sine analyser.
O'Brien (1988)	Benytter IBES data og finner at analytikere er for optimistiske i sine estimer.
Butler & Lang (1991)	Benytter 9120 årlige IBES individuelle estimer fra 186 forskjellige analytikere i perioden 1983-1986. Finner at mellom 70-80% av estimatene er for positive og at individuelle analytikerne er vedvarende for optimistiske eller pessimistiske i forhold til konsensus.
Capstaff et al. (1995)	Benytter 56 090 individuelle resultatestimater fra IBES for britiske selskap i perioden 1987 til 1990 og metode analog til regresjon 3 i kapittel 5.3. Finner sterke bevis for positiv skjevhet i estimer.
Das et al. (1998)	Benytter Value Line estimer over 4 ulike estimeringshorisonter for 239 selskaper i perioden 1989-1993. Finner en generell optimisme, som er avtakende med kortere horisont. Optimismen er imidlertid høyere for selskaper som det er vanskelig å estimere resultat på, som små selskaper.
Hussain (1996)	Baserer seg på 580 estimer fra et britisk meglerhus i perioden 1987-1989 og viser at systematisk estimeringsfeil i form av optimisme reduseres kraftig fra en estimeringshorisont på 12 til 3 måneder. Finner også noe bevis for høyere optimisme for selskapene meglerhuset har forretningsforhold til.
Brown (1998)	Baserer seg på IBES databasen for perioden 1985-1996 (129 436 estimer). Finner at optimistisk skjevhet er avtakende over perioden og kan ikke

	påvise skjevhet for S&P500-selskaper i perioden 1993-1996
Richardson et al. (1999)	Benytter 704 000 observasjoner på for månedlige IBES estimater for USA i perioden 1983-1997. Viser at analytikere er mer pessimistiske i årene etter 1992 og at estimatene skifter fra optimisme til pessimisme med kortere horisont.
Lin & McNichols (1998)	Ser på perioden 1989-1994 og bruker estimater og anbefalinger fra Research Holdings Ltd og vekstestimer fra IBES. Viser at analytikere som er tilknyttet tilretteleggere for emisjoner utgir betydelig mer positive vekstestimer og anbefalinger for vedkommende selskap, selv om resultatestimaterne generelt ikke er høyere.
Dugar & Nathan (1995)	Bruker analyserapporter fra CIRR (Corporate & Industry Research Reports) og Investext for 102 selskaper i perioden 1983 til 1988. Sammenlikner rapporter fra meglerhus som har forretningsforhold med et gitt selskap mot øvrige rapporter og finner at assosierte analytikere er relativt mer positive i estimater og anbefalinger enn andre analytikere.
Lim (2001)	Benytter 103 242 kvartalsvise individuelle estimater fra IBES for årene 1984 til 1996 og viser gjennom regresjon med estimeringsskjevhet som avhengig variabel at optimisme er høyere for små selskaper.
Jansen & Wold (2004)	Bruker JCF konsensusestimater for norske selskap i perioden 1999-2003 . Viser en generell positiv skjevhet som reduseres med kortere tid til regnskapsavslutning. Finner ingen signifikante forskjeller for tilretteleggere ved børsintroduksjoner med hensyn til nøyaktighet eller skjevhet.

Tabell 3. Tidligere resultater for skjevhet i estimat

6.4 Effisiens i estimat

Dersom estimater skal være effisiente, må informasjon formidlet gjennom tidligere endringer i resultat eller dividende om fremtidig resultat og dividende inkluderes fullt ut. Hvis analytikere imidlertid ikke er i stand til å skille mellom forbigående og permanente komponenter, kan de tendere til å legge for mye eller for lite vekt på tidligere endringer. Blant tidlig forskning på området finner ikke Givoly & Lakonishok (1984) eller Givoly (1985) noen signifikant sammenheng mellom estimeringsfeil og tidligere resultatendringer. De konkluderer dermed at analytikerens estimater er effisiente.

Ali et al. (1992) og Abarbanell & Bernard (1992) viser imidlertid at analytikere generelt undervurderer i hvilken grad resultatoverraskelser er permanente, altså at de underreagerer på

resultatinformasjon med hensyn til implikasjonen for fremtidig resultat. Dette kan bidra til å forklare fenomenet ”post earnings announcement drift”. Med hensyn til informasjon reflektert i aksjepriser, påviser flere studier at analytikere underreagerer på tidligere ekstrem prisutvikling og ikke inkluderer all tilgjengelig informasjon (Lys & Sohn (1990), Klein (1990), Abarbanell (1991), Capstaff et al. (1995)).

Som en motvekt til Ali et al. (1992) og Abarbanell & Bernard (1992), hevder DeBondt & Thaler (1990) på en annen side at analytikeres estimater er konsistente med en generell overreaksjon til resultat basert på nærsynthet (myopia) (DeBondt & Thaler (1987)), ved at analytikeres estimerte endringer er signifikant mer ekstreme enn realiserte endringer. Abarbanell & Bernard (1992) peker imidlertid på at resultatene til DeBondt & Thaler vanskelig kan tolkes som en indikasjon på overreaksjon på tidligere resultatinformasjon, ettersom konklusjonen deres i stor grad skyldes for optimistiske estimater for selskaper med tidligere dårlig utvikling.

Det er altså generelt etablert at analytikere er ineffisiente ved at de underreagerer på tidligere resultatutvikling og ikke inkluderer all tilgjengelig informasjon i sine estimater. En utfordring for videre forskning kan imidlertid være å identifisere årsaker til at disse tendensene er vedvarende i markedet.

Givoly & Lakonishok (1984)	Oppsummerer forskning på området og konkluderer med at analytikeres estimater er effisiente og inkluderer resultathistorie og tidligere prediksjoner på en forventningsrett måte.
DeBondt & Thaler (1990)	Benytter IBES konsensus- og individuelle estimater for perioden 1976-1984 og finner gjennom regresjonsanalyser at analytikere overreagerer på tidligere resultatinformasjon når de estimerer fremtidig resultat.
Klein (1990)	Finner på bakgrunn av IBES data i perioden 1977-1984 at analytikere i sine estimater ikke overreagerer, men snarere underreager, på ekstreme tidligere prisendringer. Analytikere er altså ikke for pessimistiske (optimistiske) etter ekstreme/langvarige prisfall (økninger).
Ali et al. (1992)	Bruker årlige IBES estimater for 1976-1990 og former konsensusestimater basert på median. Finner at analytikere underreagerer på tidligere resultatinformasjon og ikke bruker tilgjengelig informasjon effektivt i sine estimater.
Abarbanell &	Bruker Value Line data for 178 selskaper i perioden 1976 til 1986.

Bernard (1992)	Viser at analytikere underreagerer på nylig resultatinformasjon i sine estimater og benytter dette resultatet til å delvis forklare post announcement drift. Argumenterer også for at resultatet til DeBondt & Thaler (1990) ikke kan tolkes som overreaksjon.
Capstaff et al. (1995)	Benytter 56 090 individuelle resultatestimater fra IBES for britiske selskap i perioden 1987 til 1990 og viser med samme metode som regresjon 5 i kapittel 5.4 at analytikere ikke inkluderer all tilgjengelig informasjon i priser i sine resultatestimater.

Tabell 4. Tidligere resultater for effisiens i estimat

6.5 Tverrgående sammenlikning

Forskning på ulikhet i egenskaper ved analytikeres individuelle estimater kan grovt deles inn i tre kategorier. For det første finnes det forskning som analyserer tverrsnittlig variasjon i, og determinanter for, treffsikkerhet i estimater. Den andre kategorien ser på hvorvidt estimater er effisiente på den måten at de inkluderer all tilgjengelig informasjon på utgivelsestidspunktet. Den tredje og siste kategorien er forskning på systematiske forskjeller i egenskaper til estimater fra ulike grupper analytikere, som kan være relatert til økonomiske incentivstrukturer ulike grupper står overfor.

Når det gjelder individuelle forskjeller i treffsikkerhet, var ikke tidlig forskning i stand til å gi beviser for dette (Brown & Rozeff (1980), O'Brien (1990), Butler & Lang (1991)). Denne forskningen kontrollerte imidlertid ikke godt nok for forskjeller i estimeringshorisont, noe som kan ha vært en medvirkende faktor til at det ikke ble funnet signifikante resultater. Ved å benytte større datautvalg og kontrollere for horisont viser Sinha et al. (1997) at det er forskjeller mellom analytikeres treffsikkerhet. De viser også at analytikere som har truffet godt tidligere har større treffsikkerhet enn andre, men også at de som treffer dårlig ikke nødvendigvis opprettholder trenden. Dette er motsatt konklusjon i forhold til forskning på fondsforvaltere, som indikerer at de som gjør det godt ett år ikke nødvendigvis gjentar bedriften neste år, mens de som gjør det dårlig tenderer til å også være blant de dårligste neste år (Cochrane (1999)).

Ved tverrsnittssammenlikninger mellom analytikere er det også funnet at ulike forhold påvirker den enkelte analytikers treffsikkerhet. Jacob et al. (1999) viser at treffsikkerheten i

analytikerestimerer er relatert til iboende kompetanse, selskapsoppdrag og sektorspesialisering, og at erfaring tilsynelatende har liten effekt. Annen forskning indikerer at variabler som størrelsen på meglerhuset analytikerens jobber for og antallet selskaper den enkelte analytiker følger også har innvirkning på presisjon (Mikhail et al. (1997), Clement (1999)).

For norske data analyserer Røstberg et al. (2001) forskjeller mellom ulike meglerhus med hensyn til treffsikkerhet, og finner blant annet at Alfred Berg har overlegen prognosekvalitet uansett estimeringshorisont.

Brown & Rozeff (1980)	Benytter en benchmark-modell for å evaluere estimeringsevnen til 11 Value Line analytikere i årene 1973-1976. Finner ingen signifikante forskjeller mellom analytikernes treffsikkerhet.
Sinha et al. (1997)	Bruker individuelle IBES data for perioden 1984-1990 og kontrollerer i analysen for forskjell i estimatenes nylighet. Identifiserer signifikante forskjeller mellom analytikerens treffsikkerhet og påviser trend for de som treffer best, mens de som treffer dårligst er preget av reversering.
Jacob et al. (1999)	Studerer salgssideestimerer og finner at treffsikkerhet blant annet er relatert til individuell kompetanse og sektorspesialisering i det enkelte meglerhus. Erfaring er ikke funnet som signifikant forklaringsvariabel.
Røstberg et al. (2001)	Benytter 13700 individuelle resultatestimerer fra IBES fra årene 1987-2002 og sammenlikner estimeringsfeil gjennom parett-test. Identifiserer en overperformer og en underperformer, henholdsvis Alfred Berg og Carnegie.

Tabell 5. Tidligere resultat for tverrgående sammenlikning

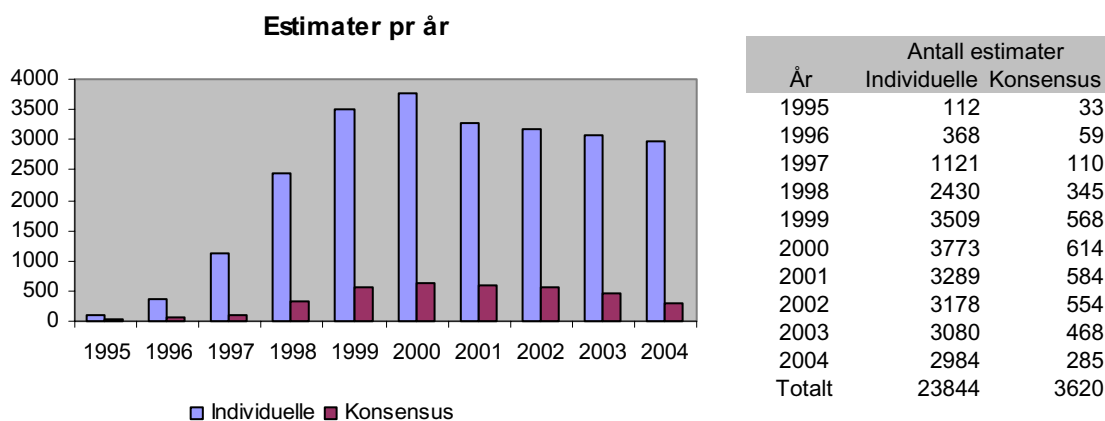
7. Datautvalg

Forskningsområdet rundt analytikerens resultatestimater kan deles inn i to kategorier etter hvorvidt man fokuserer på konsensusestimater eller individuelle estimater. Konsensusestimater baseres enten på snitt eller median av individuelle estimater og benyttes til å besvare spørsmål om analytikerstanden som helhet. Individuelle estimater benyttes i større grad til å analysere tverrsnittsforskjeller. Capstaff et al. (1998) argumenter imidlertid for økt bruk av individuelle estimater på bakgrunn av muligheten for målefeil og ikke-representative estimater ved bruk av konsensus, gjennom avvik mellom snitt og median, samt forskjeller i utvalgsstørrelse.

Analysen i denne utredningen baseres hovedsakelig på individuelle estimater. Dette gjøres for å kunne fange opp eventuelle forskjeller mellom estimater som er utgitt av analytikere ansatt i meglerhus med et såkalt forretningsforhold til det respektive selskap og estimater utgitt av øvrige analytikere. De individuelle estimatene vil også benyttes for å illustrere eventuelle forskjeller i estimeringsfeil mellom meglerhus. Den empiriske analysen tar dermed utgangspunkt i 23 844 individuelle analytikerestimater på årlig overskudd pr. aksje i perioden fra 1995 til 2004. Datamaterialet er gitt av JCF FactSet og dekker estimater fra 107 forskjellige meglerhus for 259 norske selskaper notert ved Oslo Børs (OSE).

I tillegg til de individuelle estimatene benyttes 3 620 konsensusestimater for samme periode. Disse dataene benyttes som en del av undersøkelsen av estimatenes effisiens for å belyse eventuelle avvik med hensyn til inkludering av informasjon i priser mellom individuelle estimater og konsensusestimater. Dette kan avdekke om analytikere som en helhet er effisiente mens de på individuelt nivå kan være ineffisiente, eller omvendt. Konsensusestimaterne er utgitt for totalt 234 ulike selskaper. I motsetning til de individuelle estimatene, som er registrert med dato for utgivelse, er konsensusestimaterne angitt pr. 1.1 og 1.7 (henholdsvis 12 og 6 måneder til periodeslutt).

Figur 7 gir en oversikt over antall estimater pr. år. Oversikt over estimater for de ulike meglerhusene og selskapene er lagt i henholdsvis vedlegg B og vedlegg C.



Figur 7. Estimater pr år

Årlige data er benyttet på bakgrunn av at det er denne type data som er lettest tilgjengelig gjennom skolens databaser og som var mulig å oppdrive fra samarbeidspartnere (JCF). I tillegg kan det argumenteres med at årlige data gir sterkere resultater, ettersom kvartalsregnskap i større grad utsettes for resultatstyring, blant annet grunnet større mulighet for ledelsens diskresjon og mindre verifisering fra revisor.

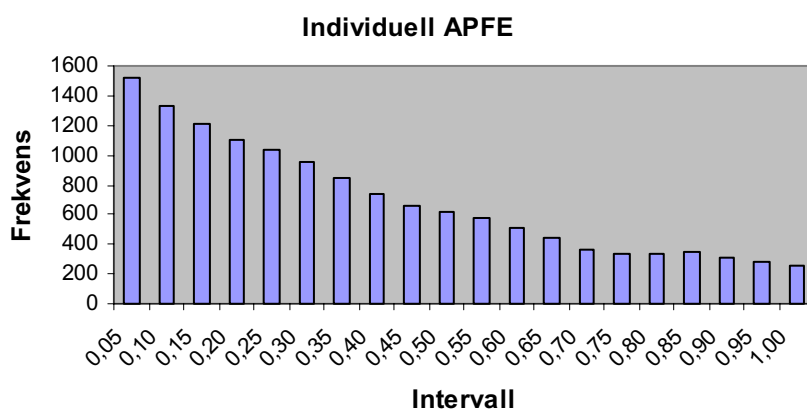
For analysen kombineres de enkelte overskuddsestimatene med selskaps-, aksje-, og regnskapsdata hovedsakelig hentet fra Thomson DataStream WorldScope databasen og Oslo Børs markedsdata, historikk og statistikk. Ved datasammenstillingen er det korrigert for navneendringer og endringer i selskapsstruktur (som oppkjøp, fusjoner og fisjoner) og aksjemessige justeringsfaktorer (splitt/spleis) slik at dataserier fra ulike kilder samsvarer med hverandre og er konsistente. Under følger en oversikt over de dataseriene som benyttes i datagrunnlaget og nærmere forklaring av den enkelte serie.

Dataserie	Kilder
Analytikerestimat	JCF Group
Realisert overskudd pr aksje (EPS)	DataStream
Markedskapitalisering	DataStream, Amadeus
Resultat til ordinære aksjer	DataStream
Markedets E/P rate	DataStream
Aksjepris	DataStream
Sektortilhørighet	OSE

Tabell 6. Dataserier som benyttes i analysen

Realisert overskudd pr. aksje (EPS)

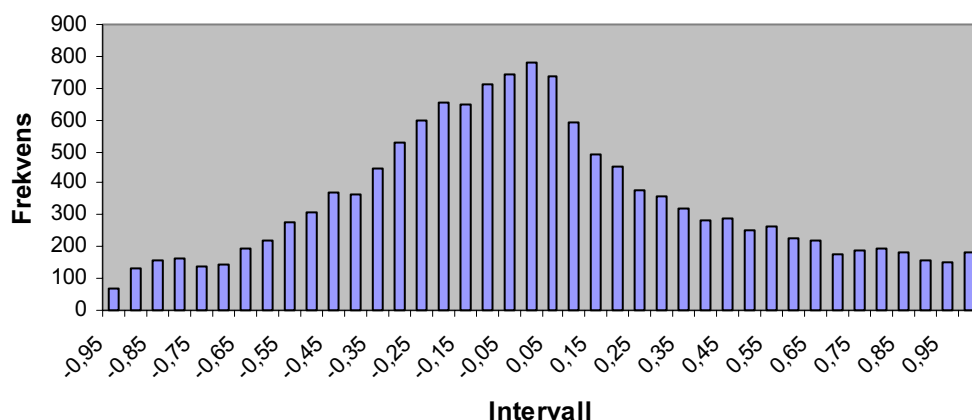
Reell EPS er hentet fra Thomson DataStream Worldscope data (serie WC05201), som viser 12 måneders overskudd for siste regnskapsår (tilsvarer kalenderår for Norge). Datagrunnlaget er rapportert fra de ulike selskapene selv, og er basert på resultat før ekstraordinære poster etter skatt, minoritetsinteresser og preferert dividende²¹. Prefererte aksjer er inkludert i beregningsgrunnlaget for EPS der disse inngår sammen med ordinære aksjer i selskapets overskudd. For analysen er hvert analytikerestimat knyttet sammen med korresponderende realisert EPS, samt EPS for de fire foregående regnskapsår. På bakgrunn av dataserien er det beregnet absolutt proporsjonal estimeringsfeil (*APFE*, sammen med analytikerestimat), tidsserieestimat ($FCT_{i,ts}$), analytikers informasjonfordel (*AA*, sammen med analytikerestimat), indikator for positiv resultatutvikling i foregående periode (*INC*), indikator for positiv estimeringsfeil (*POS*), skalert reell endring i EPS (*SACTA*), skalert estimert endring i EPS (*SFCTA*, sammen med analytikerestimat) og tidligere endring i EPS (*PACTA*).



Figur 8. Individuell absolutt proporsjonal estimeringsfeil, APFE

²¹ Preferert dividende er en bestemt, periodevis dividendeutbetaling til eiere av prefererte aksjer. Den prefererte dividenden skal betales ut før øvrige aksjeeiere har krav på ordinær dividende. Dersom selskapet ikke kan betale dividende i en gitt periode, akkumuleres den prefererte dividenden til utbetaling på et senere tidspunkt.

Individuell PFE



Figur 9. Individuell proporsjonal estimeringsfeil, PFE

Markedskapitalisering

Markedskapitalisering er hentet fra DataStream Worldscope (serie WC08001) og angir markedspris ved års-slutt multiplisert med antall utestående ordinære aksjer. Dersom et selskap har flere typer ordinære aksjer, representerer markedskapitalisering selskapets totale markedsverdi. Dataserien brukes som grunnlag for indikator på lite selskap (*SMALL*) og som deldata for beregning av markedets *E/P*-rate.

For å fastsette indikatoren for små selskap benyttes kvintil av markedskapitalisering for alle tilgjengelige selskaper notert på OSEs hovedliste i gitt år.

tall i 1000	Gjennomsnitt	Observasjoner	Nedre kvartil	Nedre kvintil	Nedre 10%
1994	2 341 189	100	214 972	168 628	81 440
1995	2 477 460	106	306 877	259 522	105 192
1996	2 630 184	137	283 092	216 719	79 254
1997	2 693 752	184	242 682	211 569	96 426
1998	1 706 851	209	142 878	103 705	37 697
1999	2 651 878	193	152 506	121 338	28 717
2000	2 983 839	184	138 570	102 243	22 807
2001	3 183 582	191	95 504	61 674	22 000
2002	2 547 345	184	55 045	44 667	11 909
2003	3 742 537	171	103 640	81 299	26 424
2004	5 538 737	148	235 118	211 409	78 368

Tabell 7. Årlig markedskapitalisering OSE

Resultat til ordinære aksjer

Den andre dataserien som benyttes i beregningen av markedets E/P-rate er resultat til ordinære aksjer fra DataStream Worldscope (serie WC01751). Serien angir netto resultat etter preferert dividende. I beregningen av markedets E/P-rate aggregeres resultat til ordinære aksjer for alle tilgjengelige selskaper notert ved OSEs hovedliste for hvert år.

Markedets E/P-rate

Beregningen av markedets E/P-rate er basert på markedskapitalisering og resultat til ordinære aksjer fra DataStream for alle selskaper notert ved OSE i perioden (totalt 378). Der DataStream ikke har tilgjengelig data er grunnlaget supplert med data fra Amadeus-databasen. Konsistenskontroll mellom dataseriene er utført. Kun selskaper med data for både markedskapitalisering og resultat er inkludert i de årlige beregningene. E/P-raten er den inverterte av P/E og benyttes for å beregne aksjeprisvariabelen som benyttes i undersøkelsen av estimatenes effektivitet.

År	Observasjoner	Marked PE	Marked EP
1994	110	12,00	0,08
1995	112	6,63	0,15
1996	140	8,38	0,12
1997	185	9,65	0,10
1998	200	10,94	0,09
1999	183	12,94	0,08
2000	172	8,97	0,11
2001	173	9,42	0,11
2002	164	11,84	0,08
2003	152	7,04	0,14

Tabell 8. Markedets EP rate

Aksjepris

Daglige sluttpriser fra DataStream (serie P) benyttes for å beregne aksjeprisvariabelen i hypotese 15 om effisiens i estimat.. For hvert estimat hentes aksjeprisen til selskapet på siste handelsdag i måneden forut for estimatutgivelse. Den benyttede dataserien er standard datatype for alle selskaper og inneholder justerte priser i henhold til påfølgende kapitalendringer.

Sektortilhørighet

I tillegg til likviditetsinndeling, er selskaper notert på Oslo Børs klassifisert etter sektortilhørighet. Sammen med de øvrige børsene i NOREX-alliansen benyttes Global Industry Classification Standard (GICS) som er utviklet og implementert av Morgan Stanley Capital International Inc. og Standard & Poor's. Klassifiseringen gjøres på 4 nivåer, med 10 ulike sektorer, 24 industrigrupper, 62 bransjer og 132 undernivåer på bransjer (www.oslobors.no).

I datamaterialet er selskapene delt inn på sektornivå basert på nåværende og historisk notering ved OSE og statistikk for listeendringer. Dersom det for et selskap ikke er oppgitt sektorinndeling, eller dersom noteringen er inkonsekvent mellom perioder, er inndeling foretatt på bakgrunn av informasjon i selskapets årsrapport for det aktuelle rapporteringsåret.

Sektor	Antall selskap	Antall estimat	
		Individuelle	Konsensus
Consumer Discretionary	30	1918	389
Consumer Staples	10	1457	157
Energy	63	7805	933
Financials	20	2160	289
Health Care	9	391	115
Industrials	51	3901	745
Information Technology	52	3520	603
Materials	8	1231	127
Telecommunication Services	2	359	29
Utilities	2	206	42
Grunnfondsbevis	15	896	196

Tabell 9. Sektorinndeling

Sektorkategoriene Telecommunication og Information technology gir grunnlag for den binære Teknologi-indikatoren (*TECH*).

Meglerforhold

Indikator for forretningsforhold mellom meglerhus og selskap er basert på OSE månedsstatistikk for aksjer og obligasjoner, OSE historikk for listeendringer, OSE emisjons-historikk, OSE prospektkontroll og OSE børsmeldinger. I børsmeldingene er det gjennomgått meldinger for prospekt, notering av verdipapir, fisjon, fusjon, kapitalendringer og oppkjøp. Gjennomgangen av datamaterialet har identifisert følgende kategorier for meglerhusenes forretningsforhold, med tilhørende antall observasjoner.

	Totalt	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Papirer og sertifikater	33	-	-	-	-	2	4	13	14	-
Obligasjoner	350	-	2	1	3	73	72	58	125	16
Offentlig emisjon	315	37	21	60	41	47	48	18	30	13
Fisjon	17	-	-	-	7	4	1	3	2	-
Fusjon	16	-	-	-	4	5	1	3	2	1
Børsnotering	149	38	28	5	21	9	8	7	31	2
Oppkjøp	35	-	1	2	9	9	1	10	2	1
Rettet emisjon	119	-	2	6	16	20	24	19	22	10
Annet	20	-	-	2	4	2	1	-	11	-
<i>Totalt</i>	<i>1054</i>	<i>75</i>	<i>54</i>	<i>76</i>	<i>105</i>	<i>171</i>	<i>160</i>	<i>131</i>	<i>239</i>	<i>43</i>

Tabell 10. *Typer meglerforhold pr. år*

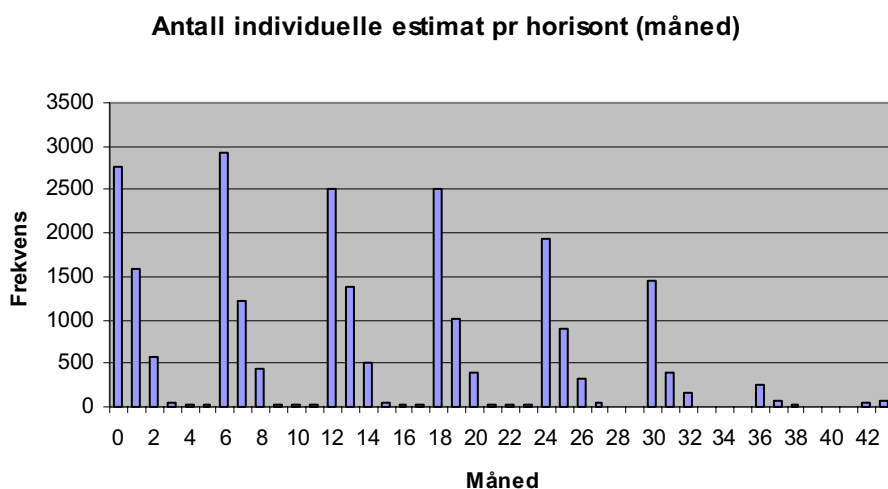
Alle estimater utgitt av vedkommende meglerhus i et intervall på –12 til +12 måneder rundt dato for offentliggjøring av forretningsforholdet gis positiv verdi i indikatoren for analytikerens forretningsforhold (*BROK*). Vi antar altså at meglerhuset vil gi positive estimater i forkant av meglerforholdet for å tiltrekke seg oppdraget, og fortsette den positive estimeringen i etterkant for å pleie forholdet til selskapet med hensyn til informasjonstilgang. Det gitte intervallet er fastsatt gjennom empiriske tester av forholdets betydning. Dersom flere ulike meglerhus har deltatt i meglerforholdet (tilretteleggingen eller lignende) vil de sidestilles i forhold til indikator. Det skilles altså ikke mellom hovedtilrettelegger og samarbeidende tilretteleggere. Empiriske tester viser at indikatoren gir mest signifikant betydning når man legger tilrettelegging av offentlige emisjoner og børsnotering til grunn. I analysen vil indikatoren for meglerforhold derfor være basert på disse to kategoriene. Totalt gir indikator-kriteriene et utvalg på 714 estimater med forretningsforhold.

Grunnet lengden på de tilgjengelige tidsseriene for forretningsforhold er det hensiktsmessig å dele datamaterialet i to deler. For perioden frem til 1997 er det ingen data for forretningsforhold tilgjengelig, og denne perioden ekskluderes derfor fra analysen. I perioden 1997 til 2005 er datamaterialet rimelig godt, med tilgang på børsmeldinger og statistikk for listeendringer og emisjonshistorikk, samt materiale fra prospektkontroll og månedsstatistikker.

Estimeringshorisont

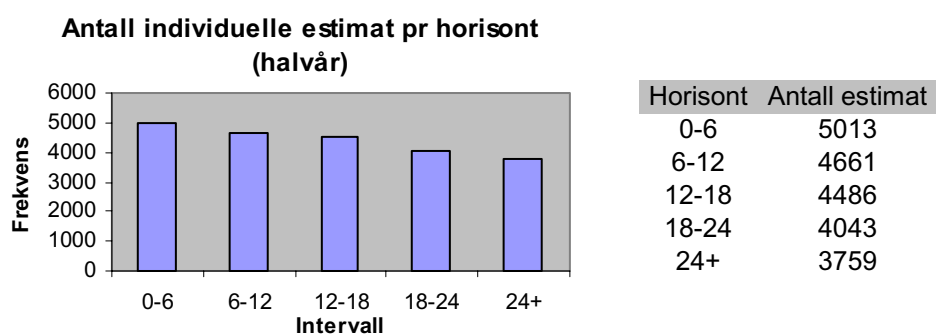
For hvert estimat er det beregnet estimeringshorisont i måneder. Horisonten indikerer tid til vedkommende regnskapsårs-slutt rundet ned til hele måned. Horisont viser altså til årsskifte,

ikke dato for offentliggjøring. Dersom samme meglerhus har utgitt flere enn ett estimat for et gitt selskap i en gitt periode i løpet av en måned, benyttes den sist publiserte.



Figur 10. Individuelle estimat pr. horisont (måned)

I datamaterialet fremgår det et tydelig mønster med hensyn til estimeringshorisont, med observasjoner i forkant av års- og halvårs-slutt. For analysen grupperes datagrunnlaget i 5 ulike kategorier, basert på blant annet tilgjengelig regnskapsinformasjon på estimerings-tidspunktet. Kategori 1 omfatter estimater som er gitt kortere enn seks måneder før avslutning av regnskapsåret. Kategori 2 omfatter estimater som er gitt fra seks til tolv måneder før års-slutt og så videre. Den siste kategorien omfatter estimater gitt 24 måneder før års-slutt eller tidligere.



Figur 11. Individuelle estimat pr. horisont (halvår)

Utvalgsbegrensing

For bruk i analysen begrenses datautvalget til estimater som tilfredsstiller følgende kriterier:

1. Den absolutte proporsjonale estimeringsfeilen er lavere enn 100%.
2. Estimatet er utgitt i perioden 1997-2004.
3. Det respektive selskap har tilgjengelig data om markedskapitalisering.

Det første kriteriet er en utbredt praksis i denne type analyser (Brown et al.(1987)) og benyttes for å utelukke feil i datamaterialet og ekstreme observasjoner som kan gi stor innvirkning på analysen. Det er ikke lagt noen begrensinger på homogenitet i selskapsutvalget over analyseperioden, og datautvalget rammes derfor ikke av overlevelsesskjevhet. Det andre kriteriet fremmes på bakgrunn av tilgjengelig data for meglerhusenes forretningsforhold. Det tredje er en nødvendig bakenforliggende variabel for alle analysene.

I tillegg til de overnevnte kriteriene, fjernes i de ulike analysene estimater med utilstrekkelig tilhørende data for å gjennomføre respektive analyse. For eksempel fjernes estimater som mangler tilhørende tidsserieestimat i analysen av analytikerens informasjonsfordel (tidsserie-estimatet krever en sammenhengende serie på 4 års observasjoner for EPS i respektive selskap). Den endelige utvalgsstørrelsen er angitt i den enkelte analyse.

8. Analyse og resultater

I dette kapitlet vil jeg presentere resultatene fra regresjonsmetodene presentert i kapittel 5. Disse analysene tester hypotesene fremsatt i kapittel 4. Som en pedagogisk støtte kan det være nyttig å benytte vedlegg A som gir oversikt og beskrivelse av de ulike analysevariablene som benyttes i regresjonene. I tillegg presenteres de formelle regresjonene i overkant av de enkelte tabellene over resultater for koeffisientene.

8.1 Analytikerestimat og tidsserieestimat

I analysen av forskjell i nøyaktighet mellom analytikerestimer og tidsserieestimer er utvalget begrenset til kun å omfatte estimer gitt med kortere estimeringshorisont enn 12 måneder. Dette gjøres for å sikre sammenliknbarhet i informasjonsgrunnet, ettersom tidsserieestimatene er basert på informasjon i resultattallene fra ett til fire år før året estimatene er utgitt for. Videre er det fjernet estimer uten tilhørende tidsserie og estimer med informasjonsfordel (AA) større enn 100 og mindre enn -100.

Resultatene av den initiale analysen er gitt i tabell 11 panel A. Denne indikerer at hypotese 1, som sier at analytikere er mer nøyaktige enn en tidsseriemodell, kan antas på bakgrunn av signifikant positiv verdi for regresjonens konstantledd. Resultatene viser imidlertid også at analytikerens informasjonsfordel reduseres betydelig for estimer gitt under teknologiboblen. For disse estimatene kan analytikernes overlegenhet trekkes i tvil, noe som viser at analytikere i denne perioden enten overestimerte eller underestimerte utviklingen i forhold til tidligere trend. Estimer gitt av analytikere tilknyttet meglerhus med forretningsforhold til respektive selskap og estimer for teknologiselskaper tenderer på den annen side til å ha en høyere informasjonsfordel.

Den siste tendensen kan skyldes større grad av volatilitet innen teknologisektoren sammenliknet med andre sektorer, men også det faktum at tidligere resultater kan være en dårligere egnet indikator på fremtidig inntjening innen teknologisektoren, ettersom verdien

av disse ofte funderes på immaterielle eiendeler og fremtidige muligheter²². Det signifikant positive resultatet for forretningsforhold kan bety at assosierte analytikere har tilgang på bedre informasjon enn øvrige analytikere. På en annen side kan resultatet være påvirket av en generell tendens til at selskaper som gjennomfører en offentlig emisjon²³ er i en unormal resultatmessig situasjon, der tidsserieestimatets treffsikkerhet reduseres. Denne effekten kan delvis fanges opp av *BROK*-indikatoren, trekke koeffisienten i positiv retning og lede til feilaktige konklusjoner.

Det er også en positiv sammenheng mellom informasjonsfordel og estimater som er positive i forhold til reell verdi gjennom en positiv koeffisient for *POS*-indikatoren. Dersom vi tolker *AA* som et mål på estimeringsvanskelighet viser dette at analytikere tenderer til å være optimistiske for selskaper det er vanskelig å estimere for.

Den initielle analysen er imidlertid preget av normalitetsproblemer, som er forsøkt bedret gjennom en logaritmisk modell gitt i Panel B. For å inkludere både negative og positive verdier er det benyttet $\ln(1+AA)$. Dette bedrer modellen noe, og foruten en signifikant negativ verdi for små selskaper er resultatene analoge til den initielle analysen. Den negative koeffisienten for små selskaper kan skyldes manglende, eller liten, tilgang på informasjon for denne type selskaper.

Normalitetsproblemer er for øvrig fremdeles gjeldende, og for å ytterligere forbedre modellen deles utvalget inn i positive og negative verdier og det tas logaritme av absoluttverdier. Denne prosessen innebærer at fortegnene for de negative verdiene snus i forhold til de positive verdiene. Resultatene er gitt i henholdsvis panel C og D, og er for de positive verdiene tilsvarende den initielle analysen, men med sterkere signifikans for analytikerens forretningsforhold. For de negative verdiene derimot har ikke analytikerens forretningsforhold eller positive estimat noen sammenheng med informasjonsfordelen, samtidig som sammenhengen for estimater gitt under teknologiboblen er snudd. Denne positive sammenhengen er imidlertid svakere enn den negative sammenhengen i panel C.

²² Ifølge Copeland et al. (2000) bør teknologiselskaper verdsettes ved å ta utgangspunkt i et gitt tidspunkt i fremtiden og arbeide bakover ved hjelp av sannsynlighetsvektede scenarier og forståelse for bakenforliggende økonomiske faktorer.

²³ Notering er i utgangspunktet utelukket som forretningsforhold, ettersom nylig noterte selskaper ikke har tidsserieestimat tilgjengelig og derfor er ekskludert fra analysen i henhold til reglene for utvalgsbegrensning gitt i kapittel 7.

Resultater for analytikerens informasjonsfordel mot tidsserieestimat

$$AA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1(BROK_{i,t}) + \alpha_2(SMALL_{i,t}) + \alpha_3(POS_{i,t}) + \alpha_4(TECH_{i,t}) + \alpha_5(BOOM_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

Panel A	Konstant α_0	BROK α_1	SMALL α_2	POS α_3	TECH α_4	BOOM α_5	R ²
AA	1,928***	1,669*	-1,488	0,950***	4,005***	-1,286***	3,80 %
	0,170	0,796	0,771	0,225	0,340	0,249	
N=5412							
Variabel	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis	
AA	2,510	0,113	8,329	0,393	6,40	47,06	
RESIDUAL	0	0,111	8,168	-1,563	6,12	44,46	
	Normalitet (KS)		0,329 **				
	Durbin-Watson		0,066				
Panel B	Konstant α_0	BROK α_1	SMALL α_2	POS α_3	TECH α_4	BOOM α_5	R ²
LN 1+AA	0,492***	0,199*	-0,309***	0,211***	0,410***	-0,154***	5,30 %
	0,018	0,083	0,081	0,023	0,035	0,026	
N=5412							
Variabel	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis	
LN 1+AA	0,595	0,012	0,877	0,331	1,76	3,70	
RESIDUAL	0	0,012	0,854	-0,228	1,63	3,32	
	Normalitet (KS)		0,154 **				
	Durbin-Watson		0,093				
Panel C	Konstant α_0	BROK α_1	SMALL α_2	POS α_3	TECH α_4	BOOM α_5	R ²
LN AA	-0,781***	0,654***	-0,208	0,636***	0,687***	-0,368***	6,30 %
Positiv	0,041	0,193	0,207	0,053	0,077	0,059	
N=4401							
Variabel	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis	
LN 1+AA	-0,478	0,027	1,799	-0,533	-0,04	0,64	
RESIDUAL	0	0,026	1,742	0,010	-0,09	0,68	
	Normalitet (KS)		0,04 **				
	Durbin-Watson		0,110				
Panel D	Konstant α_0	BROK α_1	SMALL α_2	POS α_3	TECH α_4	BOOM α_5	R ²
LN abs(AA)	-2,302***	-0,095	0,622**	0,113	-0,400*	-0,263**	2,40 %
Negativ	0,061	0,267	0,203	0,086	0,157	0,090	
N=1011							
Variabel	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis	
LN 1+AA	-2,3382	0,0409	1,3019	-2,0806	-1,16	1,74	
RESIDUAL	0	0,0405	1,2862	0,2673	-1,15	1,64	
	Normalitet (KS)		0,107 **				
	Durbin-Watson		0,047				

* (**) (***) angir signifikans på 5% (1%) (0,1%) nivå

Tabell 11. Resultater for analytikerens informasjonsfordel mot tidsserieestimat

Som en oppsummering viser resultatene at analytikere i forretningsforhold kan ha tilgang på bedre informasjon, at analytikere er optimistiske for selskaper som det er vanskelig å estimere for, at informasjonsfordelen er høyere for teknologiselskaper og lavere for estimater på små selskaper og estimater gitt under teknologiboblen. Vi kan altså anta hypotese 1 som sier at analytikerestimater generelt er mer nøyaktige enn tidsserieestimat. Hypotese 2, alle

ledd, kan også antas på bakgrunn av panel C og D som en helhet, selv om ikke alle koeffisientene er signifikante i begge utvalgene. Vi kan altså si at analytikerens informasjonsfordel er relatert til karakteristika ved analytiker og selskapet det estimeres for.

8.2 Nøyaktighet i estimat

Som tidligere nevnt i kapittel 7, er det i det endelige utvalget fjernet estimater med absolutt proporsjonal estimeringsfeil overstigende 100%. I tillegg begrenses analysen med hensyn til nøyaktighet i første omgang til kun å omfatte estimater gitt med estimeringshorisont kortere enn 24 måneder for i større grad å sikre konsistens i resultatene når vi ser utvalget som en helhet. De lange estimatene vil imidlertid inkluderes i den horisontvise analysen.

Resultatene av regresjon 2 er gitt i tabell 12. Panel A viser absolutt proporsjonal estimeringsfeil, *APFE*, for hele utvalget og gir tydelige bevis på at estimeringsfeilen er høyere for estimater gitt av analytikere med forretningsforhold til vedkommende selskap. Vi kan altså forkaste hypotese 3 og anta at analytikere ikke får tilgang til privat informasjon gjennom meglerhusets forretningsforhold. Dette kan tyde på at informasjonsmessige skott mellom corporate finance avdelinger og analyseavdelinger holdes tette. Den positive relasjonen mellom forretningsforhold og informasjonsfordel i tabell 11 kan derfor skyldes en generell tendens til at selskaper med emisjon befinner seg i en avvikende resultatmessig stilling og ikke at analytikeren har tilgang på bedre informasjon i et forretningsforhold mellom meglerhus og selskap.

Videre viser resultatene at treffsikkerheten er lavere for små selskaper og teknologiselskaper, og høyere for selskaper med en tidligere positiv resultatutvikling. Hypotese 4, 5 og 6 kan altså antas, noe som er på linje med tidligere forskning på området. Foruten å være mindre treffsikre på små selskaper og teknologiselskaper er det altså mulig at analytikere er selektive i selskapene de følger og legger ned mest arbeid i analyser av selskaper med tidligere positiv utvikling og dermed også større interesse i markedet generelt. For estimater gitt under teknologiboblen kan det ikke identifiseres noen sammenheng med treffsikkerhet. Hypotese 7 kan derfor forkastes.

I denne analysen benyttes absoluttverdier av estimeringsfeil som avhengig variabel. Ettersom estimeringsfeil i stor grad er samlet rundt en forventning rundt null medfører dette en betydelig skjevhet i utvalget og avvik fra normalitet. For å forsøke å forbedre analysen er det benyttet en logaritmisk modell i Panel B, uten at dette gir betydelige forskjeller.

For å få innsikt i fortegnet til estimeringsfeilen er analysen i panel A gjentatt, men nå uten absoluttverdi. Resultatene er gitt i panel C og viser at estimatene generelt treffer under reell verdi, mens estimatene i forretningsforhold og for teknologiselskaper tenderer til å treffe for høyt. En nærmere analyse av dette vil bli foretatt under skjevhet i estimater.

Resultater for analytikeres absolutt proporsjonale estimeringsfeil

$$APFE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1(BROK_{i,t}) + \beta_2(SMALL_{i,t}) + \beta_3(TECH_{i,t}) + \beta_4(INC_{i,t}) + \beta_5(BOOM_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

Panel A	Konstant β_0	BROK β_1	SMALL β_2	TECH β_3	INC β_4	BOOM β_5	R ²
APFE	0,362***	0,070***	0,174***	0,053***	-0,064***	-0,001	2,80 %
	0,004	0,016	0,016	0,008	0,005	0,005	
N=10511							
Variabel	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis	
APFE	0,340	0,003	0,268	0,272	0,73	-0,49	
RESIDUAL	0	0,003	0,264	-0,060	0,71	-0,43	
	Normalitet (KS)	0,093 **					
	Durbin-Watson	1,076					
Panel B	Konstant β_0	BROK β_1	SMALL β_2	TECH β_3	INC β_4	BOOM β_5	R ²
Ln 1+APFE	0,290***	0,048***	0,124***	0,035***	-0,046***	-0,001	2,70 %
	0,003	0,012	0,012	0,005	0,004	0,004	
N=10511							
Variabel	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis	
APFE	0,274	0,002	0,192	0,241	0,47	-0,87	
RESIDUAL	0	0,002	0,189	-0,028	0,45	-0,81	
	Normalitet (KS)	0,075 **					
	Durbin-Watson	1,072					
Panel C	Konstant β_0	BROK β_1	SMALL β_2	TECH β_3	INC β_4	BOOM β_5	R ²
PFE	-0,023**	0,112***	-0,128***	0,129***	-0,004	0,003	1,40 %
	0,007	0,026	0,027	0,012	0,008	0,009	
N=10511							
Variabel	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis	
PFE	-0,007	0,004	0,433	-0,039	0,23	-0,27	
RESIDUAL	0	0,004	0,430	-0,032	0,22	-0,24	
	Normalitet (KS)	0,053 **					
	Durbin-Watson	1,083					

* (**) (***) angir signifikans på 5% (1%) (0,1%) nivå

Tabell 12. Resultater for analytikeres absolutt proporsjonale estimeringsfeil

For å tydeliggjøre resultatene fra regresjonsanalysene er det i tabell 13 panel A gitt en oversikt over absolutt proporsjonal estimeringsfeil for utvalget gruppert etter

indikatorvariabler. Vi ser at alle utvalgene unntatt estimat gitt under teknologiboblen har tydelig forskjellig forventning fra totalutvalget. De utvalgsspesifikke proporsjonale estimeringsfeilene er fremstilt i tabell 13 panel B.

Panel A	Varibel	N	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis
	APFE ALLE	10511	0,340	0,003	0,268	0,272	0,73	-0,49
	APFE BROK	273	0,409	0,018	0,293	0,369	0,41	-1,01
	APFE SMALL	265	0,501	0,017	0,275	0,491	-0,04	-1,11
	APFE TECH	1436	0,374	0,008	0,294	0,303	0,58	-0,91
	APFE INC	5757	0,314	0,003	0,260	0,247	0,89	-0,16
	APFE BOOM	3501	0,341	0,005	0,267	0,270	0,72	-0,52

Panel B	Varibel	N	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis
	PFE ALLE	10511	-0,007	0,004	0,433	-0,039	0,23	-0,27
	PFE BROK	273	0,096	0,030	0,494	0,044	0,07	-0,83
	PFE SMALL	265	-0,139	0,034	0,555	-0,271	0,60	-0,81
	PFE TECH	1436	0,105	0,012	0,464	0,051	0,02	-0,53
	PFE INC	5757	-0,005	0,005	0,408	-0,042	0,29	0,00
	PFE BOOM	3501	-0,007	0,007	0,433	-0,033	0,22	-0,30

Tabell 13. Estimeringsfeil etter utvalg

Utvalgene er ikke gjensidig utelukkende og kan derfor ikke ensidig benyttes som bevis på skjevhet i estimeringen. På bakgrunn av resultatene kan vi uansett forvente positiv skjevhet for estimater gitt av analytikere i forretningsforhold og for estimater på teknologiselskap.

For den horisontvise analysen er resultatene fra regresjonsanalysene summert i tabell 14 panel A og deskriptiv statistikk med hypotesetest i panel B.

Panel A	Horisont	Konstant β_0	BROK β_1	SMALL β_2	TECH β_3	INC β_4	BOOM β_5	R ²
	Horisont<6	0,301***	0,080***	0,171***	0,034**	-0,052***	-0,012	2,50 %
	Horisont<12	0,372***	0,096**	0,223***	0,071***	-0,060***	-0,026*	4,00 %
	Horisont<18	0,400***	0,06	0,156***	0,074***	-0,086***	0,035**	4,20 %
	Horisont<24	0,417***	0,040	0,120**	0,090***	-0,065***	0,002	2,60 %
	Horisont>=24	0,390***	0,161***	0,157***	0,063***	-0,048***	0,019	2,80 %

Panel B	Horisont	N	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis	T-verdi	F-grader
	Horisont<6	3583	0,280	0,004	0,257	0,190	1,07	0,15	10,63***	3162
	Horisont<12	2906	0,350	0,005	0,267	0,285	0,72	-0,47	3,81***	2489
	Horisont<18	2242	0,379	0,006	0,267	0,331	0,55	-0,70	2,04*	1956
	Horisont<24	1780	0,396	0,006	0,269	0,351	0,49	-0,79	-1,50	1943
	Horisont>=24	2217	0,383	0,006	0,259	0,340	0,50	-0,71		

* (**) (***) angir signifikans på 5% (1%) (0,1%) nivå

Tabell 14. Estimeringsfeil etter horisont

Resultatene i regresjonsanalysene er hovedsakelig tilsvarende resultatene for hele utvalget. Unntakene er at forretningsforhold ikke er signifikant for estimater gitt med horisont på 12-18 måneder, og at estimater gitt under teknologiboblen er signifikant mer treffsikre ved horisont 6-12 måneder og omvendt ved horisont 12-18 måneder.

Med hensyn til hypotese 8 kan denne antas for de horisont kortere enn 24 måneder og forkastes ellers. Vi kan altså påstå at absolutt proporsjonal estimeringsfeil reduseres når horisonten reduseres fra 18-24 måneder og ned til null. Disse resultatene er i samsvar med tidligere resultater fra Patz (1989) på utenlandske data og Røstberg et al.(2001) på norske data.

8.3 Skjevhet i estimat

I likhet med analysen av nøyaktighet, begrenses utvalget også her til kun å omfatte estimater gitt med kortere estimeringshorisont enn 24 måneder. I tillegg er det fjernet verdier av skalert reell resultatendring, *SACT*, høyere enn 100 og lavere enn -100. Resultatene av analysen er gjengitt i tabell 15. Panel A viser resultatene for det originale utvalget. Dette utvalget lider av sterke normalitetsproblemer. I panel B er utvalget trimmet med 1,8% av observasjonene, noe som gir en betydelig forbedring selv om dette ikke løser problemet. Modellens godhet er generelt sterk gjennom høy forklaringsgrad.

I begge utvalgene er det entydig bevis for at analytikere generelt er pessimistiske i sine estimater. Dette resultatet står i motsetning til tidligere forskning som viser at analytikere normalt overestimerer resultater. På den annen side er resultatet i tråd med Hodgkinson (2001) og Keon (1996) som foreslår at analytikere kan være motvillige til å gi positive estimater ettersom selskapsledere misliker den negative markedsreaksjonen som kan inntreffe når reelle resultat ikke overgår estimatene. I begge utvalgene er det også entydig negative koeffisienter for konstantledd og interaksjonsvariabel for estimater gitt under forretningsforhold og for teknologiselskap. Hypotese 9 og 11 kan dermed antas. Analytikere er altså mer positive til selskaper vedkommende meglerhus har forretningsforhold til innen et intervall på -12 til +12 måneder rundt offentliggjøring av forholdet, og til teknologiselskap. Dette indikerer at analytikere står overfor en incentivkonflikt i sammenheng med meglerhusenes forretningsforhold som medfører positiv skjevhet, og at analytikere tenderer til å være for positive i kompliserte sektorer, som teknologi.

Resultatet for forretningsforhold stemmer overens med tidligere resultater fra Lin & McNichols (1998) og Dugar & Nathan (1995). Jansen & Wold (2004) finner imidlertid ikke en slik effekt på JCF-data for norske selskaper i sin analyse. En grunn til dette kan være at de

begrenser seg til kun å se på børsintroduksjoner og arbeider med et svært lite datagrunnlag. Resultatene for øvrig i analysen deres kan være preget av overlevelsesskjevhet. Ved å kun inkludere de selskapene som har ”overlevd” gjennom hele analyseperioden og ekskludere de som tas av børs, risikerer man å få et skjevt utvalg med hensyn til optimisme dersom vi antar at det er en positiv sammenheng mellom optimistiske estimater og kursutvikling.

Resultater for skalert reell endring mot skalert estimert endring i resultat pr aksje

$$SACT\Delta_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1(BROK_{i,t}) + \gamma_2(SMALL_{i,t}) + \gamma_3(TECH_{i,t}) + \gamma_4(BOOM_{i,t}) + \gamma_5(BROK_{i,t} \times SFCT\Delta_{i,t}) + \gamma_6(SMALL_{i,t} \times SFCT\Delta_{i,t}) + \gamma_7(TECH_{i,t} \times SFCT\Delta_{i,t}) + \gamma_8(BOOM_{i,t} \times SFCT\Delta_{i,t}) + \gamma_9(SFCT\Delta_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

Panel A		Konstant γ_0	BROK γ_1	SMALL γ_2	TECH γ_3	BOOM γ_4	R ²
SACT		0,177***	-0,534**	-0,533**	-0,536***	0,082	67,0 %
N=10405		0,042	0,201	0,201	0,093	0,068	
		BROK γ_5	SMALL γ_6	TECH γ_7	BOOM γ_8	SFCT γ_9	
		-0,229***	-0,188***	-0,105***	-0,453***	1,386***	
		0,050	0,032	0,022	0,020	0,011	
Variabel	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis	
SACT	0,940	0,055	5,574	0,218	4,94	63,79	
RESIDUAL	0	0,031	3,204	-0,109	4,76	130,97	
		Normalitet (KS)		0,292 **			
		Durbin-Watson		0,696			
Panel B		Konstant γ_0	BROK γ_1	SMALL γ_2	TECH γ_3	BOOM γ_4	R ²
SACT		0,088***	-0,367***	0,071	-0,175***	0,092***	89,8 %
N=10213		0,015	0,072	0,073	0,034	0,024	
Trimmet		BROK γ_5	SMALL γ_6	TECH γ_7	BOOM γ_8	SFCT γ_9	
		-0,171***	-0,302***	-0,216***	-0,328***	1,335***	
		0,020	0,013	0,011	0,010	0,005	
Variabel	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis	
SACT	0,729	0,036	3,592	0,211	7,88	118,44	
RESIDUAL	0	0,011	1,145	-0,058	0,95	14,75	
		Normalitet (KS)		0,178 **			
		Durbin-Watson		0,084			

* (**) (***) angir signifikans på 5% (1%) (0,1%) nivå. For SFCT viser signifikans til forskjell fra 1 og ikke 0.

Tabell 15. Resultater for skalert reell endring mot skalert estimert endring i resultat pr. aksje

For små selskap er begge koeffisientene signifikant negative i det originale utvalget, mens det i det trimmede utvalget kun er interaksjonsvariabelen som er signifikant negativ. Hypotese 10 kan uansett ikke antas for begge utvalg ved sammenlikning av koeffisientene med standardavvik og forventning av SFCT-variabelen mot null. Totaleffekten er altså ikke signifikant negativ i det trimmede utvalget for små selskaper. Med samme fremgangsmåte

gir begge utvalgene heller ikke bevis for at analytikere var positivt skjeve i sine estimater under teknologiboblen. Hypotese 12 må derfor også forkastes. Vi kan altså ikke anta at analytikerne hadde noen medvirkende rolle under teknologiboblen gjennom å gi spesielt optimistiske estimater.

Resultatene fra skjevhetsanalysen harmoniserer med resultatene i tabell 12 panel C og de utvalgsspesifikke estimeringsfeilene gitt i tabell 13.

8.4 Effisiens i estimat

På bakgrunn av at estimatenes effisiens undersøkes med utgangspunkt i data fra foregående resultatperiode, omfatter analysen, i likhet med analysen av tidsserieestimat, kun estimater gitt med estimeringshorisont kortere enn 12 måneder. Utvalget er videre delt etter hvorvidt analytikerestimatene er høyere eller lavere enn reelt resultat pr. aksje. Negative verdier indikerer at estimatene er de høyeste, og resultatene for dette utvalget er gitt i første del av tabell 16. Resultatene for de positive verdiene er gitt i tabellens nedre del. For å forbedre normaliteten i residualene er det for hvert utvalg benyttet logaritmiske absoluttverdier for den avhengige variabelen, gitt i henholdsvis panel B og D.

For de negative verdiene, altså optimistiske estimater, medfører den logaritmiske modellen at fortegnene snus i panel B i forhold til panel A. Når jeg nå refererer til resultatene i panel B vil en positiv verdi i tabellen omtales som negativ og omvendt. Den logaritmiske modellen forbedrer normaliteten, men reduserer også modellens forklaringssevne. Konklusjonene forandres også i noen grad. I begge modellene får vi signifikant positiv interaksjonskoeffisient for estimater gitt under forretningsforhold og signifikant negativ interaksjonsvariabel for estimater gitt under teknologiboblen. Små selskap har negativ koeffisient kun i den originale modellen, og koeffisienten for tidligere endring for totalutvalget er positiv kun i den logaritmiske modellen. På bakgrunn av resultatene kan hypotese 13 antas. Analytikere over- eller underreagerer altså på tidligere endring når de utgir for positive estimater, og estimatene er ikke effisiente.

I tabellen gis det gjennom koeffisient 9 i panel B bevis for at analytikere generelt overestimerer varigheten av tidligere endring når de gir for optimistiske estimater. Videre er

det klare bevis for at analytikere tilknyttet meglerhus med forretningsforhold til vedkommende selskap undervurderer varigheten av tidligere endring, mens analytikere under teknologiboblen overvurderte den. Det er også svake bevis for analytikere overreagerer på tidligere endring for små selskap. Vi kan altså si at analytikere ved optimistiske estimat er mer tilbøyelige til å signalisere endringer for selskaper de har et forretningsforhold til, mens de under teknologiboblen i for stor grad baserte seg på tidligere resultatutvikling når de utga estimater. For teknologiselskaper kan det ikke identifiseres noen over- eller underreaksjon på tidligere resultatutvikling. For optimistiske estimater kan vi altså anta hypotese 14, ledd 1 og 4, samt ledd 2 (med svake bevis). Hypotese 14, ledd 3 om estimater i teknologisektoren forkastes.

For de positive verdiene forbedrer den logarimiske modellen både normalitet og forklaringsgrad. I begge utvalgene er koeffisienten for tidligere endring, *PACT*, negativ. Hypotese 13 kan derfor antas og vi kan anta at analytikere generelt overreagerer på tidligere resultatutvikling når de utgir for pessimistiske estimater. I begge utvalgene er det positiv koeffisient for interaksjonsvariabelen for små selskap og negativ koeffisient for estimater gitt under teknologiboblen. For estimater gitt under forretningsforhold er koeffisienten positiv kun i den originale modellen, mens den er insignifikant ulik null i den logaritmiske modellen. Hypotese 14, ledd 2 og ledd 4 kan derfor antas for pessimistiske estimater, samt ledd 1 (med svake bevis). Hypotese 14, ledd 3 forkastes som i det negative utvalget. Ved pessimistiske estimater tenderer altså analytikere til å underreagere på tidligere resultater for små selskaper. For estimater gitt under teknologiboblen er resultatene som for de optimistiske estimatene, altså en overreaksjon. Det finnes også noe bevis for at analytikere underreagerer på tidligere endring ved pessimistiske estimater når meglerhuset har et forretningsforhold til vedkommende selskap.

Som en oppsummering kan vi si at analytikerestimat ikke er effisiente og at vi generelt ser en overreaksjon på tidligere resultatutvikling, mens analytikerens tilknytning til forretningsforhold innebærer en underreaksjon. For estimater utgitt under teknologiboblen forsterkes overreaksjonen, mens estimater på små selskap viser overreaksjon ved optimistiske estimat og underreaksjon ved pessimistiske.

Resultater for differanse mellom reelt og estimert resultat pr aksje mot tidligere endring

$$ACT_{i,t} - FCT_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1(BROK_{i,t}) + \lambda_2(SMALL_{i,t}) + \lambda_3(TECH_{i,t}) + \lambda_4(BOOM_{i,t}) + \lambda_5(BROK_{i,t} \times PACT\Delta_{i,t}) + \lambda_6(SMALL_{i,t} \times PACT\Delta_{i,t}) + \lambda_7(TECH_{i,t} \times PACT\Delta_{i,t}) + \lambda_8(BOOM_{i,t} \times PACT\Delta_{i,t}) + \lambda_9(PACT\Delta_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

Panel A		Konstant λ_0	BROK λ_1	SMALL λ_2	TECH λ_3	BOOM λ_4	R ²
ACT-FCT		-5,361***	-6,950**	-1,038	5,418***	-1,119	18,7 %
		0,588	2,501	3,135	1,091	0,897	
N=2950							
Negativ			BROK λ_5	SMALL λ_6	TECH λ_7	BOOM λ_8	PACT λ_9
			0,096***	-0,401*	0,112	-1,119***	-0,001
			0,024	0,187	0,086	0,044	0,008
Variabel	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis	
ACT-FCT	-5,062	0,476	25,837	-0,950	-10,38	116,64	
RESIDUAL	0	0,429	23,294	4,088	-8,76	93,09	
	Normalitet (KS)		0,335 **				
	Durbin-Watson		0,434				
Panel B		Konstant λ_0	BROK λ_1	SMALL λ_2	TECH λ_3	BOOM λ_4	R ²
LN abs		0,038	0,396*	0,501*	-0,851***	0,011	5,4 %
(ACT-FCT)		0,041	0,174	0,218	0,076	0,062	
N=2950							
Negativ			BROK λ_5	SMALL λ_6	TECH λ_7	BOOM λ_8	PACT λ_9
			-0,006***	-0,004	-0,007	0,010***	0,002***
			0,002	0,013	0,006	0,003	0,001
Variabel	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis	
ACT-FCT	-0,094	0,031	1,664	-0,050	0,02	1,03	
RESIDUAL	0	0,030	1,618	0,072	-0,04	0,91	
	Normalitet (KS)		0,036 **				
	Durbin-Watson		0,097				
Panel C		Konstant λ_0	BROK λ_1	SMALL λ_2	TECH λ_3	BOOM λ_4	R ²
ACT-FCT		7,906***	-2,102	12,027***	-5,767***	-4,715***	14,3 %
		0,4428	2,744	2,186	1,123	0,778	
N=3249							
Positiv			BROK λ_5	SMALL λ_6	TECH λ_7	BOOM λ_8	PACT λ_9
			0,063***	0,639***	0,139	-0,756***	-0,090***
			0,012	0,149	0,138	0,075	0,005
Variabel	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis	
ACT-FCT	7,093	0,374	21,337	1,440	6,93	59,06	
RESIDUAL	0	0,347	19,755	-3,658	6,08	50,97	
	Normalitet (KS)		0,288 **				
	Durbin-Watson		0,180				
Panel D		Konstant λ_0	BROK λ_1	SMALL λ_2	TECH λ_3	BOOM λ_4	R ²
LN ACT-FCT		0,648***	-0,122	1,373***	-1,842***	-0,612***	18,3 %
		0,03713	0,2319	0,183	0,09412	0,065	
N=3232							
Positiv			BROK λ_5	SMALL λ_6	TECH λ_7	BOOM λ_8	PACT λ_9
			0,001	0,043***	-0,002	-0,043***	-0,004***
			0,001	0,013	0,012	0,006	0,000
Variabel	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis	
ACT-FCT	0,355	0,032	1,830	0,370	-0,06	0,16	
RESIDUAL	0	0,029	1,654	0,018	-0,20	0,79	
	Normalitet (KS)		0,029 **				
	Durbin-Watson		0,313				

* (**) (***) angir signifikans på 5% (1%) (0,1%) nivå.

Tabell 16. Resultater for differanse mellom reelt og estimert resultat pr. aksje mot tidligere endring

Resultatene med at analytikere over- eller underreagerer på tidligere resultatendring er ikke forenlig med tidligere resultater fra Givoly & Lakonishok (1984), Givoly (1985) og Hodkinson (2001) som viser at analytikere er effektive med hensyn til tidligere endring. Resultatene er imidlertid forenlige med DeBondt & Thaler, som påviser generell overreaksjon og delvis forenlige med Ali et al. (1992) og Abarbanell & Bernard (1992) som viser at analytikere generelt underreagerer på tidligere resultatoverraskelser.

Resultater for skalert reell endring mot informasjon i aksjepris

$$SACT \Delta_{i,t} = \mu_0 + \mu_1(SFCT \Delta_{i,t}) + \mu_2(PVAR_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

Panel A		Konstant μ_0	SFCT μ_1	PVAR μ_2	R^2	Normalitet (KS)	Durbin-Watson	
SACT		-0,038	1,140***	0,049***	75,0 %	0,306 **	0,977	
Individuelle N=6748		0,034	0,008	0,005				
		Variabel	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis
		SACT	0,683	0,067	5,534	0,192	3,74	63,73
		RESIDUAL	0	0,034	2,765	0,024	-4,34	109,58
Panel B		Konstant μ_0	SFCT μ_1	PVAR μ_2	R^2	Normalitet (AD)	Durbin-Watson	
SACT		0,075	0,950*	0,188***	62,1 %	175,024 **	1,081	
Konsensus N=962		0,119	0,025	0,019				
		Variabel	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis
		SACT	1,013	0,189	5,863	0,226	4,75	48,95
		RESIDUAL	0	0,116	3,61	-0,066	2,32	86,95
Panel C		Konstant μ_0	SFCT μ_1	PVAR μ_2	R^2	Normalitet (KS)	Durbin-Watson	
SACT		0,023*	1,083***	0,038***	89,4 %	0,165 **	0,038	
Individuelle N=6547 Trimmet		0,010	0,005	0,002				
		Variabel	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis
		SACT	0,454	0,031	2,465	0,190	2,14	71,37
		RESIDUAL	0	0,010	0,802	-0,028	0,68	9,87
Panel D		Konstant μ_0	SFCT μ_1	PVAR μ_2	R^2	Normalitet (AD)	Durbin-Watson	
SACT		0,030	0,970*	0,149***	84,4 %	33,608 **	0,063	
Konsensus N=923 Trimmet		0,03285	0,01383	0,00901				
		Variabel	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis
		SACT	0,634	0,080	2,433	0,221	3,56	55,94
		RESIDUAL	0	0,032	0,962	-0,037	0,77	6,03

* (**) (***) angir signifikans på 5% (1%) (0,1%) nivå. For SFCT viser signifikans til forskjell fra 1 og ikke 0.

Tabell 17. Resultater for skalert reell endring mot informasjon i aksjepris

Del to av effisiensanalysen tar for seg informasjonsinnhold i priser på estimerings-tidspunktet. Denne analysen er generell og deler ikke resultatene etter forhold rundt selskaper og estimering. Analysen benytter derfor både individuelle estimat og konsensusestimater. Resultatene fra analysen er gitt i tabell 17. Tabellens panel A og B viser resultatene fra de

opprinnelige utvalgene. For å forbedre normaliteten er både de individuelle estimatene og konsensusestimaterne trimmet. Resultatene er analoge til de for det originale utvalget og er gitt i henholdsvis panel C og D. Resultatene gir for alle utvalgene signifikant positiv koeffisient for informasjonsvariabelen, noe som viser at analytikere ikke inkluderer all tilgjengelig informasjon i priser, verken i individuelle estimat eller konsensusestimater. Vi kan altså anta hypotese 15, noe som er på linje med Capstaff et al. (1995).

Vi merker oss imidlertid at signifikansen er svakere for konsensusestimaterne enn for de individuelle estimatene. Korrelasjonen mellom *SFCT* og *PVAR* er relativt lav (-0,15 til -0,20) og *PVAR* replikerer derfor ikke i særlig grad informasjonen i estimatene, men tilfører snarere selvstendig informasjon.

8.5 Tverrgående sammenlikning

For å belyse forskjeller i estimeringsnøyaktighet mellom meglerhus i henhold til hypotese 16 er det foretatt individuell analyse av de 11 meglerhusene med flest utgitte estimater i analyseperioden. Utvalgene er i første omgang ikke harmonisert, så utvalgene er ikke homogene i forhold til selskap, estimeringshorisont, regnskapsperiode og antall observasjoner. Resultatene fra regresjonsanalysene er gitt i tabell 18. Åpne felt indikerer at ingen observasjoner var tilgjengelige i forhold respektive parameter.

Resultater for absolutt proporsjonal estimeringsfeil etter meglerhus

$$APFE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1(BROK_{i,t}) + \beta_2(SMALL_{i,t}) + \beta_3(TECH_{i,t}) + \beta_4(INC_{i,t}) + \beta_5(BOOM_{i,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

	Konstant β_0	BROK β_1	SMALL β_2	TECH β_3	INC β_4	BOOM β_5	R ²
Totalt 11	0,374***	0,079***	0,149***	0,056***	-0,061***	-0,024**	2,70 %
ABG Sundal Collier	0,324***	0,137	0,160	0,083*	0,001	0,006	2,80 %
ABN Amro	0,342***		-0,117	0,054	-0,035	-0,033	1,20 %
Carnegie	0,373***	0,155**	0,049	0,043*	-0,061***	-0,001	2,70 %
Danske Equities	0,335***	0,080	-0,110	0,085**	-0,099***	-0,01	5,30 %
DNB NOR Markets	0,369***	0,101*	0,258***	0,071*	-0,044*	0,002	5,80 %
Enskilda Securities	0,382***	0,146**		0,056*	-0,090***	-0,040	4,70 %
Fearnley Fonds	0,434***	-0,280	-0,095	0,019	-0,035	-0,091*	3,10 %
First Securities	0,390***	0,132	0,086	0,048	-0,093***	0,011	3,60 %
Fondsfinans	0,370***	-0,109	0,081	0,042	-0,003		1,00 %
Nordea Securities	0,373***	-0,078	0,081	0,103***	-0,064**	-0,059*	4,10 %
Pareto Securities	0,383***	0,021	0,153***	0,014	-0,073***	-0,019	3,40 %

* (**) (***) angir signifikans på 5% (1%) (0,1%) nivå.

Tabell 18. Resultater for absolutt proporsjonal estimeringsfeil etter meglerhus

For de 11 selskapene som en helhet er det bevis for at estimat gitt under forretningsforhold, estimat på små selskap og estimat på teknologiselskap har signifikant større absolutt proporsjonal estimeringsfeil enn estimerer gitt under andre forhold. For selskap med tidligere positiv utvikling og estimerer gitt under teknologiboblen er estimeringsfeilen vesentlig lavere. I forhold til resultatene for totalutvalget over alle meglerhus gitt i tabell 12 er det kun den signifikante koeffisienten for estimerer under teknologiboblen som utgjør en forskjell.

For de ulike meglerhusenes forretningsforhold ser vi at det positive totalresultatet for estimeringsfeil i stor grad er drevet av Carnegie, DnB Nor Markets og Enskilda Securities. Ingen meglerhus har signifikant negativ koeffisient for meglerforhold. For de små selskapene drives resultatene av DnB Nor Markets og Pareto Securities. For teknologiselskaper har flere selskaper signifikant positive koeffisienter, mens Nordea Securities utpeker seg som svakest med hensyn til denne kategorien. Økt nøyaktighet for selskaper med tidligere positiv utvikling synes å være en dominerende trendens for meglerhusene, og kun ABG Sundal Collier, ABN Amro, Fearnely Fonds og Pareto Securities har insignifikante resultater her. For estimerer gitt under teknologiboblen kan resultatet for det aggregerte utvalget kun i liten grad identifiseres i de meglerhus-spesifikke utvalgene. Kun Fearnely Fonds og Nordea Securities kommer ut med signifikante koeffisienter.

En nærmere analyse av meglerhusenes nøyaktighet er gitt gjennom deskriptiv statistikk for absolutt proporsjonal estimeringsfeil og proporsjonal estimeringsfeil i henholdsvis panel A og B i tabell 19. Resultatene viser at Danske Equities kommer ut med den laveste gjennomsnittlige absolutte estimeringsfeilen og også laveste tilhørende standardavvik. For Danske Equities er resultatene basert på 425 observasjoner, som er omtrent middelvei for utvalgsstørrelse. Fondsfinans kommer dårligst ut både med hensyn til gjennomsnitt og standardavvik. Det er vanskelig å påvise signifikante forskjeller mellom selskapene, og dersom resultatene sorteres stigende etter gjennomsnitt er det kun de to mest treffsikre meglerhusene som er signifikant forskjellige på 5%-nivå. Vi kan altså statistisk hevde at Danske Equities har en vesentlig bedre treffsikkerhet i perioden enn andre meglerhus. Det er imidlertid viktig å merke seg at utvalgene er heterogene og derfor ikke direkte sammenliknbare.

For å utbedre dette er det i panel C gitt resultater for et homogent utvalg basert på minste felles multiplum for fem av meglerhusene. Disse estimatene er altså gitt på samme selskap, samme regnskapsmessige periode og med samme estimeringshorisont. Av de undersøkte

selskapene kommer ABG Sundal Collier ut med lavest gjennomsnitt og tilhørende standardavvik. Utvalgene imidlertid ikke signifikant forskjellige.

Panel A								
	Utvalg	N	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis
	Totalt 11	6630	0,348	0,003	0,273	0,282	0,68	-0,61
APFE	ABG Sundal Collier	322	0,352	0,015	0,276	0,288	0,68	-0,66
	ABN Amro	303	0,330	0,016	0,269	0,247	0,78	-0,45
	Carnegie	1130	0,353	0,008	0,274	0,286	0,62	-0,76
	Danske Equities	425	0,292	0,012	0,253	0,225	1,08	0,32
	DNB NOR Markets	841	0,374	0,010	0,292	0,316	0,60	-0,82
	Enskilda Securities	735	0,337	0,010	0,270	0,255	0,74	-0,58
	Fearnley Fonds	278	0,391	0,017	0,277	0,339	0,50	-0,85
	First Securities	523	0,348	0,012	0,264	0,297	0,64	-0,55
	Fondsfinans	330	0,375	0,015	0,277	0,320	0,54	-0,74
	Nordea Securities	607	0,333	0,011	0,265	0,266	0,78	-0,39
	Pareto Securities	1136	0,348	0,008	0,271	0,287	0,67	-0,57

Panel B								
	Utvalg	N	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis
	Totalt 11	6630	-0,001	0,005	0,443	-0,032	0,20	-0,35
PFE	ABG Sundal Collier	322	0,035	0,025	0,446	-0,015	0,24	-0,43
	ABN Amro	303	0,063	0,024	0,422	0,041	0,03	-0,20
	Carnegie	1130	0,021	0,013	0,446	-0,016	0,13	-0,46
	Danske Equities	425	0,035	0,019	0,385	0,000	0,36	0,21
	DNB NOR Markets	841	-0,035	0,016	0,473	-0,060	0,26	-0,37
	Enskilda Securities	735	0,046	0,016	0,429	-0,001	0,09	-0,31
	Fearnley Fonds	278	-0,032	0,029	0,479	-0,087	0,39	-0,57
	First Securities	523	-0,062	0,019	0,433	-0,072	0,26	-0,30
	Fondsfinans	330	-0,043	0,026	0,464	-0,058	0,19	-0,50
	Nordea Securities	607	-0,005	0,017	0,426	-0,024	0,23	-0,21
	Pareto Securities	1136	-0,021	0,013	0,441	-0,042	0,26	-0,32

Panel C								
	Utvalg	N	Mean	SE Mean	StDev	Median	Skewness	Kurtosis
	ABG Sundal Collier	94	0,2998	0,0262	0,2542	0,2268	0,84	-0,30
APFE	DNB NOR Markets	94	0,3213	0,0274	0,2654	0,2698	0,81	-0,17
	Enskilda Securities	94	0,3377	0,0269	0,2608	0,3048	0,56	-0,64
	Nordea Securities	94	0,3002	0,0275	0,2666	0,2209	1,04	0,18
	Pareto Securities	94	0,3389	0,0283	0,2743	0,2468	0,71	-0,64

Tabell 19. Estimeringsfeil etter meglerhus

I tabell 20 sammenstilles hypotesene og resultatene av de empiriske analysene. Note 1 til 5 viser til spesifisering av resultatene i tabellen.

Note 1 Informasjonsfordel er positivt relatert til forretningsforhold, positiv estimeringsfeil og teknologiselskaper. Negativt relatert til teknologiboblen.

Note 2 For horisont kortere enn 24 måneder.

Note 3 Med bevis for overreaksjon.

Note 4 Forretningsforhold er knyttet til underreaksjon. Små selskap er knyttet til overreaksjon ved optimisme og underreaksjon ved pessimisme. Teknologiboblen er knyttet til overreaksjon.

Note 5 Danske Equities har signifikant lavere estimeringsfeil enn øvrige selskaper.

	Hypotese	Resultat
H1	<i>Analytikerestimat er mer nøyaktige enn tidsserieestimat.</i>	Antas.
H2	<i>Analytikers informasjonsfordel relativt til tidsseriemodeller er relatert til om analytikeren er tilknyttet et meglerhus med forretningsforhold til selskapet, selskapets størrelse, om analytikerestimatet er høyere enn realisert verdi, hvorvidt selskapet er i teknologisektoren eller ikke og om estimatet er utgitt under teknologiboblen.</i>	Antas for alle ledd. ^{Note 1}
H3	<i>Analytikers estimeringsnøyaktighet er høyere dersom analytikeren er tilknyttet meglerhus med et forretningsforhold til vedkommende selskap.</i>	Forkastes.
H4	<i>Estimeringsnøyaktigheten er lavere for små selskaper enn for øvrige selskaper.</i>	Antas.
H5	<i>Estimeringsnøyaktigheten er lavere for teknologisektoren enn for andre sektorer.</i>	Antas.
H6	<i>Det er bedre estimeringsnøyaktighet for selskaper med økende overskudd målt ved EPS.</i>	Antas.
H7	<i>Estimater utgitt under teknologiboblen har lavere estimeringsnøyaktighet enn øvrige estimat.</i>	Forkastes.
H8	<i>Estimeringsnøyaktigheten øker med kortere estimeringshorisont</i>	Antas. ^{Note 2}
H9	<i>Estimater utgitt av analytikere i meglerhus med forretningsforhold til vedkommende selskap har positiv skjevhet i forhold til øvrige estimat.</i>	Antas.
H10	<i>Estimater utgitt for små selskap har positiv skjevhet i forhold til øvrige estimat.</i>	Forkastes.
H11	<i>Estimater utgitt for teknologiselskap har positiv skjevhet i forhold til øvrige estimat.</i>	Antas.
H12	<i>Estimater utgitt under teknologiboblen har positiv skjevhet i forhold til øvrige estimat.</i>	Forkastes.
H13	<i>Analytikere over- eller underreagerer på tidligere endring i resultat pr. aksje.</i>	Antas. ^{Note 3}
H14	<i>Graden av over- eller underreaksjon er relatert til om analytikeren er tilknyttet et meglerhus med forretningsforhold til selskapet, hvorvidt selskapet er lite, om det er i teknologisektoren og om estimatet er utgitt under teknologiboblen.</i>	Antas for ledd 1, 2 og 4. ^{Note 4} Ledd 3 forkastes.
H15	<i>Analytikere inkluderer ikke all tilgjengelig informasjon i priser i sine estimater.</i>	Antas.
H16	<i>Det er forskjell i estimatenes nøyaktighet og determinanter for denne på tvers av ulike meglerhus.</i>	Antas delvis. Note 5

Tabell 20. Sammenstilling av hypoteser og resultater fra de empiriske analysene

9. Konklusjon

Jeg har i denne utredningen først tatt utgangspunkt i kapitalmarkedsbasert regnskapsforskning og belyst analytikerens rolle i markedet, analytikerens informasjonsmiljø og sammenhengen mellom analytikerestimater, regnskapsmessig offentliggjøring og markedsreaksjoner på offentliggjøring. Spesielt har jeg trukket frem analytikerens rolle i forhold til informasjons- og agentproblemer, og på hvilken måte analytikerestimater kan knyttes opp mot selskapers fundamentale verdi. Analytikere har en viktig rolle i markedet gjennom reduksjon av asymmetrisk informasjon og som overvåkere av ledelsen i aksjeselskap på vegne av investorer, gjennom sin rolle som uavhengige produsenter og formidlere av informasjon. Gjennom verdsettelsesmodeller, som dividendemodellen og utvidelser av denne, har jeg også vist at analytikerestimater er en teoretisk driver for selskapers verdi, ved å utgjøre en indikator for markedets forventninger til utvikling i et selskaps inntjeningssevne.

Men analytikerens estimer er ikke nødvendigvis en effisient, forventningsrett estimator. I kapittel 4 har jeg belyst teori om determinanter for egenskaper ved analytikerestimater gjennom forhold som kan påvirke estimatene med hensyn til nøyaktighet, skjevhet og effisiens. Mye av denne teorien er basert på incentivproblemer og kognitiv tilbøyelighet blant analytikere. Spesielt trekker teorien frem at analytikere kan påvirkes av incentiver til å generere inntekt for meglerhuset de er ansatt i og incentiver til sikre god informasjonstilgang. Begge disse forholdene kan gi grunnlag for en optimistisk skjevhet i estimer. Videre fremmer kognitiv teori at analytikere kan tendere til å være for optimistiske når de er usikre. Estimer i kompliserte sektorer, som teknologi, kan derfor forventes å ha en lavere treffsikkerhet og en positiv skjevhet i forhold til andre sektorer. Kognitiv teori gir også grunnlag for at analytikere ikke nødvendigvis er rasjonelle i sitt arbeid. Typisk kan man forvente en over- eller underreaksjon på informasjon i markedet, samtidig som analytikere kan være ineffisiente gjennom å ikke inkludere all tilgjengelig informasjon i sine estimer.

De viktigste resultatene fra de empiriske analysene i denne utredningen støtter opp om mye av teorigrunnet presentert i kapittel 4. Basert på individuelle resultatestimater fra JCF FactSet i perioden 1997 til 2004 har jeg vist at analytikere har en reell rolle i kapitalmarkedene gjennom en generelt høyere estimeringsnøyaktighet enn tidsseriemodeller. Med

hensyn til treffsikkerhet, finner jeg en forventet absolutt proporsjonal estimeringsfeil over alle meglerhus på 34%, med variasjon fra 40% til 28% ved henholdsvis 18-24 og 0-6 måneders estimeringshorisont. Nivået på estimeringsfeil er høyt, men allikevel noe lavere enn resultatene til Røstberg et al. (2001). Jeg finner også at estimeringsnøyaktigheten er høyere for selskaper som er på en god resultatmessig trend. Det er altså grunnlag for å hevde at analytikere er selektive i selskapene i de følger, og legger ned mest innsats i analyser av selskap som kan forventes å gjøre det bra. I forbindelse med treffsikkerhet i ulike meglerhus, identifiserer den tverrgående analysen Danske Equities som signifikant sterkere i forhold til de øvrige meglerhusene i datagrunnlaget.

Med hensyn til analytikere som er tilknyttet meglerhus med forretningsforhold til selskap vedkommende analytiker utgir estimerer på, synes ikke et slikt forhold å ha noen positiv effekt på analytikerens treffsikkerhet. Skottene mellom analyse- og corporate-avdelinger synes altså tette. På den annen side finner jeg at såkalte assosierte analytikere har en tydelig positiv skjevhet i forhold til øvrige estimerer innen et intervall på +/-12 måneder rundt offentliggjøring av forretningsforhold mellom respektive meglerhus og aksjeselskap. Dette bygger opp om at corporate- og analyseavdeling under samme tak kan innebære en incentiv-konflikt som går på bekostning av analytikerens integritet.

For teknologisektoren viser resultatene både en svakere treffsikkerhet og en positiv skjevhet sammenliknet med øvrige estimerer. Resultatestimering for teknologiselskaper synes dermed som en mer kompleks prosess enn for andre sektorer. Selv om kognitiv teori fremmer optimisme i sammenheng med kompleksitet, kan resultatet for skjevhet også fremkomme som en effekt av generell optimisme for denne sektoren ved Oslo Børs. Det er også mulig at det finnes en sammenheng mellom sektorvolatilitet og analytikerens ønske om å tiltrekke flere investorer til sektoren. Dette kan være fordi en mer volatil sektor typisk kan generere økt inntekt fra provisjoner gjennom høyere likviditet og omsetning. Dette kan være et interessant tema for videre forskning på analytikerens incentiver.

Selv om den empiriske analysen gir interessante funn for estimerer gitt på selskaper innen teknologisektoren, finner jeg ingen signifikante resultater med hensyn til treffsikkerhet og skjevhet for estimerer utgitt under teknologiboblen fra 1998 til 2000. Denne utredningen gir dermed ikke grunnlag for å hevde at analytikere kan ha hatt en medvirkende rolle til teknologiboblen gjennom lavere treffsikkerhet eller gjennom generering av høye

forventninger ved å utgi spesielt positive estimater. En mulig forbedring av analysen kan imidlertid være å forsøke å identifisere en bobleeffekt for nøyaktighet og skjevhet kun i teknologiselskaper, og ikke i hele utvalget som er gjort i denne utredningen.

Ved siden av nøyaktighet og skjevhet, har utredningen også tatt for seg effisiens i analytikerestimater. Funnene indikerer en generell overreaksjon til tidligere endring i overskudd, mens analytikers tilknytning til forretningsforhold innebærer en underreaksjon. I tillegg inkluderer ikke analytikere all tilgjengelig informasjon i aksjepris på estimerings-tidspunktet i sine estimater. Analysen viser at analytikers estimeringsfeil kan reduseres ved å korrigere for informasjon i aksjeprisene. En utfordring for videre forskning kan dermed være å identifisere årsaker til at en slik ineffisiens er vedvarende i markedet.

Med hensyn til den empiriske analysen i denne utredningen, er resultatene kritisk avhengig av datagrunnlaget som er benyttet. På bakgrunn av konsistenskontroll i forhold til overensstemmelse mellom resultatestimater og reelle resultater fra henholdsvis databaser og årsrapporter, samt utvalgsbegrensninger for å eliminere ekstreme observasjoner, føler jeg at datagrunnlaget er en solid basis for analyse. Feil i grunnlaget kan imidlertid ikke utelukkes.

Metodikken som benyttes er i tillegg basert på en normalitetsantakelse. Denne oppfylles i de færreste analysene, og kan derfor bidra til å svekke resultatene. En annen fare er at regresjonsanalysene kan forstyrres av variabler som ikke er identifisert og inkludert, eller at forklaringsvariabler ikke nødvendigvis er uavhengige. For å kontrollere resultatene for effekter av dette, kan det være hensiktsmessig å ytterligere dele opp datagrunnlaget og teste flere variabler. Et slikt arbeid blir imidlertid for omfattende for denne utredningen, men kan være et godt utgangspunkt for mer avgrensede og spesifikke arbeid innen kapitalmarkeds-basert regnskapsforskning.

Litteraturliste

Abarbanell, J., Bernard, V. 1992. Tests of analysts' overreaction/underreaction to earnings information as an explanation for anomalous stock price behavior. *The Journal of Finance* 47, 1181-1207.

Abarbanell, J., Lanen, W., Verecchia, E. 1995. Analysts' forecasts as proxies for investor beliefs in empirical research. *Journal of Accounting and Economics* 20, 31-60.

Abarbanell, J., Lehavy, R., 2000a. Biased forecasts or biased earnings? The role of earnings management in explaining apparent optimism and inefficiency in analysts' earnings forecasts. Working paper, University of North Carolina.

Abarbanell, J., Lehavy, R., 2000b. Differences in commercial database reported earnings: Implications for inferences in research of analyst forecast rationality, earnings management, and earnings response coefficients. Working paper, University of North Carolina.

Abarbanell, Jeffery S. 1991. Does analysts' earnings forecasts incorporate information in prior stock changes? *Journal of accounting and economics* 14, 141-195.

Aboody, D., Kaznik, R. 1999. CEO stock option awards and corporate voluntary disclosure. Stanford University Working Paper.

Affleck-Graves, J., Davis, R., Mendenhall, R., 1990. Forecasts of earnings per share: possible sources of analyst superiority and bias. *Contemporary Accounting Research* 6, 501–517.

Akerlof, G. 1970. The market for 'lemons': quality uncertainty and the market mechanism. *Quarterly journal of economics* 90, 629-650.

Ali, A., Klein, A., Rosenfeld, J., 1992. Analysts' use of information about permanent and transitory earnings components in forecasting annual EPS. *Accounting Review* 67, 183–198.

Anonym. 2005. Kontaktpersoner i analytikermiljø tilknyttet Oslo Børs.

- Bagnoli, M., Beneish, M., Watts, S. 1999. Whisper forecasts of quarterly earnings per share. *Journal of Accounting & Economics* 28, 27-50
- Baiman, S., Verrecchia, R. 1996. The Relation among Capital Markets, Financial Disclosure, Production Efficiency, and Insider Trading. *Journal of Accounting Research* 34, 1-22.
- Ball, R., Brown, P. 1968. An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research* 6, 159–177.
- Bao, B., Bao, D. 1998. Usefulness of value added and abnormal economic earnings: an empirical examination. *Journal of Business Finance & Accounting* 25, 251-264.
- Barron, O., Byard, D., Kim, O. 2002. Changes in Analysts' Information around Earnings Announcements. *The Accounting review* 77, 821–846.
- Barron, O.E., Kim, O., Lim, S.C., Stevens, D.E. 1998. Using analysts' forecasts to measure properties of analysts' information environment. *The Accounting Review* 73, 421-433.
- Barth, M., Hutton, A. 2004. Analyst Earnings Forecast Revisions and the Pricing of Accruals. *Review of Accounting Studies* 9, 59-96.
- Beaver, W., 1968. The information content of annual earnings announcements. *Journal of Accounting Research* 6, 67–92.
- Beaver, W. 1998. *Financial reporting; an accounting revolution*. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.
- Bernard, V., Thomas, J. 1990. The implications of current earnings for future earnings. *Journal of Accounting and Economics* 13, 305-340.
- Bernard, V., 1995. The Feltham–Ohlson framework: implications for empiricists. *Contemporary Accounting Research* 11, 733–747.
- Bhattacharya, N., Black, E., Christensen, T., Larson, C. 2003. Assessing the relative informativeness and permanence of pro forma earnings and GAAP operating earnings. *Journal of Accounting and Economics* 36, 285–319.

Bhattacharya, N., Black, E., Christensen, T., Mergenthaler, R. 2004. Empirical Evidence on Recent Trends in Pro Forma Reporting. *Accounting Horizons* 18, 27-43.

Biddle, G., Bowen, R., Wallace, J., 1997. Does EVA beat earnings? Evidence on associations with returns and firm values. *Journal of Accounting and Economics* 24, 301–336.

Birkeland, T., Gravir, G. 2002. Analysevirksomhet i verdipapirforetak. Utredning gitt til Norske Finansanalytikeres Forening 1-39.

Bloomfield, R., Hales, J. 2001. Predicting the next step in a random walk. Cornell University Working Paper.

Bowen, R., Davis, A., Matsumoto, D. 2005. Emphasis on Pro Forma versus GAAP Earnings in Quarterly Press Releases: Determinants, SEC Intervention, and Market Reactions. *Accounting Review* 80, 1011-1038.

Bradshaw, M., Sloan, R. 2002. GAAP vs the street: an empirical assessment of two alternative definitions of earnings. *Journal of Accounting Research* 40, 41-66.

Brealey, R., Myers, S. 2003. *Principles of corporate finance*. 7th edition. McGraw-Hill, NY.

Brown, L., 1993. Earnings forecasting research: its implications for capital markets research. *International Journal of Forecasting* 9, 295–320.

Brown, L., 1998. Managerial behavior and the bias in analyst's earnings forecasts. Working paper, Georgia State University.

Brown, L., Foster, G., Noreen, E. 1985. Security analyst multi-year earnings forecasts and the capital market. *Studies in accounting Research* 23. American Accounting Association.

Brown, L., Griffin, P., Hagerman, R., Zmijewski, M. 1987a. Security analysts superiority relative to univariate time-series models in forecasting quarterly earnings. *Journal of Accounting and Economics* 9, 61-87.

Brown, L., Griffin, P., Hagerman, R., Zmijewski, M., 1987b. An evaluation of alternative proxies for the market's expectation of earnings. *Journal of Accounting and Economics* 9, 159–193.

- Brown, L., Rozeff, M. 1978. The superiority of analysts forecasts as measures of expectations: evidence from earnings. *Journal of Finance* 33, 1-16.
- Brown, L., Rozeff, M. 1980. Analysts can forecast accurately. *Journal of Portfolio Management* 6, 31–34.
- Brown, L., Sivakumar, K. 2003. Comparing the Value Relevance of Two Operating Income Measures. *Review of Accounting Studies* 8, 561-572.
- Butler, K., and L. Lang. 1991. The forecast accuracy of individual analysts: Evidence of systematic optimism and pessimism. *Journal of Accounting Research* 29, 150–156.
- Capstaff, J., Paudyal, K., Rees, W. 1995. The accuracy and rationality of earnings forecasts by UK analysts. *Journal of Business Finance & Accounting* 22, 67-85.
- Capstaff, J., Paudyal, K., Rees, W. 1998. Analysts' forecasts of German firms' earnings: a comparative analysis. *Journal of International Financial Management and Accounting* 9, 83-114.
- Chen, S. Dodd, J. 1997. Economic Value Added (EVA): An empirical examination of a new corporate performance measure. *Journal of Managerial Issues* 9, 318-334.
- Clement, M., 1999. Analyst forecast accuracy: do ability, resources, and portfolio complexity matter? *Journal of Accounting and Economics* 27, 285–303.
- Cochrane. 1999. New facts in finance. *Economic Perspectives* 23, 36-59.
- Cooper, M., Dimitrov, I., Rau, R. 2001. A rose.com by any name. Purdue University Working Paper.
- Copeland, T., Koller, T., Murrin, J. 2000. *Valuation: measuring and managing the value of companies*. 3rd edition. John Wiley & Sons, New York.
- Cornell, B., Liu, Q. 2000. The parent company puzzle: when is the whole worth less than one of the parts. UCLA Working Paper.
- Cottle, S., Murray, R., Block, F. 1989. *Graham and Dodd's security analysis* (5th ed.). McGraw-Hill, New York.

Cox, R. 2000. Seeing clearly. *Fidelity Outlook* (January), 17–20.

Danthine, J-P., Donaldson, J. 2002. *Intermediate financial theory*. Prentice Hall, New Jersey.

Das, S., Levine, C., Sivaramakrishnan, K., 1998. Earnings predictability and bias in analysts' earnings forecasts. *The Accounting Review* 73, 277–294.

DeBondt, W., Thaler, R. 1985. Does the stock market overreact? *Journal of Finance* 40, 793–805.

DeBondt, W., Thaler, R. 1987. Further evidence of investor overreaction and stock market seasonality. *Journal of Finance* 42, 557–581.

DeBondt, W., Thaler, R., 1990. Do security analysts overreact? *American economic Review* 80, 52–57.

Dechow, P., 1994. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: the role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics* 18, 3–42.

Dechow, P., Hutton, A., Sloan, R., 1999. An empirical assessment of the residual income valuation model. *Journal of Accounting and Economics* 26, 1–34.

Diamond, D. 1985. Optimal release of information by firms. *Journal of Finance* 40, 1071–1094.

Diamond, D., Verecchia, R. 1991. Disclosure, liquidity, and the cost of capital. *Journal of Finance* 66, 1325–1355.

Doyle, Lundholm, Soliman. 2002. The predictive value of expenses excluded from “pro forma” earnings. University of Michigan Working Paper.

Dugar, A., Nathan, S., 1995. The effect of investment banking relationships on financial analysts' earnings forecasts and investment recommendations. *Contemporary Accounting Research* 12, 131–160.

Dye, R. 2001. Commentary on essays on disclosure. *Journal of accounting and economics* 32, 181–235.

Emmantiel, C.R. 1983, Segmental Disclosure, i D. Tonkin and L. Skerratt (eds.). *Financial Importing 1983-84 (ICAEW)*, 139-49

Fama, E., 1965. Random walks in stock market prices. *Financial Analysts Journal* 21, 55-59. Republisert 1995.

Fama, E., 1970. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *Journal of Finance* 25, 383-417.

Fama, E. 1991. Efficient capital markets II. *Journal of Finance* 46, 1575-1617.

Fama, E., French, K., 1995. Size and book-to-market factors in earnings and returns. *Journal of Finance* 50, 131-155.

Fama, E., Miller, M., 1972. *The Theory of Finance*. Dryden Press, Hinsdale, IL.

Financial Accounting Standards Board (FASB). 1978. Statement of financial accounting concepts nr 1, Objectives of Financial Reporting by Business Enterprises.

Feltham, G., Ohlson, J., 1995. Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. *Contemporary Accounting Research* 11, 689-731.

Fishman, M., Hagerty, K. 1989. Disclosure decisions by firms and the competition for firm efficiency. *Journal of Finance* 44, 633-646.

Fogarty, T., Rogers, R. 2005. Financial analysts' reports: an extended institutional theory evaluation. *Accounting, Organizations & Society* 20, 331-356.

Foster, G., Olsen, C., Shevlin, T. 1984. Earnings releases, anomalies, and the behavior of security returns. *The Accounting Review* 59, 574-603.

Francis, J., Olsson, P., Oswald, D., 1998. Using mechanical earnings and residual income forecasts in equity valuation. Working paper, University of Chicago.

Francis, J., Soffer, L. 1997. The relative informativeness of analysts' stock recommendations and earnings forecasts revisions. *Journal of Accounting Research* 35, 193-211.

Fried, D. and D. Givoly, 1982, Financial analysts' forecasts of earnings: A better surrogate for market expectations, *Journal of Accounting and Economics* 4, 85-107.

Givoly, D. 1985. The formation of earnings expectations. *The Accounting Review* 3, 372-386.

Givoly, D., Lakonishok, J. 1979. The information content of financial analysts forecasts of earnings: some evidence on semi-strong efficiency. *Journal of Accounting and Economics* 2, 165-186.

Givoly, D., Lakonishok, J. 1984, Properties of analysts' forecasts of earnings: A review and analysis of the research, *Journal of Accounting Literature* 3, 119-152.

Gordon, M., 1962. *The Investment, Financing, and Valuation of the Corporation*. Richard D. Irwin, Inc., Homewood, IL.

Grossman, S. 1981. An Introduction to the Theory of Rational Expectations Under Asymmetric Information. *Review of Economic Studies* 48, 541-560.

Grossman, S., Hart, O. 1980. Disclosure laws and takeover bids. *Journal of Finance* 35, 323-334.

Grossmann, S., Stiglitz, J. 1980. On the impossibility of informationally efficient markets. *American Economic Review* 70, 393-408.

Gu, Z., Wu, J. Earnings skewness and analyst forecast bias. *Journal of Accounting & Economics* 35, 5-30.

Hamilton, R., 1777. *An Introduction to Merchandize*. Edinburgh.

Hand, J. 2000. Profits, losses and the non-linear pricing of internet stocks. University of California Working Paper.

Hayes, R. 1998, The Impact of Trading Commission Incentives on Analysts Stock Coverage Decisions and Earnings Forecasts. *Journal of Accounting Research* 36, 299-320.

Healy, P., Palepu, K. 1993. The effect of firms' financial disclosure strategies on stock prices. *Accounting Horizons* 7, 1-11.

- Healy, P., Palepu, K. 2001. A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics* 31, 405-440.
- Hirscheifer, J. 1971. The private and social value of information and the reward to inventive activity. *The American Economic Review* 61, 651-574.
- Hodgkinson, L. 2001. Analysts' forecasts and the broker relationship. *Journal of Business Finance and Accounting* 28, 943- 961.
- Holthausen, R., 1990. Accounting method choice: opportunistic behavior, efficient contracting, and information perspectives. *Journal of Accounting and Economics* 12, 207–218.
- Holthausen, R., Verecchia, R. 1988. The effect of sequential information releases on the variance of price changes in an intertemporal multi-asset market. *Journal of Accounting Research* 26, 82-106.
- Huberts, L., Fuller, R., 1995. Predictability bias in the U.S. equity market. *Financial Analysts Journal* 51, 12–28.
- Hussain, S. 1996, Over-reaction by Security Market Analysts: The Impact of Broker Status and Firm Size, *Journal of Business Finance and Accounting* 23, 1223-44
- Imhoff, Jr., E., Paré, P., 1982. Analysis and comparison of earnings forecast agents. *Journal of Accounting Research* 20, 429–439.
- Jacob, J., Lys, T., Neale, M., 1999. Expertise in forecasting performance of security analysts. *Journal of Accounting and Economics* 28, 51–82.
- Jansen, L., Wold, K. 2004: Analyse av analytikere: er aksjeanalytikere sannferdige? Masterutredning NHH.
- Jensen, M. 1972. Capital markets: theory and evidence. *Bell Journal of Economics & Management Science* 3, 357-399.
- Jensen, M., 1986. The agency costs of free cash flows, corporate finance and takeovers. *American Economic Review* 76, 323–329.

- Jensen, M., Meckling, W. 1976. Theory of the firm: managerial behaviour, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3, 305-360.
- Johnsen, Thore. 2004a. Forelesninger FIN 318 Kapitalforvaltning.
- Johnsen, Thore. 2004b. Forelesninger FIE 402 Corporate Finance.
- Kahneman, D., Tversky, A. 1973. On the psychology of prediction. *Psychological Review* 80, 237-251.
- Keon, E.F. 1996, Earnings Expectations in Financial Theory and Investment Practice. *I/B/E/S Research Bibliography*, 5th ed., 9-29.
- Kim, O. 1993. Disagreements among shareholders over a firm's disclosure policy. *Journal of Finance* 48, 747-760.
- Kim, O., Verecchia, R. 1991a. Trading volume and price reactions to public announcements. *Journal of Accounting Research* 29, 302-321.
- Kim, O., Verecchia, R. 1991b. Market reactions to anticipated announcements. *Journal of Financial Economics* 30, 273-309.
- Klein, A., 1990. A direct test of the cognitive bias theory of share price reversals. *Journal of Accounting and Economics* 13, 155–166.
- Kothari, S. 2001. Capital markets research in Accounting. *Journal of Accounting and Economics* 31, 105–231.
- Kredittilsynet 1995. Rundskriv 39. Veiledende retningslinjer / råd vedrørende informasjonssperrer.
- Kreps, D. 1990. A course in microeconomic theory. Princeton University Press, Princeton.
- Kross, W., Ro, B. 1990. Earnings Expectations: The Analysts' Information Advantage. *Accounting Review* 65, 461-476.
- Kunkel, G. 1982. Sufficient conditions for public information to have a social value in a production and exchange economy. *Journal of Finance* 37, 1005-1013.

- Lang, M., Lundholm, R. 1993. Cross-sectional determinants of analysts ratings of corporate disclosures. *Journal of Accounting Research* 31, 246-271.
- Lee, C., 1999. Accounting-based valuation: a commentary. *Accounting Horizons* 13, 413–425.
- Lehn, K., Makhija, A. 1996. EVA & MVA as performance measures and signals for strategic change. *Strategy & Leadership* 24, 34-39.
- Liberty, S., Zimmerman, J. 1986. Labor Union Contract Negotiations and Accounting Choices. *Accounting Review* 61, 692-713.
- Lim, T. 2001. Rationality and analysts' forecast bias. *Journal of Finance* 61, 369-385.
- Lin, H., McNichols, M. 1998. Underwriting relationships, analysts' earnings forecasts and investment recommendations. *Journal of Accounting and Economics* 25, 101-127.
- Liu, Q., Song, F. 2001. The rise and fall of internet stocks: should financial analysts be blamed? University of Hong Kong Working Paper.
- Lougee, B., Marquardt, C. 2004. Earnings Informatives and Strategic Disclosure: An Empirical Examination of "Pro Forma" Earnings. *Accounting Review* 79, 769-795.
- Lucas, R. 1975. An Equilibrium Model of the Business Cycle. *Journal of Political Economy* 83, 1113-1145.
- Lys, T., Sohn, S. 1990. The association between revisions of financial analysts' earnings forecasts and security price changes. *Journal of Accounting and Economics* 13, 341-364.
- Machuga, S., Pfeiffer, R., Verma, K. 2002. Economic Value Added, Future Accounting Earnings and Financial Analysts' Earnings Per Share Forecasts. *Review of Quantitative Finance & Accounting* 18, 59-75.
- Malkiel, B. 2002. Remaking the market: the great Wall Street?. *Wall Street Journal* october, A16.
- Marshall, J. 1974. Private incentives and public information. *American Economic Review* 64, 373-390.

- Matsumoto, D. 2000. Management's incentives to avoid negative earnings surprises. Working Paper, Harvard Business School, Boston.
- McNicols, M., O'Brien, P. 1997. Self-selection and analyst coverage. *Journal of Accounting Research* 35, 167-199.
- Mikhail, M., Walther, B., Willis, R., 1997. Do security analysts improve their performance with experience? *Journal of Accounting Research* 35, 131–166.
- Milgrom, P. 1981. Good news and bad news: representation theorems and applications. *Bell Journal of Economics* 12, 380-391.
- Miller, M., Modigliani, F., 1961. Dividend policy, growth, and the valuation of shares. *Journal of Business* 34, 411–432.
- Montier, J. 2002. Mind the GAAP. *Global Strategy Weekly*, DKWR.
- Montier, J. 2003. *Behavioral finance: insight into irrational minds and markets*. Wiley, Chichester.
- Myers, S., 1984. The Capital Structure Puzzle. *Journal of Finance* 39, 575-592.
- Myers, S., Majluf, N. 1984. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics* 13, 187-222.
- Norske Finansanalytikeres Forening. 2004. *Etiske regler*.
- O'Brien, P.C. 1988. Analysts' forecasts as earnings expectations. *Journal of Accounting and Economics* 10, 53-83.
- O'Brien, P., 1990. Forecast accuracy of individual analysts in nine industries. *Journal of Accounting Research* 28, 286–304.
- Ohlson, J., 1995. Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research* 11, 661–687.
- Ohlson, J., Juettner-Nauroth, B. 2005. Expected EPS and EPS growth as determinants of value. *Review of Accounting Studies* 10, 349-365.

- Ou, J., Penman, S. 1989. Accounting Measurement, Price-Earnings Ratio, and the Information Content of Security Prices. *Journal of Accounting Research* 27, 111-144.
- Patz, D. 1989. UK Analysts' Earnings Forecasts. *Accounting & Business Research* 19, 267-275.
- Penman, S. 2001. *Financial statement analysis & security valuation*. McGraw-Hill, NY.
- Qi, C., Francis, J., Wei, J. 2005. Investor learning about analyst predictive ability. *Journal of Accounting & Economics* 39, 3-24.
- Richardson, S., Teoh, S., Wysocki, P., 1999. Tracking analysts' forecasts over the annual earnings horizon: are analysts' forecasts optimistic or pessimistic? Working paper, University of Michigan.
- Røstberg, T., Steinsvik, E. Sønderland, B. 2001. Resultatestimater : treffsikkerhet og verdirelevans : en analyse av treffsikkerheten og verdirelevansen til resultatestimater produsert av norske finansanalytikere. Studentarbeid, Høgskolen i Bodø.
- Schipper, K. 1991. Analysts' forecasts. *Accounting Horizons* 5 (4): 105–121.
- Scott, W. R. 1987. The adolescence of institutional theory. *Administrative Science Quarterly* 32, 493–511.
- Sharpe, W. 1991. The arithmetic of active management. *Financial Analysts' Journal* 47, 7-9.
- Simon, R. 2000. Seven stock pickers make some hot plays. *Wall Street Journal* July , R1–R10.
- Sinha, P., Brown, L., Das, S. 1997. A re-examination of financial analysts' differential earnings forecast accuracy. *Contemporary Accounting Research* 14, 1-42.
- Skinner, D., Sloan, R. 1999. earnings surprises, growth expectations and stock returns. University of Michigan Working Paper.
- Sloan, R., 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings. *The Accounting Review* 71, 289–316.

Sloan, R., 1998. Discussion of “Evaluating non-GAAP performance measures in the REIT industry”. *Review of Accounting Studies* 3, 131–135.

Stewart, G., 1991. *The Quest for Value*. Harper-Collins, New York, NY.

Stiglitz, J. 2000. *Economics of the public sector*. 3rd edition. Norton, New York.

Treynor, J. 1981 What does it take to win the trading game? *Financial Analysts Journal* january/february.

Trueman, B. 1990. On the incentives for security analysts to revise their earnings forecasts. *Contemporary Accounting Research*, 7, 203–222.

Trueman, B., 1994. Analyst forecasts and herding behavior. *The Review of Financial Studies* 7, 97–124.

Trueman, B., Wong, M., Xiao-Jun, Z. 2000. The Eyeballs Have It: Searching for the Value in Internet Stocks. *Journal of Accounting Research* 38, 137-162.

Tversky, A., Kahneman, D. 1974. Judgement under uncertainty: heuristics and biases. *Science*.

Verecchia, R. 1982. The use of mathematical models in financial accounting. *Journal of accounting research* 20, 1-42.

Verecchia, R. 2001. Essays on disclosure. *Journal of Accounting and Economics* 32, 97-180.

Watts, R., Zimmermann, J. 1986. *Positive Accounting Theory*. Prentice Hall, Englewood.

Williams, J., 1938. *The Theory of Investment Value*. Harvard University Press, Cambridge, MA.

Young, D., O’Byrne, S. 2001. *EVA and value based management: a practical guide to implementation*. McGraw Hill, New York.

www.oslobors.no/ob/listestruktur.

www.oslobors.no/ob/historie_dotcomboelgen.

Vedlegg A: Analysevariabler

Analysevariabler	Forklaring
ACT	Realisert overskudd pr aksje
FCT	Estimert overskudd pr aksje
FCT _{ts}	Tidsseriestimat overskudd pr aksje
AA	Analytikerens informasjonsfordel over tidsserie
APFE	Absolutt proporsjonal estimeringsfeil
PFE	Proporsjonal estimeringsfeil
SACTΔ	Skalert reell endring i overskudd pr aksje
SFCTΔ	Skalert estimert endring i overskudd pr aksje
PACTΔ	Tidligere reell endring i overskudd pr aksje
PVAR	Variabel for informasjonsinnhold i pris på estimeringstidspunkt
BROK	Indikator for analytikers forretningsforhold i intervall -12 til +12 mnd
SMALL	Indikator for selskap i laveste kvintil av markeds kapitalisering for gitt år
TECH	Indikator for GICS-sektor Telecommunication/Information Technology
INC	Indikator for positiv endring i EPS forrige år
POS	Indikator for estimat høyere reell EPS
BOOM	Indikator for estimat utgitt i perioden 1998 til april 2000

$$(44) \quad FCT_{i,ts} = ACT_{i,t-1} \left[1 + \frac{1}{3} \left(\sum_{j=1}^3 ((ACT_{i,t-j} - ACT_{i,t-j-1}) / |ACT_{i,t-j-1}|) \right) \right]$$

$$(45) \quad AA_{i,t} = \left[|(FCT_{i,ts} - ACT_{i,t}) / ACT_{i,t}| - |(FCT_{i,t} - ACT_{i,t}) / ACT_{i,t}| \right]$$

$$(46) \quad APFE_{i,t} = |(FCT_{i,t} - ACT_{i,t}) / ACT_{i,t}|$$

$$(47) \quad PFE_{i,t} = (FCT_{i,t} - ACT_{i,t}) / ACT_{i,t}$$

$$(50) \quad SACT\Delta_{i,t} = (ACT_{i,t} - ACT_{i,t-1}) / |ACT_{i,t-1}|$$

$$(51) \quad SFCT\Delta_{i,t} = (FCT_{i,t} - ACT_{i,t-1}) / |ACT_{i,t-1}|$$

$$(52) \quad PACT\Delta_{i,t} = ACT_{i,t-1} - ACT_{i,t-2}$$

$$(53) \quad PVAR_{i,t} = \left(\frac{\left(\frac{E}{P} \right)_{m,t-1} \times SP}{ACT_{i,t-1}} - 1 \right)$$

Vedlegg B: Estimater pr meglerhus

Kode	Meglerhus	Estimat	Kode	Meglerhus	Estimat
1000	A Sundvall AS	281	1056	Goldman Sachs	157
1001	ABG Securities	18	1057	H & Q Norden	396
1002	ABG Sundal Collier	614	1058	Handelsbanken	280
1003	ABN Amro	645	1059	HC Wainwright & Co	2
1004	Aktia Savings Bank	3	1060	Hibernia Southcoast Capital	1
1005	Alfred Berg	71	1061	HSBC Securities	232
1006	Alpha Finance	1	1062	HSH Gudme	2
1007	Amtssparekassen Fyn A/S	2	1063	HSH Nordbank	2
1008	Aton Capital	2	1064	ING Financial Markets	6
1009	Banca Commerciale Italiana	3	1065	Ixis Securities	23
1010	Bank Leu (Secondary)	20	1066	Jefferies	28
1011	Bank of America Securities	6	1067	JP Morgan	83
1012	Banque Edouard Constant	1	1068	KBC Securities	2
1013	Bear Stearns (old)	7	1069	Kepler Equities	14
1014	Bergen Fonds	336	1070	Lehman Bros	63
1015	Bestinvest	4	1071	Matteus	3
1016	Bg Bank Securities	43	1072	Merrill Lynch	201
1017	BNP (Confidentiel)	49	1073	MOE Securities	477
1018	BNP Paribas	51	1074	Morgan Stanley	312
1019	Bryggen Finans Fonds	3	1075	Myrberg Securities	8
1020	BT Alex Brown	157	1076	Natexis Bleichroeder	30
1021	BZW Research	46	1077	NIB Capital Bank	3
1022	CA Cheuvreux	443	1078	Nikko	3
1023	CA IB	2	1079	Nordea Securities	1527
1024	Carnegie	2883	1080	Nordiska	6
1025	Christiania Market	239	1081	Norse Securities	4
1026	CIBC World Markets Corp	4	1082	Oppenheimer	2
1027	Commerzbank Corporates&Markets	21	1083	Orkla Finans	400
1028	Credit Lyonnais	45	1084	P & K Securities	1
1029	Credit Suisse First Boston	50	1085	Pareto Securities ASA	2464
1030	Daiwa Research Institute	17	1086	Paribas Capital Market	124
1031	Dansk Aktie Analyse	37	1087	Rabo Securities BV	17
1032	Danske Equities	935	1088	Research Capital Corporat	6
1033	Darier Hentsch & Cie	6	1089	Ryan Beck & Co	2
1034	Deutsche Bank Research	276	1090	Santiago Corredores de Bolsa	3
1035	Dexia Securities	11	1091	Sarasin	2
1036	DNB NOR Markets	2263	1092	SG Securities	106
1037	Donaldson Lufkin & Jenrette	2	1093	Sigma Securities	1
1038	Dresdner Kleinwort Wasserstein	348	1094	Simmons & Company Internationa	24
1039	Elcon Securities	399	1095	Smith Barney	204
1040	Enskilda Securities	1831	1096	Sparbanken	19
1041	eQ Bank	8	1097	Standard & Poors	6
1042	Erik Penser	11	1098	Stephens Inc	3
1043	Erste Bank	2	1099	Stifel Nicolaus & Co	2
1044	ESN-Mandaturn	6	1100	Swedbank	26
1045	Evli Securities	14	1101	Telesis Securities	2
1046	Exane BNP Paribas	3	1102	UBS	610
1047	Fearnley Fonds	668	1103	Unibank	110
1048	FIM Securities	1	1104	Unibors Securities	59
1049	First Securities	1204	1105	West LB (Confidential)	9
1050	Flemings Research	55	1106	WestLB Equity Markets	26
1051	Fokus Bank	11	1107	William De Broe	16
1052	Fondsfinans	507	1108	Ukjent	461
1053	Garde	303			
1054	Gjensidige Nor Equities	303			
1055	GMP Securities	3			

Vedlegg C: Estimat pr selskap

Kode	Selskap	Individuelle	Konsensus	Kode	Selskap	Individuelle	Konsensus
1	ABG SUNDAL COLLIER	6	6	75	FINDEXA	4	0
2	ACTA HOLDINGS	21	8	76	FIRST OLSEN TKRS. (OSL)	70	14
3	ACTINOR SHIPPING	21	16	77	FJORD SEAFOOD	142	13
4	ACTIVE 24	2	0	78	FRED OLSEN ENERGY	324	25
5	ADELSTEN HOLDING 'A'	43	10	79	FREDRIK LINDGARD	22	12
6	ADRESSEAVISEN	18	12	80	FRONTIER DRILLING	17	10
7	AF GRUPPEN 'A'	59	22	81	FRONTLINE	333	23
8	AGRESSO	96	16	82	GANGER ROLF	6	4
9	AKER	1	0	83	GLOBAL GEO SERVICES	41	10
10	AKER KVAERNER	14	0	84	GOODTECH	30	16
11	AKER MARITIME	253	22	85	GREEN REEFERS	71	23
12	AKER RGI A	111	22	86	GRESVIG	180	27
13	AKER YARDS	5	0	87	GYLDENDAL	17	10
14	BORGESTAD 'A'	1	1	88	HAFSLUND 'A'	203	40
15	AKTIV KAPITAL	53	13	89	HAG	78	24
16	ALCATEL STK	3	2	90	HANDS	28	12
17	ALTINEX	17	9	91	HAVILA SUPPLY	127	21
18	ALVERN	16	11	92	HELGELAND SPAREBANK	1	0
19	APPTIX	4	1	93	HELICOPTER SERVICES GP.	95	16
20	ARENDALS FOSSEKOMPANI	3	2	94	HEXAGON COMPOSITES	13	9
21	ARK	32	8	95	HITEC	88	14
22	ATLANTIC CTNR.LINE	119	20	96	HJELLEGJERDE	43	16
23	AVANTOR	49	18	97	HUNSFOS	20	8
24	AVENIR	38	11	98	HYDRALIFT A	205	24
25	AWILCO A	131	26	99	IGNIS	15	7
26	AXIS BIOCHEMICALS	29	12	100	I M SKAUGEN	133	27
27	AXXESSIT	2	0	101	INDRE SOGN SPAREBANK	3	2
28	BELSHIPS	24	10	102	INDUSTRIFINANS FRV.	3	2
29	BENOR TANKERS	54	12	103	INDUSTRIFINANS NAERINGSE	4	3
30	BERGENSBANKEN	53	10	104	INFOSTREAM	15	6
31	BERGESEN D Y A	393	37	105	INMETA	12	8
32	BIRDSTEP TECHNOLOGY	2	0	106	INTELLINET	3	2
33	BJORGE	0	0	107	IPLAST ASA	6	4
34	BLOM	30	14	108	ITERA CONSULTING GP.	54	12
35	BOLIG- OG NAERINGSBANKEN	147	21	109	JINHUI SHIP.& TRSP.	23	14
36	BONA SHIPHOLDING (OSL)	73	12	110	KENOR	17	11
37	BONHEUR	35	21	111	KITRON	41	19
38	BRAATHENS	163	22	112	KLIPPEN INVEST	44	16
39	BYGGMA	3	2	113	KOMPLETT	71	15
40	C TYBRING-GJEDDE	30	17	114	KONGSBERG AUTOMOTIVE	15	8
41	CAMILLO EITZEN & CO	2	0	115	KONGSBERG GRUPPEN	142	25
42	CATCH COMMUNICATIONS	5	0	116	KREDITTBANKEN	50	22
43	CHOICE HOTELS SCAN.	66	23	117	KVAERNER	451	37
44	CHR BK. OG KREDITKASSE	334	19	118	KVERNELAND	234	27
45	COLOR GROUP	38	10	119	LEIF HOEGH	309	37
46	CONSEPTOR	2	0	120	LEROY SEAFOOD GROUP	40	7
47	CONSORTE GROUP	18	9	121	LINSTOW	36	10
48	CONTEXTVISION	14	11	122	LOKI	15	8
49	CORROCEAN	67	22	123	LUXO	24	16
50	CRI-GRUPPEN	8	6	124	MAMUT	2	0
51	CRYSTAL PRODUCTION	26	13	125	MEDICULT	55	23
52	DATA RESPONS	16	12	126	MEDIA HOLDING ASA	22	0
53	DNO	68	21	127	MEDIABIN (OSL)	8	8
54	DSND SUBSEA	289	25	128	MEDI-STIM	2	6
55	DISCOVERER ASA	21	6	129	MEFJORDEN	12	6
56	DNB NOR	656	37	130	MERCUR TANKERS	8	4
57	DOF	155	23	131	MOELVEN INDUSTRIER	52	16
58	DOMSTEIN	28	9	132	MOSVOLD SHIPPING (OSL)	81	18
59	DYNO	172	29	133	NAMSOS TRAFFIKKSELSKAP	4	2
60	EDB BUSINESS PARTNER	215	19	134	NATURAL	76	17
61	EIDSIVA REDERI	3	3	135	NAVIS	55	12
62	EKORNES	276	25	136	NCL HOLDING	125	20
63	ELKEM	372	37	137	NERA	348	27
64	ELKJOP	130	14	138	NETCOM	309	18
65	ELTEK	182	21	139	NEXTGENTEL	6	0
66	EMENTOR	382	27	140	NORCOOL HOLDING ASA	6	4
67	EVERCOM NETWORK	26	14	141	NORDIC AM.TKR.SHIP.	48	21
68	EXENSE	9	6	142	NORDIC SEMICONDUCTOR	52	25
69	EXPERT	95	15	143	NORDLANDSBANKEN	182	24
70	Exploration Resources	0	0	144	NORMAN	4	0
71	FARSTAD SHIPPING	238	27	145	Norman Asa (Old)	92	25
72	FAST SEARCH AND TRANSFER	54	9	146	NORSK HYDRO	990	37
73	FESIL	103	16	147	NORSK KJOKKENINVEST	14	10
74	FINANSBANKEN	41	9	148	NORSK LOTTERIDRIFT	18	10

SNF-rapport nr. 10/06

Kode	Selskap	Individuelle	Konsensus	Kode	Selskap	Individuelle	Konsensus
149	NORSK VEKST	6	4	224	STAVANGER AFTENBLAD	5	4
150	NORSKE SKOG	644	37	225	STAVDAL	11	6
151	NORTHERN OFFSHORE	30	10	226	STEEN & STROM	39	19
152	NORTHERN OIL	68	18	227	STENTO	28	10
153	NORTRANS OFFSHORE	33	14	228	STEPSTONE	64	11
154	NORWAY SEAFOODS ASA	43	8	229	STOREBRAND	375	33
155	NORWEGIAN AIR SHUTTLE	6	0	230	STROMME	16	13
156	NUTRIPHARMA	32	11	231	SUPEROFFICE	34	15
157	NYCOMED 'A'	62	8	232	SWAN REEFER	26	16
158	OCEAN RIG	186	27	233	SYNNOEVE FINDEN	20	11
159	ODFJELL 'A'	299	27	234	TANDBERG	348	27
160	ODFJELL INVEST	1	0	235	TANDBERG DATA	172	25
161	Odim Hitec	7	5	236	TANDBERG TELEVISION	286	25
162	OLAV THON	99	27	237	TEAM SHIPPING	3	2
163	OPERA SOFTWARE	4	0	238	TECHNOR	16	9
164	OPTICOM	18	11	239	TECMAR TECHS.INTL. (OSL)	3	2
165	ORKLA	586	37	240	TELECOMPUTING	95	15
166	OSLO REINSURANCE	5	4	241	TGS NOPEC GEOPHS.	285	23
167	OTRUM	50	20	242	THRANE-GRUPPEN	4	5
168	P4 RADIO HELE NORGE	156	27	243	TOMRA	455	29
169	PA RESOURCES (OSL)	1	0	244	TOTENS SPAREBANK	3	2
170	PAN FISH	155	21	245	TRANSOCEAN DRILLING	37	12
171	PAN PELAGIC	6	2	246	TROMS FYLKES	1	0
172	PC LAN	12	8	247	TSAKOS ENERGY NAV.LTD	23	8
173	PETROLEUM GEO SERVICES	485	31	248	TTS MARINE	29	18
174	PETROLIA DRILLING	80	24	249	UGLAND NORDIC SHIP.	86	17
175	PHOTOCURE	97	15	250	ULSTEIN HOLDING ASA	36	8
176	PRIVATBANKEN	1	0	251	UNITOR	248	37
177	PROCON OFFSHORE	5	2	252	VEIDEKKE	189	27
178	PROFDOC	24	12	253	VISMA	186	24
179	PROSAFE	297	25	254	VMETRO	109	25
180	PROVIDA	47	14	255	VOICE	12	7
181	PSI GROUP	1	0	256	WABO	5	4
182	Q-FREE	22	7	257	WATERFRONT SHIPPING	27	10
183	RAUFOSS	24	15	258	WENAAS	18	8
184	RC GRUPPEN	7	5	259	WESTERN BULK SHIP.	47	14
185	REITAN NARVESEN	161	22	260	WILHELMSSENS WILHELMSEN '	274	27
186	RICA HOTELS	65	25	261	WINDER	34	16
187	RIEBER & SON	276	27	262	YARA INTERNATIONAL	20	0
188	RIEBER SHIPPING	34	17				
189	RINGERIKE SPAREBANK	3	2				
190	ROXAR	71	19				
191	SAEVIK SUPPLY ASA	13	4				
192	Safe Offshore	3	2				
193	SAGA PETROLEUM	311	22				
194	SANDNES SPAREBANK	52	22				
195	SANDSVAER SPAREBANK	9	5				
196	SANTECH MICRO GROUP ASA	8	5				
197	SCANA INDUSTRIER	68	21				
198	SCHIBSTED	423	29				
199	SE LABELS	35	13				
200	SEATEAM TECHNOLOGY ASA	6	4				
201	SELMER	100	16				
202	SENSE COMM.INTL.	50	11				
203	SENSOR	64	25				
204	SEVAN MARINE	0	0				
205	SIEM OFFSHORE	19	3				
206	SIMRAD OPTRONICS	3	2				
207	SINVEST	1	0				
208	SMEDVIG 'A'	405	27				
209	SOFTWARE INNOVATION	147	21				
210	SOLSTAD OFFSHORE	196	25				
211	SOLVANG	6	4				
212	SPAREBANKEN MIDT-NORGE	158	25				
213	SPAREBANKEN MORE	142	25				
214	SPAREBANKEN NORD-NORGE	161	25				
215	SPAREBANKEN OEST	29	13				
216	SPAREBANKEN PLUS	30	15				
217	SPAREBANKEN RANA	14	10				
218	SPAREBANKEN ROGALAND	146	25				
219	SPAREBANKEN VEST	143	25				
220	SPAREBANKEN VESTFOLD	2	0				
221	SPCS-GRUPPEN	100	18				
222	STAR REEFER	15	8				

Vedlegg D: Testmetoder Regresjon

Modellens forklaringssevne

Modellens forklaringssevne kan illustreres ved å plote residualledd fra regresjonsanalysen mot den avhengige variabelen. Dette gir et visuelt bilde av i hvilken grad regresjonsmodellen klarer å plukke opp samvariasjon mellom den avhengige variabelen og forklaringsvariabler. Dersom residualene ligger uavhengig og tilfeldig spredt rundt nullinjen, tyder dette på at modellen godt beskriver den avhengige variabelen med utgangspunkt i forklaringsvariablene. Dersom residualene imidlertid beveger seg i systematiske mønstre rundt nullinjen, vil dette implisere at sammenhengen mellom variablene ikke kan uttrykkes lineært.

I tillegg kontrolleres koeffisientenes signifikans. Dersom koeffisientene ikke er signifikant forskjellige fra null, kan dette tyde på at det ikke eksisterer en lineær sammenheng mellom den avhengige variabelen og respektive forklaringsvariabel. Regresjonens forklaringsgrad, R^2 , vurderes også.

Normalitet i residualledd

For å forbedre normalitet i residualleddene benyttes data-trimming og logaritmiske modeller i enkelte av analysene. For å kontrollere normalitet i regresjonenes residualledd benyttes normalitetstest. For utvalg med over 1000 observasjoner benyttes Kolmogorov-Smirnov test for normalitet, mens det for mindre utvalg benyttes Anderson-Darling test. Testenes nullhypotese, H_0 , er at dataene følger en normalfordeling. Alternativhypotesen, H_A , er at dataene ikke følger en normalfordeling. Hvis testens P-verdi er lavere enn valgt signifikansnivå, forkastes nullhypotesen. For å forklare avvik fra normalitet benyttes mål på skjevfordeling (skewness) og kurtose.

Tidsuavhengighet

Dersom en variabel er tidsuavhengig, vil det ikke eksistere autokorrelasjon i variabelens tidsrekke

For residualleddene gjennomføres Durbin-Watson's test. Dette er den vanligste autokorrelasjonstesten som utføres i regresjonsanalyser. Durbin-Watson's test fremsetter at alternativet til hypotesen om uavhengighet er første ordens autoregresjon.

Uavhengighet i residualledd

Minste kvadraters metode (OLS) definerer det aritmetiske gjennomsnittet til feilleddet lik null. Det har derfor ingen hensikt å teste empirisk forventningsverdi for residualene fra regresjonen. Feilleddets uavhengighet testes ved å analysere plott av residualene mot avhengig variabel på samme måte som ved test av modellens forklaringsevne. Dersom plottet viser at det eksisterer et mønster, kan dette indikere at residualene ikke er uavhengige.

Konstant varians for residualleddet, uavhengig av tidsrekkefølgen (Homoscedastisitet)

For å teste om residualleddene har konstant varians, studeres plott av residualledd mot observasjonsrekkefølgen. Residualenes spredning rundt nullinjen i plottet bør være relativt jevnt for at denne forutsetningen skal være oppfylt.

PUBLIKASJONER INNEN TELEØKONOMI 1998 –

- Marius Aabø *Meglerhusene på Oslo Børs
Analytikerens informasjonsmiljø og egenskaper ved
analytikerens resultatestimer*
SNF rapportnr. 10/06
- Kristin Anita Gaasøy *Strategisk bruk av insentiver ved lederavlønning
Sammenhengen mellom teoretiske bidrag og
Praksis i Telenor Mobil*
SNF rapport nr. 36/05 (Konfidensiell til okt. 2007)
- Kenneth Fjell
Øystein Foros
Debashis Pal *Endogenous Average Cost Based Access Pricing*
SNF Working Paper No. 75/05
- Trond Bjørnenak
Kenneth Fjell *Taking ABC to court – a research note on cost oriented
access prices in telecom*
SNF Working Paper No. 74/05
- Jan Y. Sand *Efficiency in complementary partnerships with competition*
SNF Working Paper No. 73/05
- Kenneth Fjell
Øystein Foros *Access price regulation facilitates strategic transfer pricing*
SNF Working Paper No. 60/05
- Morten Furholm Pettersen *Realopsjoner – verdsettelse av informasjons- og
kommunikasjonsteknologi*
SNF rapport nr. 14/2005, Bergen
- Per E. Pedersen
Leif B. Methlie
Leif Gressgård
Herbjørn Nysveen
Helge Torbjørnsen *An explanatory study of the relationships between mobile data
services business models and customer value*
SNF Report No. 13/2005, Bergen
- Tor Olav Gabrielsen
Eivind Thorsteinsen *Identifisering av realopsjonselementer innen UMTS markedet
og irreversible investeringer under asymmetrisk duopol*
SNF-rapport nr. 12/2005, Bergen
- Jan Yngve Sand *Input price discrimination with heterogenous sub-markets*
SNF-Working Paper No. 69/2004, Bergen
- Mette Bjørndal
Kurt Jörnsten *Cost Allocation and Pricing in a Supply Chain
An Application of Aumann-Shapley Prices*
SNF-Working Paper No. 58/2004, Bergen

- Andre Berg Edvardsen *Børsprising og –avkastning for norske IKT-selskaper*
SNF-rapport nr. 16/2004, Bergen
- Kåre P. Hagen
Bjørn Hansen
Steinar Vagstad *Synergies and non-discriminatory access pricing*
SNF-Working Paper No. 50/2004, Bergen
- Øystein Gjerde
Kjell Henry Knivsfå
Frode Sættem *The value relevance of financial reporting on the Oslo Stock Exchange*
SNF-Working Paper No. 50/2003, Bergen
- Leif Jarle Gressgård
Inger Stensaker *Future Mobile Internet Services: Business Model Scenarios*
SNF-Report No. 08/2004, Bergen
- Øystein Foros
Hans Jarle Kind
Jan Yngve Sand *Do Internet Incumbents Choose Low Interconnection Quality?*
SNF-Working paper No. 20/2004, Bergen
- Tommy S. Gabrielsen
Steinar Vagstad *Why is on-net traffic cheaper than off-net traffic? Access markup as a collusive device and a barrier to entry*
SNF-Working paper No. 69/2003, Bergen
- Mette Bjørndal
Kurt Jørnsten *Pricing in Iterative Combinatorial Auctions*
SNF-Working paper No. 68/2003, Bergen
- Herbjørn Nysveen
Helge Thorbjørnsen
Per E. Pedersen *Effects of WebTV on Consumer-Brand Relationships*
SNF-Working paper No. 45/2003, Bergen
- Leif Jarle Gressgård
Leif B. Methlie
Inger Stensaker *Mobile Internet Services: Integration Models and Structural Determinants*
SNF-Report No. 36/2003, Bergen
- Hagen, Kåre P.
Ola Nafstad *Telepolitikk i Europa*
SNF-rapport nr. 27/2003, Bergen
- Per E. Pedersen
Herbjørn Nysveen
Helge Thorbjørnsen *Identity expression in the adoption of mobile services: The case of multimedia messaging services*
SNF-Working paper No. 26/2003, Bergen
- Herbjørn Nysveen
Per E. Pedersen
Helge Thorbjørnsen *Using mobile services to strengthen brand relationships: The effects of SMS and MMS channel additions on brand knowledge, satisfaction, loyalty and main channel use.*
SNF-Report No. 22/2003, Bergen
- Stemsrudhagen, Jan Ivar *The structure of balanced scorecard: Empirical evidence from Norway.*
SNF-Working paper No. 24/2003, Bergen

- Stemsrudhagen, Jan Ivar *The balanced scorecard and leadership: The system's (ir)relevance in an uncertain world.*
SNF-Working paper No. 23/2003, Bergen
- Spiller, Pablo T.
Ulset, Svein *Why Local Loop Unbundling Fails?*
SNF-Working paper No. 87/2002, Bergen
- Ulset, Svein *The Rise and Fall of Global Network Alliances. Success or Failure?*
SNF-Working paper No. 86/2002, Bergen
- Ulset, Svein *The Disintegration of Network Externalities Industries. The Computer and the Telecommunications Equipment Industries.*
SNF-Working paper No. 85/2002, Bergen
- Ulset, Svein *Restructuring Diversified Telecom Operators.*
SNF-Report No. 57/2002, Bergen
- Ulset, Svein *Corporate versus Contractual Knowledge Transfer to Foreign Operations. The Case of Mobile Network Operators.*
SNF-Report No. 56/2002, Bergen
- Andersson, Kjetil
Fjell, Kenneth
Foros, Øystein *Are TV-viewers and surfers different breeds? Broadband demand and asymmetric cross-price effects.*
SNF-Working paper No. 14/2003, Bergen
- Stemsrudhagen, Jan Ivar *The causality of strategic control: three-level construction of causality.*
SNF-Working paper No. 77/2002, Bergen
- Barros, Pedro
Kind, Hans Jarle
Nilssen, Tore
Sørgard, Lars *Media competition when the audience dislikes advertising: A theory of vertical alliance on the Internet.*
SNF-Working paper No. 79/2002, Bergen.
- Pedersen, Per E.
Nysveen, Herbjørn *The adoption of a mobile parking service: Instrumentality and expressiveness.*
SNF-Working paper No. 76/2002, Bergen.
- Foros, Øystein
Kind, Hans Jarle *Økonomiske aspekter ved Internettets markedsstruktur.*
SNF-arbeidsnotat nr. 74/2002, Bergen.
- Nysveen, Herbjørn
Pedersen, Per E. *Individual and cross media communication in converging media environments: A review of research on the antecedents and effects of communication using various media in marketing contexts.*
SNF-Working paper No. 65/2002, Bergen

- Pedersen, Per E.
Nysveen, Herbjørn
Thorbjørnsen, Helge
- The adoption of mobile services: A cross service study.*
SNF-Report No. 31/2002, Bergen
- Jensen, Sissel
Sannarnes, Jan Gaute
- Prisregulering av et telenettverk: Prinsipiell analyse med særlig fokus på avkastnings- og pristaksregulering.*
SNF-Report No. 37/2002, Bergen
- Stemsrudhagen, Jan Ivar
- Creative SMC in a Norwegian ICT company: managerial interaction with sources of realised strategies.*
SNF-Report No. 26/2002, Bergen
- Stemsrudhagen, Jan Ivar
- Strategic control systems in action: managers' use of information devices in creational and institutionalising work.*
SNF-Working paper No. 38/2002, Bergen
- Pedersen, Per E.
- The adoption of text messaging services among Norwegian teens: development and test of an extended adoption model.*
SNF-Report No. 23/2002, Bergen.
- Foros, Øystein
Kind, Hans Jarle
Sand, Jan Yngve
- Do Incumbents Have Incentives to Degrade Interconnection Quality in the Internet?*
SNF-Working paper No. 22/2002, Bergen.
- Fjell, Kenneth
- Elasticity based pricing rules in telecommunications – a cautionary note*
SNF-Working paper No. 19/2002, Bergen.
- Kristoffersen, Siri Hege
- Prising og uforstand – ein analyse av prissetjing med ufullstendig informerte konsumentar i den norske marknaden for mobiltelefoni*
SNF-rapport nr. 54/2001, Bergen.
- Pedersen, Per E.
- Adoption of mobile commerce: An exploratory analysis*
SNF-Report No. 51/2001, Bergen.
- Gabrielsen, Tommy Stahl
Vågstad, Steinar
- On how size and composition of customer bases affect equilibrium in a duopoly with switching cost*
SNF-Working paper No. 26/2001, Bergen.
- Berge, Laila Kristin
- Prisdiskriminering i oligopol – en teoretisk gjennomgang og eksempler fra telemarkedet*
SNF-rapport nr. 13/2001, Bergen.
- Bjørndal, Mette
Jørnsten, Kurt
- An Analysis of a Combinatorial Auction.*
SNF-Working paper No. 19/2001, Bergen.
- Vågstad, Steinar
- Price discrimination with uncertain consumers.*
SNF-Working Paper No. 12/2001, Bergen.

- Gooderham, Paul N.
Ulset, Svein
Knowledge transfer between parent and developing country subsidiaries. A Conceptual Framework.
SNF-Working Paper No. 08/2001, Bergen.
- Staafl Gabrielsen, Tommy
Vagstad, Steinar
Second-period pricing in a duopoly with switching costs: the effect of size and composition of customer bases.
SNF-Working Paper No. 09/2001, Bergen.
- Pedersen, Per E.
Adopsjon av mobil handel (m-handel) -en forstudie
SNF-rapport nr. 07/2001, Bergen.
- Hundsnes, Tore
The Management of Complexity
SNF-Report No. 58/2000, Bergen.
- Knivsfå, Kjell Henry
Rud, Linda
Sættem, Frode
Kapitalnettverk for små og mellomstore bedrifter
SNF-rapport nr. 72/2000, Bergen.
- Foros, Øystein
Strategic Investments with Spillovers, Vertical Integration and Foreclosure in the Broadband Access Market
SNF-Working Paper No 75/2000, Bergen
- Lommerud, Kjell Erik
Sørgard, Lars
Entry in Telecommunication: Customer Loyalty, Price Sensitivity and Access Prices.
SNF-Working Paper No. 62/2000, Bergen.
- Munkeby, Trygve Osvoll
Konkurransen mellom norske internettleverandører.
SNF-rapport nr. 48/2000, Bergen.
- Pedersen, Per E.
Methlie, Leif B.
Tjenesteintegrering i elektronisk handel.
SNF-rapport nr. 21/2000, Bergen.
- Methlie, Leif B.
Pedersen, Per E.
MAP-IT: A Model of intermediary Integration Strategies in online Markets.
SNF-Working Paper No. 26/2000, Bergen.
- Gabrielsen, Tommy Staafl
Vagstad, Steinar
Consumer heterogeneity and pricing in a duopoly with switching costs.
SNF-Working Paper No. 25/2000, Bergen.
- Ulset, Svein
Gooderham, Paul
Internasjonalisering av telesektoren. Generelle lærdommer og spesielle utfordringer for Telenor.
SNF-arbeidsnotat nr. 16/2000, Bergen.
- Ulset, Svein
Virtual Network Operation. Strategy, Structure and Profitability.
SNF-Working Paper No. 15/2000, Bergen.

- Foros, Øystein
Kind, Hans Jarle
Sørgard, Lars
Access Pricing, Quality Degradation and Foreclosure in the Internet.
SNF arbeidsnotat nr. 12/2000, Bergen.
- Foros, Øystein
Sand, Jan Yngve
Asymmetrisk regulering innen telekommunikasjon.
SNF særtrykk nr. 03/2000, Bergen.
- Ulset, Svein
Ekspansive teleselskap. Finansiering, organisering og styring.
SNF-rapport nr. 64/1999, Bergen.
- Sannarnes, Jan Gaute
Ulike reguleringsregimer i telesektoren sett ut fra et dynamisk perspektiv.
SNF-rapport nr. 58/1999, Bergen.
- Seime, Gunn Randi
Konkurransen i det norske mobiltelefonimarkedet.
SNF-rapport nr. 49/1999, Bergen.
- Methlie, Leif B.
Pedersen, Per E.
Multimedia Banking
Bankenes strategiske situasjon. Ny teknologi – ny konkurransearena – ny struktur.
SNF-rapport nr. 41/1999, Bergen.
- Pedersen, Per E.
Multimedia Banking
Programvareagenter i elektronisk handel. En kartlegging med vekt på agentbaserte tjenester og finanstjenestesektoren.
SNF-rapport nr. 40/1999, Bergen.
- Pedersen, Per E.
Multimedia Banking
En agentbasert tjeneste for produkt- og leverandør-sammenlikning av finanstjenester.
SNF-rapport nr. 39/1999, Bergen.
- Pedersen, Per E.
Nysveen, Herbjørn
Jensen, Leif Magnus
Multimedia Banking
En eksperimentell studie av atferdskonsekvenser ved bruken av agentbaserte tjenester i finanssektoren.
SNF-rapport nr. 38/1999, Bergen.
- Fjell, Kenneth
Foros, Øystein
Gabrielsen, Tommy S.
Hagen, Kåre P.
Sørgard, Lars
Vagstad, Steinar
Problemstillinger for videre forskning på prising av tele-tjenester.
SNF-rapport nr. 27/1999, Bergen.
- Fjell, Kenneth
Hagen, Kåre P.
Oversikt over forskningsprogrammet i teleøkonomi ved SNF: 1996-1998.
SNF-rapport nr. 26/1999, Bergen.

- Fjell, Kenneth
Foros, Øystein
Hagen, Kåre P.
Sørgard, Lars
Telenor – bare lave priser?
Drøfting av Telenors rabattstruktur utfra et.
bedriftsøkonomisk og samfunnsøkonomisk perspektiv.
SNF-rapport nr. 23/1999, Bergen.
- Staafl Gabrielsen, Tommy
Vagstad, Steinar
*Konkurransereform i telesektoren: Hvordan rasjonalisere
observert atferd?*
SNF-rapport nr. 65/1998, Bergen.
- Altenborg, Ellen
*Koordinering og insentiver i samarbeid om produktutvikling
mellom forretningsområder i Telenor.*
SNF-rapport nr. 39/98, Bergen
- Methlie, Leif
Multimedia Banking
Strukturendring i bank. Distribusjon – grovanalyse.
SNF-arbeidsnotat nr. 31/1998, Bergen.
- Methlie, Leif
Multimedia Banking
*Strukturendring i bank. Strategisk posisjonering –
grovanalyse.*
SNF-arbeidsnotat nr. 30/1998, Bergen.
- Foros, Øystein
Ulset, Svein
Naturlige grenser for teleselskapene.
SNF populærvitenskapelig særtrykk nr. 10/1998, Bergen.
- Ulset, Svein
Spiller, Pablo
*Organizing Global Seamless Networks: Contracts, Alliances
and Hierarchies.*
SNF Reprint No. 26/1998, Bergen.
- Ulset, Svein
Infrastruktur og konkurranse i telesektoren.
SNF særtrykk nr. 27/1998, Bergen.
- Ulset, Svein
Value-Creating Interconnect
International Competition in Global Network Services.
Technology, Organization and Performances.
SNF-report No. 28/1998, Bergen.
- Ulset, Svein
Value-Creating Interconnect
*Optimal Organization of the Converging Information and
Communication Technology (ICT) Industries.*
*Theoretical analysis and some illustrative data from the
Norwegian market.*
SNF-report No. 27/1998, Bergen.
- Methlie, Leif B.
Nysveen, Herbjørn
Multimedia Banking
Kundeatferd ved bruk av Internett og andre kanaler.
SNF-rapport nr. 29/1998, Bergen.

- Ulset, Svein *Verdiskapende samtrafikkavtaler.
Hvordan kan organisering av infrastruktur bidra til utvikling
av bedre og billigere teletjenester. En analyse av betingelsene
for konkurranse og samarbeid i telesektoren.*
SNF-rapport nr. 25/1998, Bergen.
- Spiller, Pablo T. *Value-Creating Interconnect.
Unbundling and the Promotion of Local Telephone
Competition: Is Unbundling Necessary in Norway?*
SNF-Report No. 03/1998, Bergen.
- Bjørnenak, Trond
Gabrielsen, Tommy Staahl
Vagstad, Steinar *Verdiskapende samtrafikkavtaler.
Prising av samtrafikk.*
SNF- rapport nr. 02/1998, Bergen.
- Andersen, Christian
Sannernes, Jan Gaute *Analyse af tilgangsavgifter ved irreversible investeringer
under usikkerhed.*
SNF-rapport nr. 07/1998, Bergen.

Oversikt over publikasjoner innen teleøkonomi i perioden 1992-1997 fås ved henvendelse til
eli.loetvedt@snf.no, telefon 55 95 95 00.