



NORGES HANDELSHØYSKOLE

Bergen, våren 2009

Veileder: Tore Leite

# Er finansanalytikere rasjonelle?

*En studie av skjevheter i resultatestimater*

av **Åsne Austgulen**

Masterutredning i fordypningsområdet Finansiell Økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Denne utredningen er gjennomført som et ledd i masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at høyskolen inntår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

## **Sammendrag**

Denne utredningen tar for seg sentrale teorier rundt rasjonalitet og kognitive tilbøyeligheter, og ser ut i fra dette nærmere på egenskaper ved analytikerestimer for resultat per aksje for selskaper ved Oslo Børs hovedindeks i perioden 1995 til 2008. Spesielt vil utredningen ta for seg hvordan analytikerestimer kan tenkes å påvirkes av historisk utvikling både i markedet generelt, og i selskapenes egne resultater. For å avdekke eventuelle skjevheter foretas det empiriske analyser av to hypoteser som sammenligner konsensusestimater for resultat per aksje med realiserte verdier. Resultatene som har fremkommet antyder at det finnes enkelte regelmessige og forutsigbare feil i estimatene, som ser ut til å være avhengige av utviklingen i markedet generelt. Den største forskjellen mellom oppgangs- og nedgangstider ser ut til å være andelen positive estimeringsfeil, som er signifikant større i nedgangstider. Analysene i utredningen gir imidlertid ikke grunnlag for å påstå at analytikere blir systematisk påvirket av historisk utvikling i resultat per aksje.

## Forord

Denne utredningen er skrevet som en avsluttende del av min mastergrad i Finansiell Økonomi ved Norges Handelshøyskole. Utredningen tilsvarer 30 studiepoeng, og er skrevet i løpet av vårsemesteret 2009.

Behavioral finance er et relativt nytt fagområde som fremdeles er i utvikling. En av hovedutfordringene i arbeidet med denne oppgaven var å danne seg en oversikt over all forskning som til nå er gjort på analytikerestimater. Det finnes utallige artikler og mange empiriske analyser, og flere av resultatene som tidligere har fremkommet er motstridende. Jeg håper derfor at oversikten i denne utredningen kan være av interesse for andre som ønsker å vite mer om emnet.

Valg av hypoteser for den empiriske analysen ble noe endret etter at arbeidet med teoridelen var ferdigstilt, men hovedfokuset har hele tiden vært det samme.

Den empiriske analysen kunne ikke blitt utført uten hjelp fra FactSet som gjorde data tilgjengelig kostnadsfritt. Jeg ønsker derfor å rette en stor takk til selskapet, og spesielt Carl-Henrik Thorsen. Jeg vil også takke veileder Tore Leite for gode tilbakemeldinger og veiledning underveis.

Bergen, 5. juni, 2009

---

Åsne Austgulen

# Innholdsfortegnelse

1.	Innledning.....	6
1.1.	Motivasjon.....	6
1.2.	Valg av problemstilling.....	7
1.3.	Avgrensninger.....	7
1.4.	Struktur.....	8
2.	Teori og forskning rundt rasjonalitet og heuristikker.....	9
2.1.	Rasjonalitet.....	9
2.1.1.	Homo economicus og John Stuart Mill.....	9
2.1.2.	Rational Choice Teori og nyttemaksimering.....	10
2.1.3.	Teorien om rasjonelle forventninger.....	10
2.1.4.	Teorien om effisiente markeder.....	11
2.1.5.	Kort oppsummert.....	12
2.2.	Rasjonalitetsantakelsen utfordres: "heuristics and biases".....	12
2.2.1.	Rasjonell vs. heuristisk tenkning.....	13
2.2.2.	Representativitet.....	14
2.2.3.	Tilgjengelighet.....	17
2.2.4.	Ankereffekten.....	18
3.	Teori og forskning rundt resultatestimater.....	19
3.1.	Metoder for resultatestimering.....	19
3.1.1.	Fundamentalanalyse.....	19
3.1.2.	Multipelverdsettelse.....	20
3.1.3.	Resultatestimering: kunst eller vitenskap?.....	20
3.2.	Nyere forskning på resultatestimater.....	21
3.2.1.	Definisjoner av optimisme, pessimisme, overreaksjon og underreaksjon.....	22
3.2.2.	Generell optimisme i resultatestimater.....	22
3.2.3.	Økende pessimisme?.....	7
3.2.4.	Analytikere og overreaksjon: representativitet og ekstrapolering av trend.....	7
3.2.5.	Analytikere og underreaksjon: ankereffekten og konservatisme.....	11
3.2.6.	Dynamikk mellom over- og underreaksjon.....	12
3.2.7.	Optimisme og pessimisme betinget på generell oppgang/nedgang i markedet.....	13
3.2.8.	Økonomiske insentiver og interessekonflikter.....	14

4.	Empiri og analyse.....	16
4.1.	Hypoteser.....	16
4.2.	Data .....	17
4.2.1.	Resultatestimater ( $F_i$ ).....	18
4.2.2.	Realisert resultat per aksje ( $A_i$ ).....	19
4.2.3.	Utvalgsbegrensning.....	19
4.3.	Metode.....	21
4.3.1.	Hypotese 1 .....	21
4.3.2.	Hypotese 2.....	24
4.4.	Analyse og resultater .....	27
4.4.1.	Hypotese 1 .....	27
4.4.2.	Hypotese 2.....	31
4.5.	Feilkilder og kritikk av metode .....	34
4.5.1.	Feil i datagrunnlag.....	34
4.5.2.	Kritikk av metode .....	34
5.	Diskusjon av resultater .....	36
5.1.	Hypotese 1 .....	36
5.2.	Hypotese 2.....	37
5.3.	Kritikk mot behavioral finance.....	39
5.4.	Forslag til videre studier.....	40
6.	Konklusjon .....	41
7.	Litteraturliste .....	42
	Vedlegg A: Oversikt over estimater per selskap .....	49
	Vedlegg B: Distribusjon estimeringsfeil før fjerning av ekstremverdier .....	50
	Vedlegg C: Detaljer for inndeling i underutvalg.....	51
	Vedlegg D: Analyse av residualer fra regresjon.....	53
	Vedlegg E: Tabelloversikt kvintiler .....	54

## Figuroversikt

Figur 1: Head-and-Shoulders graf, Investopedia.....	8
Figur 2: Abarbanell & Bernards (1992) grafiske oversikt.....	12
Figur 3: Estimatoversikt .....	18
Figur 4: Distribusjon estimeringsfeil, $PFE_t$ (estimat med $APFE_t > 1000\%$ er fjernet).....	20
Figur 5: Grafisk oversikt over kvintiler.....	32

## Tabelloversikt

Tabell 1: Inndeling i undergrupper.....	21
Tabell 2: Oversikt undergrupper .....	27
Tabell 3: Oversikt total oppgang, total nedgang og total periode .....	28
Tabell 4: Resultat t-test per periode.....	28
Tabell 5: Resultat binomisk test for andel positive estimeringsfeil per periode.....	29
Tabell 6: Resultat t-test for sammenligning av absolutt estimeringsfeil i oppgang og nedgang.....	30
Tabell 7: Resultat binomisk test for sammenligning av andel positive estimeringsfeil .....	30
Tabell 8: Resultat regresjonsanalyse .....	31

# 1. Innledning

Denne utredningen tar utgangspunkt sentrale teorier rundt rasjonalitet og kognitive tilbøyeligheter, og søker å se nærmere på egenskaper ved analytikerestimater for resultat per aksje for selskaper ved Oslo Børs hovedindeks i perioden 1995 til 2008. Spesielt vil utredningen ta for seg hvordan analytikers estimater kan påvirkes av historisk utvikling i både markedet generelt, og i selskapenes resultater.

## 1.1. Motivasjon

En finansanalytikers oppgave er å utarbeide rapporter om investeringsobjekter i kapitalmarkedet. Typiske investeringsobjekter er selskaper registrert på Oslo Børs. I rapportene beskrives selskapets virksomhet, og det presenteres estimater på fremtidig utvikling. Analytikeren gir også ofte sin mening om virksomhetens investeringspotensial. Analytikere skal altså analysere og tolke viktige fakta, og presentere dette på en måte som gjør at investorer kan benytte informasjonen i sine investeringsbeslutninger (Aabø 2006).

Det er flere årsaker til at det er viktig og interessant å studere egenskaper ved analytikerestimater. Analytikere spiller en viktig rolle som informasjonsformidlere i kapitalmarkedet. Det er gjort flere funn som tyder på at analytikerestimatene har innflytelse på aksjeprisene (De Bondt & Thaler 1990). Det er også fastslått gjennom forskning at analytikere er dyktige i sitt fagfelt, de lager analyser som er mer treffsikre enn andre metoder, som for eksempel tidsseriemodeller (Brown & Rozeff 1978, Brown et al. 1987, O'Brien 1988, Kross et al. 1990). Nøytrale analytikere kan slik bidra til å redusere problemet med asymmetrisk informasjon i kapitalmarkedet. Asymmetrisk informasjon skyldes at selskapene selv ofte sitter på mer informasjon enn investorene. Ved å tilby objektive og uavhengige vurderinger, bidrar analytikere til en bedre verdiallokering, fordi det blir lettere for investorer å skille mellom gode og dårlige investeringer.

Finansanalytikere lever av å produsere gode analyser, og man skulle forvente at analytikere som leverer analyser med systematiske feil ville blitt presset ut av markedet. Det er derfor logisk å anta at estimatene representerer analytikernes rasjonelle forventninger. Rasjonelle forventninger bygger på all tilgjengelig informasjon som er relevant for den fremtidige utviklingen i selskapet. Hvis man har rasjonelle forventninger vil man ikke systematisk ta feil.

Empiriske undersøkelser har derimot vist at estimater for fremtidig resultat ikke møter de klassiske kravene til rasjonelle forventninger. Det er funnet tendenser til optimisme,

pessimisme, overreaksjon og underreaksjon. At resultatestimaterne har blitt funnet å være systematisk positivt skjeve, er kanskje den mest veldokumenterte egenskapen (se for eksempel Jansen & Wold 2004, Aabø 2006, Barefield & Comiskey 1975, Butler & Lang 1991, Easterwood & Nutt 1999). Rasjonelle forventninger er en av byggesteinene i teorien om effisiente markeder, en av de mest anerkjente teoriene i finans. Rasjonelle forventninger legges også til grunn for flere andre viktige økonomiske teorier, som for eksempel permanentinntektshypotesen. I tillegg til at egenskaper ved analytikerestimater er viktige å undersøke på grunn av analytikerens rolle som informasjonsformidlere i markedet, er det altså også interessant å undersøke hvor rasjonelle aktører i finansmarkedene egentlig er.

## 1.2. Valg av problemstilling

I denne utredningen vil jeg undersøke om eventuelle skjevheter i estimatene antyder at finansanalytikere påvirkes av historisk utvikling på to forskjellige nivå. Jeg vil først teste om analytikerne påvirkes av den generelle tilstanden i finansmarkedene, med utgangspunkt i utviklingen til OBX-indeksen på Oslo Børs. Deretter vil jeg undersøke om historisk utvikling på selskapsnivå påvirker estimatene. Jeg vil teste følgende hypoteser:

$H_0$ : Analytikernes resultatestimater er systematisk påvirket av generell oppgang og nedgang i markedet.

$H_A$ : Resultatestimater påvirkes systematisk av tidligere resultatutvikling i selskapene, slik at estimater for selskap som nylig har hatt dårlig resultatutvikling generelt er pessimistiske, mens resultatestimater for bedrifter som nylig har hatt positiv resultatutvikling generelt er optimistiske.

For å plassere problemstillingene i en teoretisk kontekst, vil jeg innledningsvis presentere relevant teori og forskning rundt rasjonalitet og analytikerestimater.

## 1.3. Avgrensninger

Utredningen tar ikke for seg i hvilken grad investorene tar hensyn til skjevhetene i analytikernes anbefalinger. De Bondt & Thaler (1990) regner analytikerestimater som en øvre grense for kvaliteten på resultatestimater, da de færreste aktører har tilsvarende tid eller kunnskap som analytikerne. Investorer kjøper derfor som oftest analytikerestimater, i stedet for å utarbeide egne estimater. Hvis investorene er klar over skjevhetene i analytikerestimaterne, og tar hensyn til dette når de foretar sine investeringsbeslutninger, vil



imidlertid effekten av eventuelle urasjonelle analytikere kunne bli balansert av rasjonelle investorer, og man vil kunne oppnå markedslivevekt (Se Kwag 2002 for mer om dette emnet).

#### **1.4. Struktur**

Utreddningen er delt inn i to hoveddeler; en teoridel, og en del som består av empiriske undersøkelser av analytikerestimater. Innledningsvis, i kapittel 2, vil jeg ta for meg rasjonalitetsbegrepet, og hvordan dette begrepet de siste tiårene har blitt utfordret av forskning innenfor fagområdet "heuristics and biases". Deretter vil jeg forklare hvordan dette kan relateres til skjevheter i analytikerestimater, og presentere nyere forskning på resultatestimater i kapittel 3. Kapittel 4 inneholder metode og de empiriske analysene. I kapittel 5 følger en diskusjon av resultatene av analysen, og i kapittel 6 oppsummeres utredningen, og jeg konkluderer.

## 2. Teori og forskning rundt rasjonalitet og heuristikker

*In the real world, two groups of market participants – rational and quasi-rational – coexist. If the quasi-rational participants dominate the rational ones in the market decision-making process, rational market equilibrium is unlikely to be achieved.*

(Kwag 2002, s. 1)

### 2.1. Rasjonalitet

Ordet “rasjonell” kommer fra det latinske ordet “ratio” som betyr fornuft eller forstand (Caplex). Rasjonalitet er ikke et nytt begrep, det finnes i Webster’s Dictionary fra 1828, her definert som ”the power of reasoning”. Å være rasjonell kan altså bety å ha evnen til å tenke fornuftig.

Rasjonelle aktører har lenge vært en forutsetning for flere sentrale økonomiske teorier, både innenfor finans og samfunnsøkonomi. Det finnes ikke en kort og konsis definisjon av rasjonalitet, det er et begrep som gjennom historien har blitt brukt i forskjellige former i forskjellige teorier. Her følger en kort oversikt.

#### 2.1.1. Homo economicus og John Stuart Mill

Den engelske filosofen John Stuart Mill får ofte æren for å ha introdusert begrepet ”Homo economicus”, eller ”det økonomiske mennesket”. Han brukte imidlertid aldri begrepet selv, det var hans kritikere som først brukte det i reaksjon på Mills arbeid. John Kells Ingram skrev i sin bok “A History of Political Economy” fra 1888 at Mill “*dealt not with real but with imaginary men-‘economic men’ ...conceived as simply ‘money-making animals’*” (Persky 1995, s. 222). Selv om Mill ikke brukte begrepet selv, og hans versjon av det økonomiske mennesket var noe mer komplisert enn et profittmaksimerende individ, var arbeidet til Mill om utilitarisme utgangspunktet for utviklingen av individuell nytte som evalueringsmål. Mill mente at jakten på materiell velstand var et styrende premiss for sosial atferd. Han mente derfor at økonomifaget burde begrense seg til analyser av folks streben etter inntekter og rikdom (Mohn 2007).

En mer moderne definisjon på homo economicus kan man ta fra Klaus Mohn (2007, s. 441): ”*Det økonomiske mennesket utnytter informasjon og muligheter på en effektiv måte, slik at han oppnår størst mulig nytte for seg selv*”. Et klassisk nyttemaksimerende individ, med andre ord.

### **2.1.2. Rational Choice Teori og nyttemaksimering**

Daniel Bernoulli (1738/1954) regnes som den første som hevdet at mennesker søker å maksimere *forventet nytte*, og ikke forventet avkastning.

John von Neumann og Oskar Morgenstern videreutviklet konseptet nyttemaksimering i sin bok *Theory of Games and Economic Behavior* i 1944. I dette verket behandles ikke rasjonell atferd som et simpelt maksimeringsproblem, her bruker forfatterne spillteori for å undersøke beslutninger under usikkerhet.

Von Neumann og Morgenstern var de første som presenterte forutsetningene for rasjonalitet, i betydning nyttemaksimering, på en eksakt og matematisk bevisbar måte (Kaufmann & Kaufmann 2003). Teorien var imidlertid aldri ment for å beskrive menneskelig adferd, den er en såkalt normativ teori. Aksiomene von Neumann og Morgenstern presenterte, beskriver hvordan individer *burde* ha resonnert for å komme frem til en optimal løsning, hvis de fulgte bestemte krav for rasjonell beslutningstaking. Hensikten med aksiomene var at forskere skulle kunne sammenligne de matematiske prediksjonene fra aksiomene, med atferden til virkelige beslutningstakere. Hvis man fant avvik fra aksiomene, kunne teorien revideres.

Ut fra teorien om rasjonelle valg, vil rasjonalitet være å forstå som evnen til maksimere forventet nytte i en beslutningssituasjon der man står ovenfor flere handlingsalternativer (Kaufmann & Kaufmann 2003).

### **2.1.3. Teorien om rasjonelle forventninger**

Rasjonalitet i forbindelse med forventningsdannelse har særlig vært aktuelt i forbindelse med makroøkonomiske modeller. John F. Muth (1961) var den første som formulerte teorien om rasjonelle forventninger, og andre økonomer, spesielt Robert Lucas Jr., har senere videreutviklet teorien. Før Muth ble det som regel antatt at aktørene i økonomien hadde naive eller adaptive forventninger. Muth hevdet derimot at:

*[Expectations], since they are informed predictions of future events, are essentially the same as the predictions of the relevant economic theory.* (Muth 1961, s. 316).

Muth påstår altså at aktørenes forventninger bør de være de samme som prediksjonene som følger av den relevante økonomiske modellen, og all tilgjengelig informasjon om variablene i modellen. Det følger av denne påstanden at aktører med rasjonelle forventninger ikke gjør systematiske (her: regelmessige eller forutsigbare) feil i sine estimater, fordi prognosefeil

forårsakes av uforutsigbare tilfeldige hendelser. Prediksjonene er med andre ord forventningsrette.

Carl Barks illustrerte rasjonelle forventninger i fortellingen *A Financial Fable* allerede i 1950, 11 år før Muth presenterte sin teori (Bårdsen 2005). Fortellingen starter ved at en tornado sprer hele Onkel Skruers formue utover landsbyen, slik at alle plutselig blir veldig rike. Onkel Skruer er imidlertid ikke bekymret, han påstår at hvis han bare sørger for å holde gården sin ved like, vil pengene komme tilbake til ham. Og det får han rett i. Når alle blir rike, slutter samtlige å arbeide. Tilbudet av varer går derfor ned, mens etterspørselen går opp siden alle har blitt rikere. Tilslutt ender det med at hele landsbyen må kjøpe mat fra gården Skruer, til sterkt inflaterte priser, og han får hele formuen sin tilbake, slik han hadde forventet.

#### **2.1.4. Teorien om effisiente markeder**

I artikkelen "Random Walks in Stock Market Prices" fra 1965, presenterte Eugene Fama teorien om hvordan verdiene på kapitalmarkedene følger en random walk. Teorien om random walk tar utgangspunkt i at kapitalmarkedene er "effisiente". Fama (1965, s. 3) definerer et effisient marked slik:

*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.*

Han hevder at i et effisient marked vil konkurranse mellom aktørene føre til en situasjon hvor aksjeprisene til enhver tid reflekterer effekten av all informasjon, basert både på hendelser som allerede har inntruffet, og hendelser markedet forventer i fremtiden. Med andre ord, i et effisient marked er den faktiske prisen på et verdipapir et godt estimat for den fundamentale verdien, og representerer rasjonell forventning til fremtidig inntjening. Det vil til enhver tid være en viss uenighet mellom investorer om fundamentalverdien, noe som kan gi opphav til at prisen midlertidig avviker fra denne, men disse avvikene er tilfeldige, ikke systematiske. Fundamentalverdien kan endre seg, men ny informasjon vil da umiddelbart føre til prisendring, slik at prisen igjen tilsvarer fundamentalverdien. Prisen beveger seg derfor uavhengig av tidligere prisbevegelser, og endrer seg kun når man får uventet informasjon. Derfor kalles utviklingen random walk.

### 2.1.5. Kort oppsummert

Teoriene om rasjonalitet kommer altså med to viktige påstander:

1. Individuer treffer beslutninger med den hensikt å maksimere forventet nytte.
2. Individuer gjør forventningsrette (unbiased) prediksjoner om fremtiden.

Teorien om effisiente markeder knytter sammen flere av rasjonalitetsteoriene. Den forutsetter at markedene består av *rasjonelle profittmaksimerende aktører* (tilsvarende homo economicus) som benytter all tilgjengelig informasjon og kunnskap om økonomiske modeller til å danne seg *rasjonelle forventninger*.

Ifølge Fama (1970) er det effisiente markedet idealet, fordi prisene i markedet da fører til en korrekt ressursallokering, og sørger for at investorer kan foreta gode investeringsavgjørelser. Dette er på mange måter konsistent med Adam Smiths tanke om den usynlige hånd. Hvis alle opptrer som økonomiske mennesker, vil en usynlig hånd sørge for maksimal velferd i samfunnet som helhet.

Videre i denne utredningen vil jeg konsentrere meg om den andre påstanden, og se spesifikt på finansanalytikerens prediksjoner for resultat per aksje.

### 2.2. Rasjonalitetsantakelsen utfordres: "heuristics and biases"

Grunnantakelsen om homo economicus som tar rasjonelle valg, og har rasjonelle forventninger, er et nyttig redskap for økonomisk modellering. En slik avgrensning av atferd gir modellene større grad av klarhet og stringens (Mohn 2007). Men denne klarheten oppnås ikke uten en viss kostnad. Økonomiske modeller har blitt kritisert for å ha for dårlig prediksjonsevne, og mange mener at forenklingen av menneskelig atferd er en av årsakene til dette. Filosofer, psykologer og sosiologer mener rasjonalitetskravet er en for streng forutsetning. Tidlig på 1970-tallet startet psykologer å gjennomføre eksperimenter rundt individers valg og vurderinger under usikkerhet, og de kunne dokumentere funn som tydet på at menneskelige vurderinger var langt fra rasjonelle. Dette ble begynnelsen på omfattende forskning rundt fagområdet "heuristics and biases", eller *heuristikker og kognitive tilbøyeligheter*.

### **2.2.1. Rasjonell vs. heuristisk tenkning**

I psykologien skiller man mellom rasjonell-analytisk tenkning og såkalt heuristisk-intuitiv tenkning.

#### *2.2.1.1. Rasjonell-analytisk tenkning*

Rasjonell tenkning defineres som ”systematisk tenkning som bygger på logiske slutninger” (Kaufmann & Kaufmann 2003, s. 150). Rasjonell tenkning innebærer at man benytter all informasjon tilgjengelig, vurderer alle mulige alternativer, utfall og sannsynligheter, og tar en avgjørelse ut fra denne informasjonen. Slik tenkning følger logiske beslutningsregler, og foregår systematisk trinn for trinn, nedenfra og opp. Man tar utgangspunkt i begreper, prinsipper eller regler, og bruker disse som utgangspunkt for å komme frem til en beslutning. Slik tenkning er bevisst og kontrollert, det er klart hva man tenker på, hvordan man går frem og hva som er hensikten med tankeprosessen (Helstrup & Kaufmann, 2000).

Rasjonell-analytisk tenkning er en veldig krevende prosess, som opptar stor del av vår informasjonsbehandlingskapasitet. Hjernen tyr derfor ofte til forenklede metoder som i psykologien kalles heuristikker.

#### *2.2.1.2. Heuristisk-intuitiv tenkning*

Heuristisk-intuitiv tenkning er ”skjønnsmessig tenkning som bygger på tommelfingerregler” (Kaufmann & Kaufmann 2003, s. 151). En heuristikk er en slags ”mental snarvei” som brukes for å foreta intuitive vurderinger og avgjørelser. Heuristikker gjør det derfor mulig å behandle kompliserte problemer med lavere forbruk av kognitive ressurser.

I motsetning til rasjonell tenkning, har heuristisk tenkning et mye større innslag av automatiserte prosesser. Dette er prosesser som skjer ubevisst, uten formulert hensikt. Den menneskelige hjernen har en tendens til å automatisere kunnskaper og ferdigheter. Har man for eksempel først lært å svømme, kan man det som regel for alltid. Tankeprosesser automatiseres også, ved at vurderinger som vi tidligere har utført på det bevisste, kontrollerte planet etter hvert automatiseres og utfolder seg raskt under bevissthetstærskelen. Når man treffer på et problem som ligner på et problem man har løst tidligere, utløses ofte de automatiserte prosessene direkte (Helstrup & Kaufmann 2000).

Heuristikker er viktige og effektive hjelpemidler for å redusere informasjonsbehandlingen, og gir ofte løsninger som er ganske nære den ”optimale” løsningen, gitt av normative teorier. Men i enkelte tilfeller fører heuristikkenes innvirkning på vurderingene våre til forutsigbare

feil og systematiske skjevheter. Ulempen er at siden en god del av disse prosessene foregår ubevisst, har man ikke tilgang til tankeprosessene som ligger bak vurderingene og konklusjonene. Dette gjør at man ikke er i stand til å vurdere grunnlaget for de slutningene vi trekker (Helstrup & Kaufmann 2000).

I en serie artikler publisert på begynnelsen av 1970-tallet, dokumenterte psykologene Kahneman og Tversky bevis for at mennesker i mange tilfeller bruker enkelte bestemte heuristikker når de foretar beslutninger under usikkerhet. De kalte disse heuristikkene *representativitet*, *tilgjengelighet* og *ankereffekten*. De fant at disse heuristikkene forårsaker forutsigbare og konsekvente feil når individer ble bedt om å vurdere sannsynligheten for usikre hendelser (Grether 1980).

### **2.2.2. Representativitet**

Heuristikken som kalles representativitet fører til at folk vurderer hvor sannsynlig noe er, med utgangspunkt i hvor representativt, eller typisk det er i forhold til noe annet.

Representativitet brukes for å foreta vurderinger som ”Hva er sannsynligheten for at objektet A tilhører klasse B? Hva er sannsynligheten for at begivenhet A forårsakes av prosess B? For å vurdere slike spørsmål, sammenligner personer typisk de essensielle egenskapene til A og B, og vurderer hvor like de er, eller i hvilken grad den ene er representativ for den andre. Når A og B er veldig like, vurderer vi sannsynligheten for at A har opprinnelse i B som veldig stor. Hvis A ikke er lik B, altså ikke er representativ, blir sannsynligheten vurdert til å være lav (Kahneman & Tversky 1974).

Denne tilnærmingen til sannsynlighetsestimering kan i mange tilfeller fungere bra. Representative utfall er ofte mer sannsynlige enn andre, og det har mennesker lært av erfaring. Det kan imidlertid skape alvorlige skjevheter, fordi man ikke tar hensyn til andre faktorer som påvirker sannsynligheten, men ikke representativiteten. Man overser for eksempel baseratene, den egentlige sannsynligheten, som kan beregnes ved hjelp av sannsynlighetsregler som Bayes lov (Kahneman & Tversky, 1973a). Det er en fundamental antakelse i økonomiske rasjonalitetsteorier at folk er Bayesianere, altså at de handler etter Bayes lov.

#### **2.2.2.1. ”The base rate fallacy”**

Et klassisk eksperiment utført av Kahneman & Tversky (1974), illustrerer hvordan mennesker har en tendens til å overse baseratene. Forsøkspersonene fikk presentert korte

personlighetsbeskrivelser av forskjellige individer, som ble sagt å være trukket tilfeldig fra en gruppe på 100, bestående av advokater og ingeniører. En gruppe forsøkspersoner ble fortalt at gruppen besto av 70 ingeniører og 30 advokater, den andre gruppen fikk oppgitt at det var 30 ingeniører og 70 advokater. Deltakerne ble så bedt om å vurdere sannsynligheten for at vedkommende var ingeniør eller advokat, ut i fra personlighetsbeskrivelsen. Selv om det var langt større sannsynlighet for å være ingeniør i den første, i forhold til den andre gruppen, ble resultatet at de to gruppene produserte de samme sannsynlighetsvurderingene. Dette viser at representativitet styrer vurderingene, og at baseratene i stor grad blir ignorert. Forsøkspersonene plasserte individene basert på stereotypiske oppfatninger av ingeniørers og advokaters personlighet.

Deltakerne ble også bedt om å angi sannsynligheten for at en person var ingeniør *uten* at det ble gitt en personlighetsbeskrivelse. Her brukte begge gruppene baseratene, og anga korrekte sannsynligheter, 70 % i den første, og 30 % i den andre gruppen. Men for personlighetsbeskrivelser som var ment å være nøytrale, vurderte imidlertid begge gruppene sannsynligheten til 50 %. Det tyder altså på at så lenge man blir gitt spesifikk informasjon om et tilfelle, her i form av en personlighetsbeskrivelse, overses baseratene, selv om informasjonen er urelevant (Kahneman & Tversky 1974).

#### 2.2.2.2. "Law of small numbers"

En annen konsekvens av representativitet er at man overser størrelsen på utvalget som relevant faktor for å anslå sannsynligheten. "Law of large numbers" sier som kjent at når utvalget vokser, vil gjennomsnittet av observasjonene nærme seg forventningsverdien. Utvalget vil altså etter hvert være meget representativt for hele populasjonen. Kaster man for eksempel en mynt mange nok ganger, vil man få en fordeling på omtrent halvparten mynt, halvparten kron. Troen på at dette også gjelder et mindre, tilfeldig utvalg fra en populasjon kalles "law of small numbers". Folk forventer at et lite utvalg vil ligne populasjonen *mer* enn statistisk utvalgteori skulle tilsi. Dette kommer av at det er likheten mellom utvalget og populasjonen som vurderes, og denne likheten påvirkes ikke av størrelsen på utvalget (Kahneman & Tversky, 1971).

Willem Wagenaar (1970) har gjennomført en studie som viste at folk forventer at en tilfeldig binær serie skifter oftere mellom de to tilstandene, enn en virkelig tilfeldig serie ville gjort. Sekvensen KMKMMK vil for de fleste fremstå som mer representativ for en tilfeldig binær



serie, enn MMMKKK eller MMMMKM<sup>1</sup>. Disse forventningene førte til at forsøkspersonene fant mønstre i tilfeldige serier, og oppfattet serier hvor det faktisk fantes et mønster som tilfeldige. Folk ble spesielt påvirket av lange sekvenser med samme utfall. Årsaken til dette, mener Kahneman og Tversky er ”law of small numbers”, folk forventer lokal representativitet, altså at serien skal være tilfeldig i alle punkt, ikke bare globalt. (Kahneman & Tversky 1974).

”Law of small numbers” kan føre til overdreven tiltro til konklusjoner trukket på bakgrunn av små utvalg, eller korte sekvenser. Dette gjelder ikke bare uerfarne personer, også profesjonelle personers intuitive vurderinger har vist seg å påvirkes av ”law of small numbers” (Kahneman & Tversky 1971).

### 2.2.2.3. Vurdering av input vs. prediksjon

Et annet fenomen Kahneman og Tversky fant gjennom sine eksperimenter, er at folk ikke skiller mellom *evaluering av input* og *prediksjon for fremtiden*, men bruker representativitet for å lage prediksjoner. I et forsøk ble en gruppe bedt om å evaluere kvaliteten på en lærerstudents øvelsesforelesning. En annen gruppe ble bedt om å predikere hvor flink studenten ville være om 5 år. De to vurderingene var identiske. Prediksjonen av fremtiden var identisk til evalueringen av informasjonen som var grunnlaget til prediksjonen (Kahneman & Tversky 1974). I hvilken grad én enkelt time er et bra utgangspunkt for å vurdere fremtidige prestasjoner ble tilsynelatende ikke tatt hensyn til.

Normativ statistisk teori tilsier at siden det er mye større usikkerhet rundt prognoser for fremtiden, bør disse være mindre ekstreme. Dette henger sammen med at det alltid er en sjanse for at input-informasjonen er feil, og derfor ikke egnet som grunnlag for prediksjoner, og at man i stokastiske prosesser ofte finner en tendens til mean reversion, tilbakevending til et langsiktig gjennomsnitt.

Mean reversion tilsier at ekstremt høye observasjoner sannsynligvis vil etterfølges av lavere observasjoner, og ekstremt lave etterfølges av høyere observasjoner. En slik reversering bryter ifølge Kahneman og Tversky med menneskers intuisjon om at fremtiden (prediksjonen) vil være representativ for fortiden (input). Mennesker har derfor en tendens til å underreagere på mean reversion og overreagere på trend. I kombinasjon med ”law of small numbers”, vil dette kunne føre til at man ekstrapolerer en trend, som egentlig ikke er en trend, feilaktig inn i fremtiden.

---

<sup>1</sup> Disse tre sekvensene er alle tilfeldige, og like sannsynlige.

Kahneman og Tversky hevder at konfidensen man har til prediksjonene øker, jo mer representativ input-informasjonen er. Konsistent input anses ofte som veldig representativt. Folk har mer tillit til en prognose på B i snittkarakter for en student som tidligere har fått kun B'er, enn en student som har fått en god blanding av A'er og C'er. Men høy konsistens betyr ofte at inputvariablene er høyt korrelerte. Slik kollinearitet gir, ifølge normativ statistisk teori, økt usikkerhet rundt prognosen, fordi flere av variablene vil være overflødige. Man får mer nøyaktige prognoser basert på uavhengige variabler. Det er derfor et paradoks at høy korrelasjon gjør folk mer sikre på prognosen, mens nøyaktigheten til prognosen reduseres. Mennesker har altså ofte stor tillit til prognoser som med ganske stor sannsynlighet er feil. Dette kalles "illusion of validity" (Kahneman & Tversky 1974).

### **2.2.3. Tilgjengelighet**

Tilgjengelighet er en heuristikk som fører til at man vurderer sannsynligheter ut i fra hvor lett tilgjengelig en hendelse, eller et tilfelle er i minnet. Begivenheter som er lett tilgjengelige, vurderes som mer sannsynlige. Tilgjengelighet kan være en nyttig heuristikk, ofte er det slik at hendelser eller klasser som er lettere tilgjengelig, er mer frekvente, og derfor mer sannsynlige. Men tilgjengelighet påvirkes også av faktorer som ikke har noe med frekvensen av hendelser å gjøre, og dette kan føre til feilvurderinger (Kahneman & Tversky 1973b).

Hendelser som nylig har inntruffet, eller som man hører om ofte, er som regel mer tilgjengelige. Det er også hendelser som vekker følelser, eller er mer sensasjonelle og dramatiske (Plous 1993). Like etter at man har vært vitne til en bilulykke, vurderer man sannsynligheten for trafikkulykker til å være høyere enn man ville gjort ellers (Kahneman & Tversky 1974).

Studier har også vist at hendelser som er lettere å forestille seg, blir vurdert som mer sannsynlig. Beskrivelser ved hjelp av detaljerte scenarioer kan derfor føre til økt tilgjengelighet. Et enkelt eksempel kan illustrere dette (Plous 1993, s. 112). Hva tror du er mest sannsynlig?

Scenario 1: Full atomkrig mellom USA og Russland.

Scenario 2: En situasjon hvor verken USA eller Russland har til hensikt å angripe den andre parten med atomvåpen, men full atomkrig mellom de to stormaktene utløses av handlingene til et tredje land, som for eksempel Irak, Libya, Israel eller Pakistan.

De aller fleste vil svare at Scenario 2 er mest sannsynlig. Flere detaljer gjør at man lettere kan se for seg hvordan en atomkrig skulle kunne skje, noe som gjør at det virker mer sannsynlig. Dette strider mot statistisk teori, som tilsier at sannsynligheten for en kombinasjon av flere hendelser (betinget sannsynlighet), ikke kan være større enn sannsynligheten for de samme hendelsene hver for seg (Kahneman & Tversky, 1981). Fenomenet kan også ses i sammenheng med representativitet, fordi spesifikke scenarier er mer representative for hvordan vi ser for oss forskjellige hendelsesforløp.

#### **2.2.4. Ankereffekten**

I mange situasjoner utarbeider man estimater ved å ta utgangspunkt i en startverdi, som deretter justeres for å komme frem til det endelige svaret. I svært mange tilfeller er imidlertid denne justeringen ikke tilstrekkelig. Kahneman & Tversky (1974) utførte et eksperiment hvor de dokumenterte denne effekten. De snurret først et lykkehjul, som landet på et tilfeldig nummer. Deretter ble forsøkspersonene spurt om de mente at prosentandelen afrikanske land i FN var større eller mindre enn tallet lykkehjulet stanset på, og om de kunne oppgi hva de trodde var den eksakte prosentandelen afrikanske land i FN. For den første gruppen stanset hjulet på 65. Medianverdien på svarene om den eksakte prosentandelen fra denne gruppen var 45 %. For den andre gruppen stanset hjulet på 10. Mediansvaret fra denne gruppen var 25 %. Vurderingene ble altså signifikant påvirket av startverdien, eller ”ankeret”, tallet lykkehjulet stanset på. Bedømmelsene var systematisk forskjøvet mot utgangsverdien. Kahneman og Tversky kalte denne ufullstendige justeringen i forhold til startverdien for *ankereffekten*.

Eksperimenter har vist at ankereffekten er veldig robust, den påvirkes ikke særlig av økonomisk belønning for presisjon, og selv ekstreme ankre har effekt. Ofte er man ikke engang bevisst på at en verdi fungerer som anker (Plous 1993).

Ankereffekten kan ses i sammenheng med konservatisme. Konservatisme innebærer at individer ikke oppdaterer sine estimater tilstrekkelig når de står ovenfor nye bevis, altså at de underreagerer på ny informasjon. Edwards (1968) utførte eksperimenter hvor han fant at forsøkspersonene oppdaterte sannsynlighetsvurderingene i riktig retning, men ikke nok, altså ikke like mye som Bayes lov skulle tilsi. Han fant at det kunne ta mellom 2 til 5 observasjoner før estimatene endres slik kun én observasjon burde gjort (Shleifer 2000).

### 3. Teori og forskning rundt resultatestimater

*There is no such thing as context-free decision making.*

(Plous 1993, s. 13)

Økonomiske modeller for finansmarkedene antar at alle aktørene i økonomien er rasjonelle. Selv om de fleste økonomer anerkjenner at alle ikke er rasjonelle, blir eksistensen av det irrasjonelle segmentet i økonomien avvist som irrelevant, fordi man hevder at det vil være nok av rasjonelle aktører som ved hjelp av arbitrasje utnytter avvikene, og som sikrer at man oppnår rasjonell likevekt. Men hvem er så disse rasjonelle aktørene? En mulig kilde til rasjonalitet i finansmarkedene er aksjeanalytikere. (De Bondt & Thaler 1990). Forskning har derimot vist at det finnes systematiske skjevheter også i analytikerestimater.

Finansanalytikere utarbeider analyser av investeringsobjekter i markedet. Jeg vil i dette kapitlet først presentere hvilke metoder finansanalytikerne bruker i utarbeidelsen av resultatestimatene. Deretter vil jeg knytte dette opp mot teorien i kapittel 2, og forklare hvordan forskjellige faktorer kan tenkes å påvirke analytikerne i utarbeidelsen av estimatene, slik at det oppstår skjevheter.

#### 3.1. Metoder for resultatestimering

Resultatestimatene jeg vil bruke i denne utledningen, er estimat for resultat per aksje, kanskje bedre kjent som ”earnings per share”, og defineres slik:

$$\text{Earnings per share (EPS)} = \frac{\text{nettoresultat til egenkapitalen}}{\text{antall utestående aksjer}}$$

Det finnes utallige metoder for å utarbeide resultatestimater, og forskjellige finansanalytikere bruker forskjellige tilnærminger. Generelt kan man skille mellom to hovedmetoder.

##### 3.1.1. Fundamentalanalyse

Den første typen metode kalles fundamentalanalyse. Fundamentalanalyse er en bottom-up tilnærming, hvor analytikerens analyserer underliggende forhold i selskapet, og estimerer fremtidig inntjening basert på historiske, makroøkonomiske og bransjemessige trender. En av de mest utbredte variantene av fundamentalanalyse er Discounted Cash Flow (DCF). I DCF-modeller beregner man nåverdien av forventede fremtidige netto kontantstrømmer. Denne

verdien sies å tilsvare selskapets ”virkelige” verdi, og er det aksjeprisen bør være i et effisient marked. Utgangspunktet for analysen er historiske regnskapsdata, som først normaliseres (Kinserdal 2008). Deretter utarbeides prognoser for forskjellige verdidrivere, gjennom bruk av vekstmodeller, diskresjonære modeller, scenarioanalyser, Monte Carlo-analyser eller tidsseriemodeller (Aabø 2006). Slik bygger analytikeren, steg for steg, opp et anslag på fremtidig resultat.

Neddiskonterte dividendemodeller, som er en variant av DCF, er også veldig utbredt. Selskapets verdi vurderes i disse modellene som nåverdien av forventet fremtidig utbytte, som kan regnes som verdien av den kontantstrømmen som går direkte til aksjeeierne.

### **3.1.2. Multiplerverdsettelse**

Den andre metoden er mer top-down, og kalles multiplerverdsettelse. Dette er en form for relativ verdsettelse, hvor forholdstall mellom markedspris og forskjellige regnskapsmessige størrelser fra sammenlignbar virksomhet, såkalte multipler, brukes for å beregne resultatestimatene (Aabø 2006). Price/Earnings ratio er kanskje den mest brukte multipleren:

$$P/E = \frac{\text{share price } (P)}{\text{earnings per share } (EPS)}$$

Man finner da  $P/E$  for sammenlignbare selskaper, og bruker denne verdien sammen med forventet aksjepris, for å komme frem til EPS for selskapet man vurderer. Multiplerverdsettelse er mye benyttet blant forskjellige markedsaktører, fordi det er enklere og mindre kostbart enn fundamental verdsettelse. Man skal imidlertid være forsiktig med kun å basere verdsettelsen på multipler som  $P/E$ , da forskjeller mellom selskaper som ulik vekstforventning, ulik risikoprofil, ulik gjeldsstruktur, unormale resultatposter og ulike regnskapsprinsipper vil påvirke  $P/E$  (Kinserdal 2008).

Alternativt kan man kombinere de to fremgangsmåtene. Man kan forvente at profesjonelle finansanalytikere i hovedsak benytter seg av forskjellige metoder for fundamental verdsettelse i sitt arbeid. Ofte brukes imidlertid multipler som en benchmark for å vurdere om verdien man har kommet frem til gjennom en fundamentalanalyse er troverdig.

### **3.1.3. Resultatestimering: kunst eller vitenskap?**

Estimering er kanskje den viktigste oppgaven i en verdsettelse. Uavhengig av metode, krever resultatestimering at analytikerne danner seg visse antagelser om fremtiden, om trender i bransjen og økonomien, fremtidig vekstrate, forventet avkastning og risiko. Når analytikere

oppfatter og tolker tilgjengelig informasjon i markedet, er de utsatt for påvirkning av kognitive tilbøyeligheter.

Heuristisk tenkning skjer i mange tilfeller automatisk og ubevisst, og selv den mest profesjonelle analytiker risikerer derfor å bli påvirket. Flere av eksperimentene rundt heuristikker er gjort med profesjonelle aktører med erfaring fra statistikk som forsøkspersoner, og selv disse aktørene har vist seg å påvirkes av de samme tilbøyelighetene. Det er imidlertid gjort funn som tyder på at innvirkningen fra heuristikker reduseres ved erfaring og finansielle insentiver for presisjon, men bevisene var ikke sterke nok til å konkludere (Grether 1980).

### **3.2. Nyere forskning på resultatestimater**

Det har blitt forsket mye på egenskaper ved finansanalytikerens resultatestimater. En betydelig mengde forskning har vist at disse estimatene har systematiske skjevheter. Det er funnet tendenser til overreaksjon, underreaksjon, optimisme og pessimisme. Dette bryter med teorien om rasjonelle forventninger, som tilsier at det ikke skal finnes systematiske og forutsigbare feil i forventningene til markedsaktørene.

Tradisjonelt har det vært gitt to typer forklaringer på skjevhetene i resultatestimatene. Den ene typen forklaringer tar utgangspunkt i at analytikere påvirkes av kognitive tilbøyeligheter, blant annet de tre heuristikkene beskrevet tidligere i oppgaven, representativitet, tilgjenglighet og ankereffekten. Den andre typen forskning fokuserer på innvirkningen av økonomiske insentiver og interessekonflikter i analytikernes arbeidsforhold, og søker å dokumentere at dette kan føre til skjevheter i estimatene. Jeg vil i resten av kapitlet presentere nyere forskning på resultatestimater, og forsøke å beskrive forskjellige forklaringer for skjevhetene. På bakgrunn av dette vil jeg forsøke å danne meg et bilde av hva jeg kan forvente å finne i dataene, som grunnlag for den empiriske delen av oppgaven.

### 3.2.1. Definisjoner av optimisme, pessimisme, overreaksjon og underreaksjon

Optimisme, pessimisme, overreaksjon og underreaksjon er fenomener som henger tett sammen. Optimisme og pessimisme vil i denne oppgaven defineres ut i fra fortegnet på estimeringsfeilen. Jeg velger å definere estimeringsfeilen som forskjellen mellom resultatestimatet ( $F_t$ ) og faktisk resultat ( $A_t$ ). Når virkelig verdi er mindre enn estimatet, blir prognosefeilen positiv, noe som tilsier optimisme. Tilsvarende kan negativ prognosefeil karakteriseres som pessimisme.

$$\text{Optimisme: } F_t - A_t > 0$$

$$\text{Pessimisme: } F_t - A_t < 0$$

Andre studier bruker gjerne motsatt forhold,  $A_t - F_t$ , som definisjon på estimeringsfeil. Jeg velger denne varianten, da jeg finner det intuitivt lettere å forholde seg til positive feil som optimisme.

I forskning rundt analytikerestimerer defineres overreaksjon som regel som det å legge for stor vekt på ny og uforutsett informasjon som er relevant for resultatutviklingen. Overreaksjon kan skje i begge retninger, det kan altså resultere i enten en overvurdering eller undervurdering av verdipapiret, alt etter om informasjonen er positiv eller negativ. Underreaksjon blir tilsvarende definert som å legge for lite vekt på ny uforutsett informasjon.

Over- og underreaksjon er ikke nødvendigvis utelukkende effekter. Forskjellige kombinasjoner av de to effektene kan føre til optimisme og pessimisme. Easterwood & Nutt (1999) viser at optimisme kan være resultatet av underreaksjon til negativ informasjon og overreaksjon til positiv informasjon. Overreaksjon kan påvises empirisk ved å undersøke estimatrevidering. Hvis ekstremt høye estimerer justeres ned og ekstremt lave estimerer justeres opp er det et tegn på opprinnelig overreaksjon. Eventuelt kan det påvises ved at estimatene er for høye eller lave i forhold til virkelig resultat.

### 3.2.2. Generell optimisme i resultatestimater

Overoptimisme i resultatestimatene er kanskje det best dokumenterte fenomenet (se for eksempel Barefield & Comiskey 1975, Butler & Lang 1991 og Easterwood & Nutt 1999), og kan omtrent regnes som en fast egenskap ved analytikeregenskap. Jansen & Wold (2004) påviser en generell positiv skjevhet i konsensusestimater for norske selskaper i perioden 1999-2003. Abarbanell (1991) finner at gjennomsnittlig prognosefeil i årene 1981-1984 tyder

på overoptimisme, og at antallet overestimerte (optimistiske) prognosefeil er større enn antallet underestimerte i hvert av de 4 årene.

Enkelte hevder at optimisme er en viktig del av den menneskelige personligheten. I omtrent alle språk finnes det 5-6 ganger flere optimistiske adjektiv enn pessimistiske (Montier 2002). Utallige studier har dokumentert at alt annet likt, blir positive utfall regnet som mer sannsynlige enn negative. Denne tendensen har vist seg å holde også når det er finansielle insentiver for presisjon, selv om effekten da blir noe mindre (Plous 1993).

### **3.2.3. Økende pessimisme?**

Det er blitt gjort relativt lite forskning rundt analytikerens pessimisme, sannsynligvis fordi pessimisme ikke regnes som en underliggende egenskap ved resultatestimater. Det finnes imidlertid nyere forskning som viser at analytikerestimater ble mer nøyaktige og mer pessimistiske i løpet av 1990-tallet (Brown 2001). Brown (1996) fant at 12 av 18 kvartaler mellom 1991 og 1995 hadde høyere andel pessimistiske prognosefeil, hvor faktisk resultat var høyere enn prognosene. Han tolker dette som en pessimistisk tendens i perioden.

En mulig årsak til endringen i analytikernes skjevhet, kan være at ledelsen i større grad driver earnings management, og manipulerer regnskapene slik at de slipper å skuffe markedet ved å prestere dårligere enn de optimistiske prognosene. Matsumoto (2002) hevder at selskapene ikke bare justerer regnskapene, men også guider analytikernes estimater mot bestemte targets, og deretter går inn for å slå disse målene.

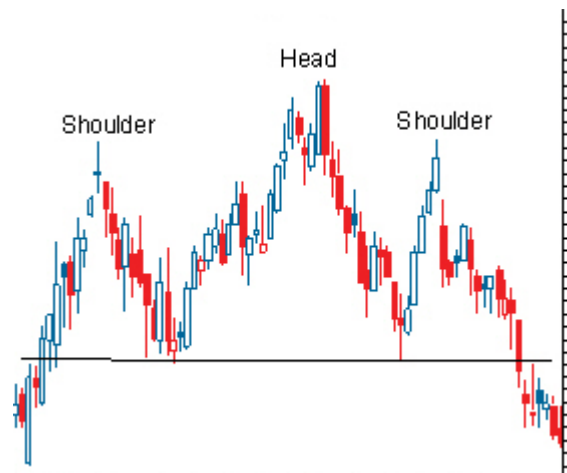
Butler & Lang (1991) studerer individuelle analytikerens oppførsel og finner at analytikere er konsekvent optimistiske eller pessimistiske i forhold til konsensusestimaterne. De rapporterer at analytikers gjennomsnittlige optimisme (pessimisme) er assosiert med lavere (høyere) gjennomsnittlig prognosenøyaktighet. Pessimistene har altså mer nøyaktige estimater.

### **3.2.4. Analytikere og overreaksjon: representativitet og ekstrapolering av trend**

Ifølge effisiens- og rasjonalitetsteori, skal markedet og finansanalytikere reagere (korrekt) på ny informasjon umiddelbart. Overreaksjon er derfor et avvik. Innenfor behavioral finance forklares ofte overreaksjon med representativitet. Representativitet fører til at vi ofte predikerer fremtidige hendelser ved å ta utgangspunkt i en kort sekvens av historiske data, og vurdere hvilket bredere bilde denne historien er representativ for. Dette fører til at vi ikke tar tilstrekkelig hensyn til at nylig utvikling kan være et resultat av tilfeldigheter. Ekstrapolasjon av trender er en form for overreaksjon.



Hvis man benytter seg av tidsserieanalyser, vil man være særlig utsatt for tendensen til å finne mønstre i prosesser som egentlig er tilfeldige. Tidsserieanalyse går ut på å finne bestemte mønstre i historiske data, for å predikere fremtiden. Allerede på slutten av 50-tallet viste Harry Roberts (1959) at det såkalte ”head-and-shoulders”-mønsteret<sup>2</sup> i aksjepriser kan genereres av tilfeldige tall. Figur 1 er et eksempel på en ”head-and-shoulders”-utvikling. Grafen viser tilsynelatende et mønster, men kan like gjerne være generert av en random walk.



FIGUR 1: HEAD-AND-SHOULDERS GRAF, INVESTOPEDIA

Analytikere kan risikere å ekstrapolere korte perioder med rask resultatvekst for langt inn i fremtiden, uten å ta hensyn til en eventuell mean reversion. Særlig gjelder dette selskaper som konsistent har opplevd oppgang de siste periodene, i og med at konsistent input-informasjon øker tilliten til prognoser. Det er statistisk veldig lite sannsynlig at noe vokser inn i himmelen (Shleifer 2000). Helt siden Little skrev artikkelen ”Higgledy Piggledy Growth” i 1962, har det vært vanlig å anta at mean reversion gjelder for aksjeavkastning. Representativitet vil altså innebære at analytikere vil ha en tendens til å utgi optimistiske estimater etter perioder med rask resultatvekst. På samme måte kan man anta at perioder med dårlig resultatvekst fører til undervurderte estimater, altså pessimisme.

Representativitet kan også gjelde i et større perspektiv. Hvis avkastningen på egenkapital har vært svært høy i mange år, slik den var fra 1982 til 2000 i USA og Vest-Europa, begynner mange å tro at det er normalt med høy avkastning (Ritter 2003). Mean reversion er ofte bare observerbar på lang sikt. Effekten vil sannsynligvis også påvirke profesjonelle analytikere. Flere ganger i historien har man hørt at den høye veksten man har opplevd den siste tiden er et tegn på at man nå er inne i en ny epoke, hvor høy vekst er normalen. Dot.com-boblen i 2000

<sup>2</sup> Et velkjent begrep innenfor teknisk analyse

er kanskje det mest kjente eksempelet. Flere hevder da at de tradisjonelle verdsettelsesmetodene ikke lenger gjaldt. Konsekvensen er at analytikerne er optimistisk i stigende marked, og pessimistisk i fallende marked.

Tilgjengelighet kan også tenkes å bidra til overreaksjon. Når man over lengre tid leser og hører mye om oppgang i markedet, blir denne tanken lettere tilgjengelig enn resultatnedgang, eller langsiktig tilbakevending til gjennomsnittet. Man vurderer derfor oppgang som mer sannsynlig, og kan risikere å bli for optimistisk, og overreagere. Motsatt effekt kan antas for økonomiske nedgangstider. Denne effekten kan også tenkes å gjelde enkeltelskaper. Hvis analytikere stadig utsettes for nyheter om et selskap som har oppnådd unormalt høy avkastning, kan de risikere å legge mer vekt på dette, enn omsetningstall fra den aktuelle bransjen over tid (Nyhus 2006).

#### 3.2.4.1. *Empiri*

Bange & Miller (2004) studerte anbefalinger fra investeringshus i perioden 1982-1999, og fant at anbefalingene følger en momentum-strategi. Det vil si at de forventer at en oppgang eller nedgang i aksjepris vil fortsette i en periode fremover, slik at man bør kjøpe tidligere vinnere, og selge tapere. Dette er et eksempel på ekstrapolasjon, hvor historisk kortsiktig trend forventes å fortsette<sup>3</sup>.

Aabø (2006) tester i sin utredning en hypotese om at analytikere påvirkes av historisk informasjon om selskaper, og derfor ikke er effisiente i sine estimater. Han finner bevis for at analytikere generelt overreagerer på tidligere resultatutvikling.

De Bondt & Thaler (1990) har også testet for overreaksjon blant aksjeanalytikere. De testet om estimatene i utgangspunktet var for ekstreme, slik at man etter hvert som estimeringshorisonten ble kortere, fant en tendens til reversering av estimatene. Altså, hvis de fleste revideringene var ”opp” (”ned”) hvis analytikerne i utgangspunktet estimerte stor nedgang (økning) i EPS, er det et tegn på overreaksjon. Med utgangspunkt i rasjonalitetsteori skal det ikke være mulig å forutse prognosefeilen, eller retningen på estimatrevideringene ut i fra det opprinnelige estimatet. De hadde 3 hovedfunn; estimatene er for optimistiske, for ekstreme, og mer ekstreme for estimater over en horisont på 2 år enn 1 år. Det var en signifikant tendens til at estimatene ble revidert nedover i perioden mellom april og desember. For en horisont på 1 år var den gjennomsnittlige reverseringen 18 %. For en 2-årshoriont var

---

<sup>3</sup> Det kan imidlertid tenkes at disse anbefalingene ikke er et resultat av kognitive svakheter, men heller en bevisst strategi for å utnytte naive investorer i markedet. Det kan i enkelte tilfeller være rasjonelt for profesjonelle investorer å ”ri trenden”.

snittet hele 38 %. De fant også en tendens til at market-to-book verdien<sup>4</sup> og tidligere resultatvekst påvirket analytikernes prognosefeil. Høy market-to-book verdi og tidligere høy resultatvekst var signifikant relatert til optimisme. Lave verdier var assosiert med pessimisme.

La Porta (1996) finner også at analytikeres forventninger til resultatvekst er for ekstreme. Han sorterte aksjer basert på estimert 5-års resultatvekst, og testet hvordan analytikere reviderer vekstestimatene for lavvekst- og høyvekstaksjer. Resultatet var at forventet vekst for lavvekstaksjene ble revidert opp fra 3,1 % til 4,1 %, mens høyvekstaksjer ble justert ned fra 21,7 % til 18,4 %. La Porta finner altså også indikasjoner på analytikerne overreagerer på ny informasjon, og utgir for ekstreme prognoser.

Klein (1990) finner at bedrifter som nylig har hatt tap, har mer optimistiske estimater enn bedrifter som i de siste periodene har hatt profitt. Flere andre har funnet samme tendensen. Dette er imidlertid ikke helt konsistent med teorien om at overreaksjon kommer av ekstrapolering av trend, fordi overreaksjonen, her i form av optimisme er usymmetrisk, den er sterkere for tapsbedrifter.

Lisa Sedor (2002) tilbyr en mulig forklaring for hvorfor tapsbedrifter har en tendens til å få mer optimistiske resultatestimater enn andre. Gjennom et eksperiment, testet hun analytikeres reaksjoner på informasjon som var forskjellig strukturert. Hun fant at analytikerne utarbeider mer optimistiske estimater for 2 år frem i tid, hvis de får informasjon om ledelsens planer gjennom et scenario, enn hvis de får oppgitt samme informasjon gjennom en enkel liste<sup>5</sup>. Dette stemmer overens med teorien om at presentasjon ved hjelp av scenarioer, gjør hendelsesforløpet mer tilgjengelig og representativt. Analytikerne vil lettere kunne forestille seg hvordan ledelsens planer skal føre til suksess og videre vekst, noe som gjør at suksess oppfattes som mer sannsynlig. Sedor finner også at denne effekten er sterkere for firma som tidligere har hatt tap. Hun mener årsaken til dette er at ledelsens beskrivelser for fremtidige planer sannsynligvis er mer detaljerte for tapsbedrifter, fordi det er viktigere for dem å overbevise investorer, og at analytikere vektlegger ledelsens planer i større grad når de utarbeider estimater for tapsbedrifter.

---

<sup>4</sup> Markedsverdi av egenkapital/bokført verdi.

<sup>5</sup> Hun fant *ikke* samme effekten for estimater 1 år frem i tid.

### 3.2.5. Analytikere og underreaksjon: ankereffekten og konservatisme

Et annet observert fenomen blant aksjeanalytikere er underreaksjon. Ankereffekten og konservatisme kan medføre at analytikere vil underreagere på ny informasjon. Verdier som tidligere publiserte estimater eller resultater, kan lett fungere som ankre. Ved bruk av multipler i verdsettelse av selskap, kan også multiplene fungere som ankre. Montier (2002), som selv har jobbet i finanssektoren hevder han har opplevd at analytikere som bruker DCF i verdsettelse, aktivt forsøker å komme frem til en verdi som er i nærheten av bransjesnittet.

Ved de første observasjonene av uforutsette gode eller dårlige nyheter som bryter med den eksisterende oppfatningen av et selskap, kan det tenkes at analytikerne er konservative, og ikke oppdaterer sine estimater. Estimatenes oppdateres i riktig retning, men ikke tilstrekkelig. Først hvis flere observasjoner kan bekrefte den nye utviklingen vil estimatene oppdateres nok. Underreaksjon kan bidra til å forklare fenomenet som kalles "post earnings announcement drift", hvor priser fortsetter å bevege seg i samme retning som nyheten tilsier *etter* annonseringsdatoen.

#### 3.2.5.1. Empiri

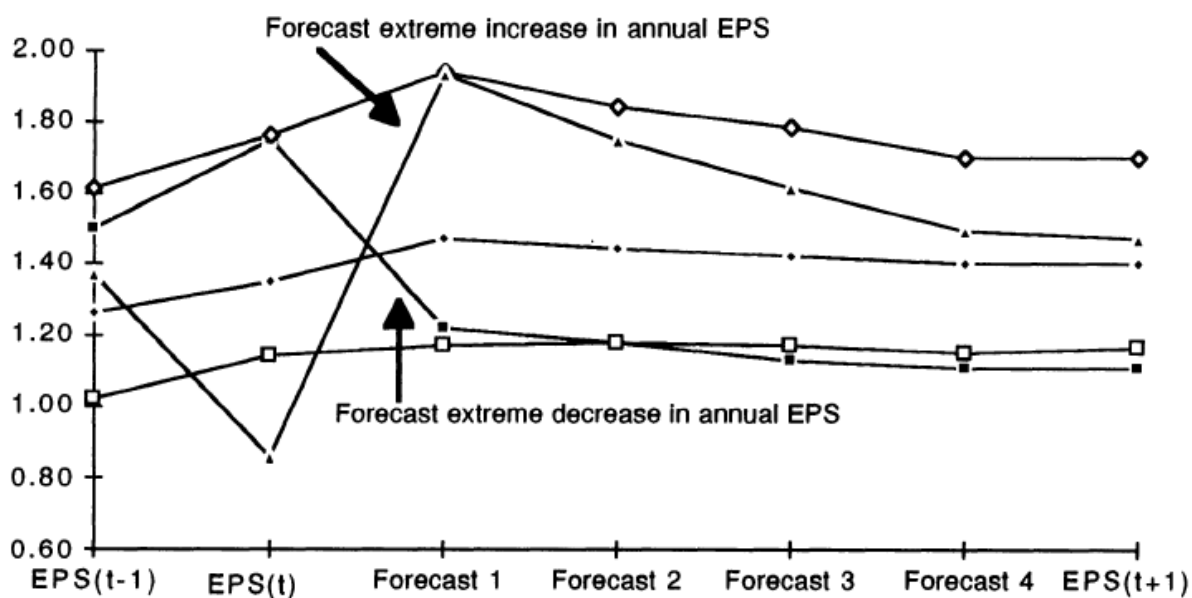
Mendenhall (1991) finner bevis for at analytikere underreagerer på ny informasjon. Han tester en hypotese som tar utgangspunkt i at hvis analytikere undervurderer informasjonsverdien earnings announcements har for fremtidige resultater, vil påfølgende prognosefeil være positivt relaterte. Abarbanell (1991) gjør tilsvarende funn. Han finner en positiv relasjon mellom analytikers estimatrevidering og tidligere avkastning, som indikerer at analytikere ikke inkorporerer tidligere prisendringer tilstrekkelig, og impliserer at analytikeren undervekter ny informasjon.

Elliott, Philbrick & Wiedman (1995) undersøker om analytikere reviderer sine estimater tilstrekkelig når det kommer ny informasjon, og finner at de ikke gjør det. De forklarer dette med analytikers konservatisme. Analytikerne gjør justeringer basert på bayesianske forventninger, men ikke tilstrekkelig (Kwag 2002). Det kan altså virke som om de påvirkes av ankereffekten.

Abarbanell & Bernard (1992) finner også bevis for underreaksjon. De mener underreaksjonen i stor grad er drevet av manglende evne til å forstå hvor lenge de svake resultatene vil vedvare. De avviser derfor at de ekstreme estimatene De Bondt & Thaler (1990) fant skyldes overreaksjon på ny resultatinformasjon. Ved å replikere De Bondt & Thalers analyse, finner

Abarbanell & Bernard at det er selskapene med dårlig nylig resultatutvikling som har de mest optimistiske estimatene<sup>6</sup>.

I Figur 2, hentet fra Abarbanell & Bernard (1992), fremstilles medianen for estimert EPS for hvert kvintil, i sammenheng med både tidligere og fremtidig resultatutvikling. Av figuren ser man tydelig at bedriftene med dårlig resultatutvikling har de mest positive estimatene. Hvis overoptimismen var et resultat av en overreaksjon på historiske data, burde selskapene med størst vekst ha de mest optimistiske estimatene, fordi trenden ekstrapoleres uten hensyn til mean reversion.



FIGUR 2: ABARBANELL & BERNARDS (1992) GRAFISKE OVERSIKT

### 3.2.6. Dynamikk mellom over- og underreaksjon

Underreaksjon og overreaksjon er tilsynelatende er i konflikt med hverandre. Det finnes imidlertid forskning som forsøker å knytte de to effektene sammen. Easterwood & Nutt (1999) hevder at over- og underreaksjon er asymmetrisk. De mener at analytikere underreagerer til negativ informasjon (dårlige nyheter) og overreagerer til positiv informasjon (gode nyheter). Dette kan forklare at det eksisterer en generell systematisk optimisme i analytikerestimater.

<sup>6</sup> Dette er konsistent med Kleins (1990) funn.

Annen forskning har vist at det over en horisont på 1-12 måneder er en tendens til at markedet viser underreaksjon på ny informasjon som er relevant for resultatutviklingen. Dette innebærer at prisen justeres sakte, og gode nyheter blir en prediksjon på fremtidig positiv avkastning<sup>7</sup>. Over lengre horisonter, som 3-5 år, er det derimot funnet antydninger til overreaksjon. Verdipapirpriser har en tendens til å overreagere på konsistente mønstre av nyheter som peker i samme retning (Barberis et al. 1998).

Ser man over- og underreaksjon som resultat av henholdsvis representativitet og konservatisme, kan man hevde at det er en tendens til at markedet underreagerer på enkeltinformasjon på kort sikt, men overreagerer på det som tilsynelatende er mønstre eller trender over lengre til (Shleifer 2000). Når en aksje har hatt en lengre periode med oppgang og det inntreffer dårlige nyheter, vil analytikere først være motvillig til å justere forventingene til fremtidige kontantstrømmer i tilstrekkelig grad. Dersom motgangen vedvarer over tid, hender det imidlertid at de overreagerer, og undervurderer fremtidige kontantstrømmer (Ritter 2003).

### **3.2.7. Optimisme og pessimisme betinget på generell oppgang/nedgang i markedet**

Så vidt jeg kan finne, er det ikke utført forskning som ser direkte på om analytikere er optimistiske eller pessimistiske betinget på om *aksjemarkedet generelt* er i opp- eller nedgang. Tidligere forskning fokuserer på om *enkeltelskapene* tidligere har opplevd positiv eller negativ resultatvekst, og om analytikere over- eller underreagerer på historisk EPS i selskapet.

Nofsinger (2003) hevder imidlertid det han kaller "social mood" vil kunne påvirke estimer for fremtiden. Social mood kan oversettes med sosial sinnsstemning, og Nofsinger mener at aksjemarkedet kan brukes som et slags barometer for "social mood". Stigende aksjemarked er et tegn på økende sinnsstemning, synkende aksjemarked er et tegn på det motsatte. Han begrunner dette med psykologisk forskning, som viser at emosjoner er en viktig faktor i beslutningstaking under risiko og usikkerhet. Mennesker som er i godt humør, er mer optimistiske når de foretar vurderinger, dette vil også gjelde når de vurderer investeringer. Positiv sinnsstemning er assosiert med optimisme, glede og håp, negativ sinnsstemning med pessimisme, konservatisme og mistenksomhet. Den generelle sinnsstemningen i samfunnet påvirker alle beslutningstakere, og vil også påvirke finansanalytikere.

Nofsinger (2003) viser til undersøkelser gjort av Ivo Welch for å underbygge teorien. Welch sendte spørreundersøkelser til professorer i finans i to omganger. Den første

---

<sup>7</sup> Post-earnings announcement drift

undersøkelsesrunden ble utført i et såkalt ”bull market”, stigende marked, i perioden mellom 1997-1999. Andre runde ble foretatt i 2001, etter markedet hadde kollapset, og S&P 500 hadde sunket 25 %. Et av spørsmålene som ble stilt, var hva professorene forventet at årlig risikopremie over de neste 30 årene ville være. I den første runden var medianen og gjennomsnittet henholdsvis 7 og 7,2%. I 2001 var svarene 5 og 5,5 %. Nofsinger hevder at disse resultatene er konsistente med hypotesen om at sosial sinnsstemning påvirker individers prognoser for fremtiden. Prognoser i optimistiske perioder fører til høyere avkastningsestimat enn prognoser i pessimistiske perioder.

Nofsinger er ikke den første som hevder at sinnsstemning har en innvirkning på finansmarkedene. Saunders (1993) har vist at *været* i New York har en signifikant korrelasjon med større aksjeindekser, aksjeindeksene stiger mer når solen skinner. Han konkluderer med at psykologiske faktorer derfor ser ut til å påvirke markedet. Prisene reflekterer ikke kun økonomisk informasjon, slik rasjonalitetsteori skulle tilsi.

### **3.2.8. Økonomiske insentiver og interessekonflikter**

Det er ikke kun forskning innenfor behavioral finance som søker å forklare optimismen i analytikernes resultatestimater. En annen type forklaringer fokuserer på interessekonfliktene aksjeanalytikere står ovenfor, og hevder at det på grunn av forskjellige insentiver kan være rasjonelt at finansanalytikere presenterer analyser som er overoptimistiske (Jansen & Wold 2004, Dugar & Nathan 1995, Dechow et al. 2000, Michaely & Womack 1999, Lim 2001).

Spesielt gjelder dette for analytikere som er ansatt i et verdipapirforetak som også tilbyr tjenester innenfor corporate finance. Analytikerne risikerer å utsettes for internt press om å levere positive analyser av selskaper, fordi det bedrer sjansene for at verdipapirforetaket får rådgivningsoppdrag, eller muligheter til å levere andre finansielle tjenester til disse selskapene. Slike oppdrag er store inntektskilder for meglerhusene. Aabø (2006) finner bevis for at estimater utgitt av analytikere i meglerhus med forretningsforhold til vedkommende selskap har positiv skjevhet i forhold til øvrige estimater, altså at estimatene er mer optimistiske.

Det er også mulig at analytikere som arbeider for meglerhus som får inntekter fra å oppfordre til handel. Siden enhver potensiell kunde vil være interessert i en kjøpsanbefaling, mens det hovedsakelig kun er folk som allerede eier aksjer som er interessert i salgsanbefalinger, kan optimistiske estimater være å foretrekke (De Bondt & Thaler 1990).

Man kan imidlertid se for seg at det også vil være press i motsatt retning. Analytikeren vil sannsynligvis belønnes for presisjon. Michaely & Womack (1999) viser at en betydelig del av analytikernes kompensasjon er avhengig av deres rykte i markedet. Hvis verdipapirforetaket legger mer vekt på å konkurrere om andre oppdrag gjennom å fremheve egen kompetanse, og bygge seg opp et godt rykte gjennom å levere treffsikre estimater, kan dette redusere presset om å levere optimistiske estimater (NFF 2003). Hvert år blir det utarbeidet ulike rangeringer av aksjeanalytikere, hvor både meglerhus og individuelle analytikere blir vurdert ut i fra treffsikkerhet og kvalitet på estimatene. Finansbladet Kapital kårer blant annet Norges beste finansanalytiker og beste meglerhus hvert år.

Hvor stort utslag slike interessekonflikter får i retning overoptimistiske estimater, avhenger av hvilken type press analytikeren opplever som sterkest.

Et argument for at skjevhetene i estimatene også er påvirket av kognitive svakheter, og ikke av insentiver alene, er at tidligere forskning har funnet tilsvarende skjevheter i grupper som ikke er utsatt for interessekonflikter. Froot & Frankel (1989) fant bevis for overreaksjon i en studie av valutakursforventning. Ahlers & Lakonishok (1983) studerte økonomers prognoser for 10 makroøkonomiske variabler, og fant at for hver variabel var de estimerte endringene større enn de faktiske endringene, noe som stemmer med overreaksjon. Affleck-Graves et al. (1990) sammenlignet resultatestimater fra analytikere med estimater fra økonomistudenter og en tidsseriemodell. De fant en signifikant positiv skjevhet hos både analytikere og studenter, ikke i tidsseriemodellen. De konkluderer derfor med at skjevhetene ikke kan tilskrives økonomiske insentiver alene, men at kognitive heuristikker også spiller en rolle.



## 4. Empiri og analyse

I dette kapitlet vil jeg presentere en empirisk analyse av analytikerestimer. Selv om rasjonalitetsprinsippet kun er ment som en normativ teori, er økonomer opptatt av å gjøre best mulige forutsigelser av beslutningsatferd. Det er derfor viktig å få kartlagt hvor store avvik det er mellom den normative teorien og faktisk atferd. Dersom avvikene er meget store og systematiske (regelmessige og forutsigbare) av karakter, bør det være mulig å forbedre prediksjonene ved bruk av deskriptive atferdsteorier.

### 4.1. Hypoteser

Hvis aksjeanalytikere har rasjonelle forventninger, vil estimeringsfeilene være usystematiske, og det skal ikke være mulig å forutsi skjevheter i estimatene ved for eksempel å studere tidligere utvikling i markedet, eller utvikling i selskapets resultat per aksje. Jeg ønsker å undersøke om finansanalytikere påvirkes av historisk utvikling på generelt nivå, gitt av utviklingen til OBX-indeksen, og utvikling på selskapsnivå, gitt av historisk resultatutvikling i selskapet.

Jeg vil teste følgende hypoteser<sup>8</sup>:

$H_1$ : Analytikernes resultatestimer er systematisk påvirket av generell oppgang og nedgang i markedet.

$H_2$ : Resultatestimer påvirkes systematisk av tidligere resultatutvikling i selskapene, slik at estimer for selskap som nylig har hatt dårlig resultatutvikling generelt er pessimistiske, mens resultatestimer for bedrifter som nylig har hatt positiv resultatutvikling generelt er optimistiske.

På det generelle nivået forventer jeg å finne en tendens til overoptimisme i resultatestimatene i stigende marked. Dette kan begrunnes med en eventuell generell optimistisk tilbøyelighet, teorien om social mood, overreaksjon på gode nyheter, stigende trend som ekstrapoleres, og tilgjengelighet av optimistiske fremtidsprognoser – alt tilsier optimisme. Samtidig vil det faktum at markedet stiger, og på den måten er ”i takt” med en eventuell optimistiske tilbøyeligheten i estimatene, tilsi at estimeringsfeilene bør være mindre i oppgangstider, enn i nedgangstider.

---

<sup>8</sup> Hypotesene er oppgitt på alternativform.

I synkende marked er ikke bildet like entydig. På den ene siden kan man hevde at generell overreaksjon på nyheter, teorien om social mood, og ekstrapolering av nedadgående trend skulle tilsi pessimisme i estimatene i nedgangstider. Imidlertid kan ankereffekten og konservatisme gjerne føre til en underreaksjon på dårlige nyheter, fordi man ikke tar den negative utviklingen inn over seg de første periodene. I tillegg vil en generell optimistisk tilbøyelighet, og de økonomiske insentivene trekke mot optimisme uavhengig av utviklingen i markedet.

På bedriftsnivå vil jeg forvente tilsvarende resultater. Teori om ekstrapolasjon tilsier at det vil være bedriftene med best resultatutvikling tidligere som har de mest optimistiske estimatene, gitt at resultatutviklingen i bedrifter har en tendens til å vende tilbake til gjennomsnittet. Tidligere forskning av blant annet Abarbanell & Bernard (1992) har imidlertid vist at dette ikke nødvendigvis er tilfellet. De fant at det faktisk var selskapene med dårligst resultatutvikling året før som hadde de mest optimistiske estimatene.

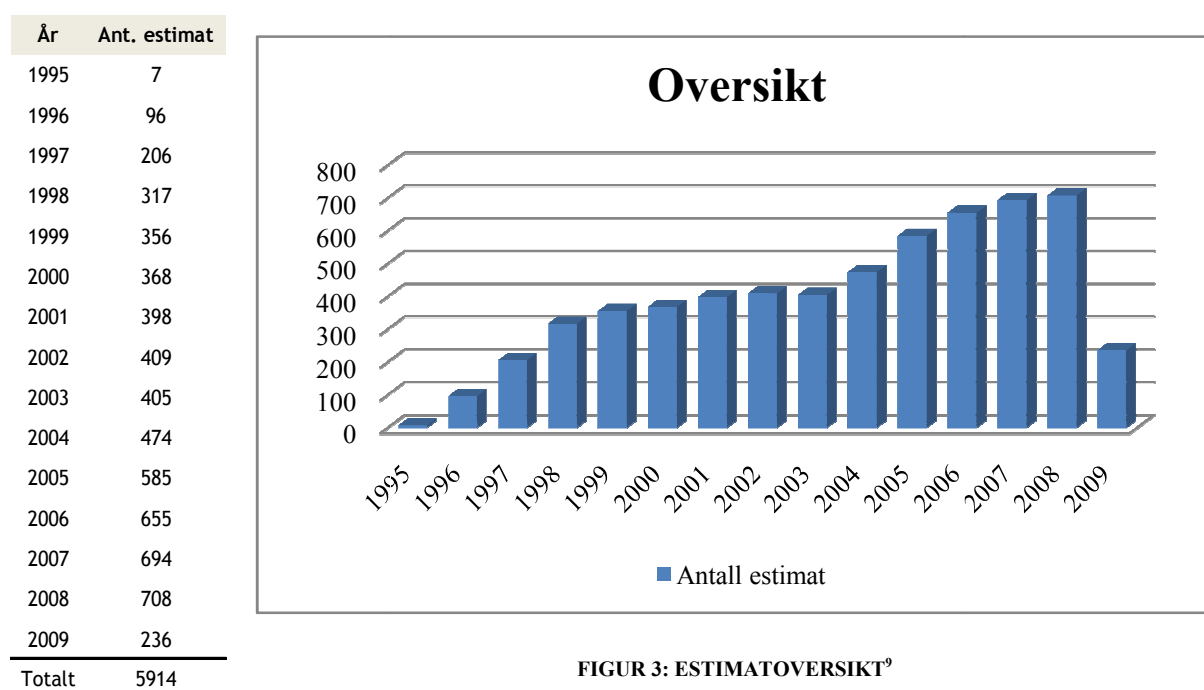
## **4.2. Data**

Resultatestimater utarbeides av både kjøpsideanalytikere og salgssideanalytikere. Salgssideanalytikere er ansatt i meglerhus som også tilbyr andre finansielle tjenester, gjerne innenfor corporate finance. Disse analytikerne utarbeider analyser for å undersøke hvilke investeringer som skal anbefales til meglerhusets klienter. Kjøpsideanalytikere jobber for institusjonelle investorer som investerer direkte i markedet selv, f.eks. aksjefond, hedgefond eller pensjonsfond. Disse analytikerne har som arbeidsoppgave å analysere om investeringen passer inn i fondets portefølje og investeringsstrategi (Loe 2006). Jeg vil kun benytte estimater fra salgssideanalytikere i mine analyser, da estimater fra kjøpsideanalytikere sjelden er tilgjengelig for eksterne aktører.

Forskning rundt analytikers resultatestimater tar enten utgangspunkt i konsensusestimater eller individuelle estimater. Konsensusestimater baseres enten på gjennomsnitt eller medianen av individuelle estimater. Jeg har ikke fått tilgang til individuelle estimater. Den empiriske analysen tar dermed utgangspunkt i konsensusestimater basert på medianen av individuelle estimater.

#### 4.2.1. Resultatestimater ( $F_t$ )

Datamaterialet er gitt av FactSet, et selskap som tilbyr finansielle data og analyser for profesjonelle investorer. Datasettet dekker estimater fra forskjellige meglerhus for 58 selskaper ved Oslo Børs hovedindeks (OSEBX). Perioden er 31.12.1995 til 31.3.2009. Jeg inkluderer kun estimater med en estimeringshorisont på 12 måneder eller kortere. Konsensusestimatene er utgitt hver måned. Estimater fra både norske og utenlandske verdipapirforetak inkluderes i konsensusestimatene. Totalt antall konsensusestimat er 5 914. Antall individuelle estimater som utgjør konsensusestimatene varierer fra 1 til 36. Som Figur 3 viser, har det vært en betydelig økning i antall estimater i perioden som analyseres.



Jeg har benyttet data for årlig resultat per aksje, fordi denne typen data er lettest tilgjengelig. I tillegg kan det argumenteres for at årlige data gir sterkere resultater, ettersom kvartalsregnskapet i større grad utsettes for resultatstyring, blant annet fordi ledelsen lettere kan påvirke kvartalsregnskapene, og det er mindre verifisering fra revisor (Aabø 2006).

For analyseformål utarbeider jeg kvartalsestimater for hvert selskap. Metoden er noe tilsvarende det O'Brien (1988) gjør i sin analyse. Estimat for første kvartal beregnes dermed som gjennomsnittet av estimatene fra januar, februar og mars, andre kvartal som gjennomsnittet for april, mai og juni, osv. Totalt antall kvartalsestimat er 1 854.

<sup>9</sup> Oversikt over estimater for de ulike selskapene er lagt til Vedlegg A.

#### 4.2.2. Realisert resultat per aksje ( $A_t$ )

Realisert resultat per aksje (faktisk EPS) er hentet fra databasen Thomson Datastream WorldScope (serie WC05201), som viser 12 måneders overskudd for siste regnskapsår. Datagrunnlaget er rapportert fra de ulike selskapene selv, og er basert på resultat før ekstraordinære poster etter skatt, minoritetsinteresser og preferert dividende (Aabø 2006). For enkelte selskap er resultat per aksje hentet fra årsrapporter. Dette skyldes blant annet enkelte store avvik mellom tall fra Datastream og regnskapstall<sup>10</sup>. I tillegg var det noen resultater som ikke var tilgjengelig i Datastream.

For analysen er hvert analytikerestimat knyttet sammen med tilhørende realisert EPS.

#### 4.2.3. Utvalgsbegrensning

I analysen begrenses datautvalget til estimater som tilfredsstiller følgende kriterier:

1. Faktisk EPS tilgjengelig for sammenligning.
2. Den absolutte proporsjonale estimeringsfeilen ( $APFE_t$ ) er lavere enn 1000 %.

Det første kriteriet gjør at estimater for 2009 må fjernes, da faktisk årlig EPS per dags dato ikke er tilgjengelig. I tillegg fjernes estimater hvor tilhørende EPS ikke er tilgjengelig, verken i Datastream eller i årsrapporter. Dette reduserer antall kvartalsestimat til 1 841.

Det er svært vanlig å fjerne ekstreme observasjoner i slike analyser, for å utelukke feil og hindre at noen få enkeltobservasjoner gir stor innvirkning på analysen. Å bruke absolutt proporsjonal estimeringsfeil ( $APFE_t$ ) er en utbredt måte å gjøre dette på (Brown et al. 1987).

Absolutt proporsjonal estimeringsfeil er absoluttverdien av estimeringsfeilen dividert på faktisk resultat per aksje (Aabø 2006):

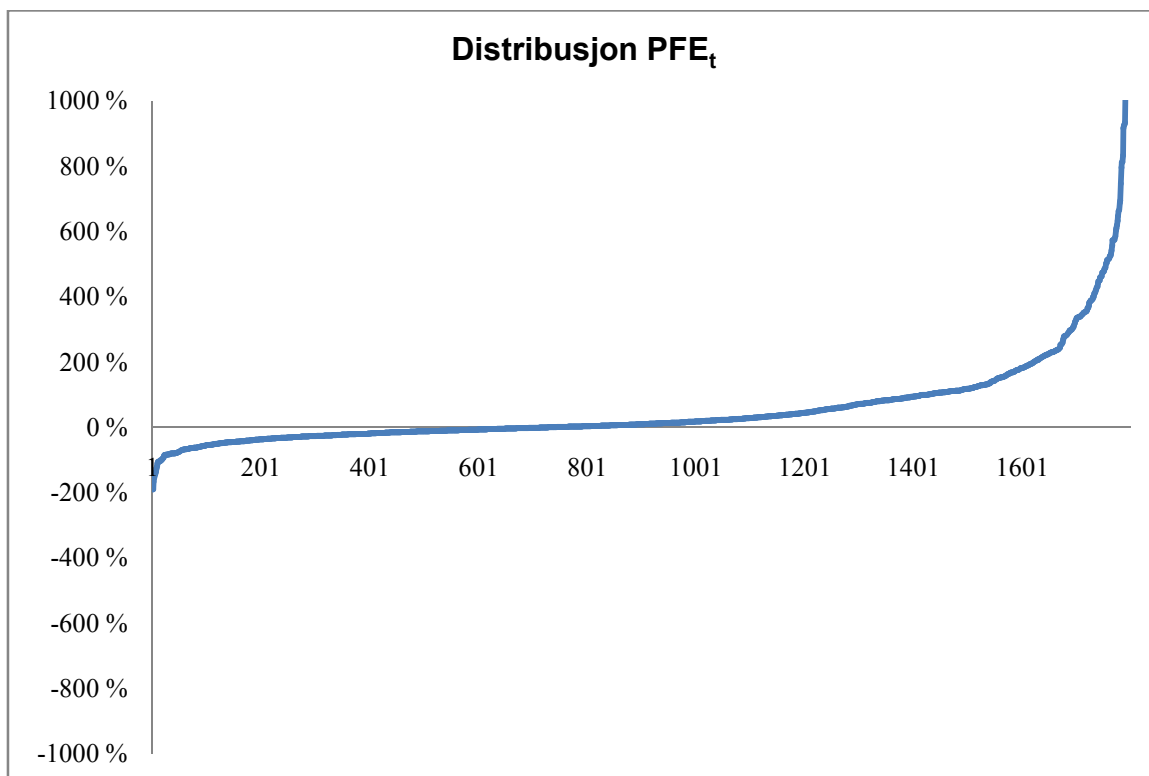
$$APFE_t = \left| \frac{(F_t - A_t)}{A_t} \right|$$

Aabø (2006) setter grensen for  $APFE_t$  til 100 % i sin analyse. Jeg har imidlertid valgt å sette min til 1000 %, delvis fordi jeg ønsker å beholde en viss størrelse på utvalget mitt. I tillegg kan det argumenteres for at et for strengt kriterium vil nøytralisere en underliggende skjevhet i utvalget. Ser man på distribusjonen til de proporsjonale estimeringsfeilene i Figur 4, ser man at den positive halen er lengre og større enn den negative<sup>11</sup>. De mest ekstreme observasjonene

<sup>10</sup> EPS for Hafslund måtte for eksempel justeres for REC.

<sup>11</sup> Figur for distribusjon før fjerning av ekstreme estimater er lagt til Vedlegg B.

er altså positive. Ved en grense på 100 % vil denne skjevheten bli nesten borte. Abarbanell & Lehavy (2003) hevder at en liten andel ekstremt optimistiske estimater fører til skjevheter i datamaterialet som er brukt i tidligere empiriske analyser på analytikerestimater, noe som gjør at man bør stille spørsmål ved konklusjoner trukket på bakgrunn av disse analysene, fordi testene som utføres som regel forutsetter normalfordeling. Men hvis det er slik at de fleste store overraskelsene skjer i negativ retning, kan det tenkes at denne skjevheten er en bestemt egenskap ved analytikerestimater, og at de ekstreme positive estimeringsfeilene kanskje ikke bare skyldes tilfeldige feil. Jeg mener derfor det blir feil å normalisere for mye. Endelig antall estimat for bruk i analysen blir dermed 1800.



FIGUR 4: DISTRIBUTUSJON ESTIMERINGSFEIL, PFE<sub>T</sub> (ESTIMATER MED APFE<sub>T</sub> > 1000 % ER FJERNET)

## 4.3. Metode

### 4.3.1. Hypotese 1

Gjennom hypotese 1 ønsker jeg å teste om markedsutviklingen generelt påvirker analytikerestimatene, og om eventuelle skjevheter i estimatene er forskjellige i oppgangs- og nedgangstider. Jeg vil teste denne hypotesen på ni forskjellige utvalg.

#### 4.3.1.1. Inndeling av underutvalg

Som utgangspunkt for å dele dataene inn i forskjellige undergrupper har jeg brukt den historiske utviklingen til OBX, en indeks som består av de 25 mest likvide aksjene på Oslo Børs hovedindeks. Data for utviklingen til OBX er hentet fra Thomson Datastream (serie OSLOOBX). Jeg har funnet topp- og bunnpunkter, og delt inn utvalgene ut i fra disse.

TABELL 1: INNDELING I UNDERGRUPPER

	Fra	Til	Antall Q	Endring OBX
Oppgang 1	4Q 1995	1Q 1998	10	89 %
Nedgang 1	2Q 1998	3Q 1998	2	-49 %
Oppgang 2	4Q 1998	3Q 2000	8	127 %
Nedgang 2	4Q 2000	1Q 2003	10	-58 %
Oppgang 3	2Q 2003	2Q 2008	21	348 %
Nedgang 3	3Q 2008	4Q 2008	2	-57 %

For en mer detaljert oversikt over periodene og en grafisk fremstilling, se Vedlegg C. I de tilfeller hvor topp- eller bunnpunktet kommer midt i et kvartal, har jeg valgt å la kvartalet høre til den tidligste av de to periodene, fordi det sannsynligvis er litt forsinkelser fra estimatene utarbeides, og til de publiseres.

I tillegg til disse 6 utvalgene, vil jeg slå sammen oppgangs- og nedgangsperiodene til to utvalg som jeg heretter vil kalle Total Oppgang og Total Nedgang. Det siste utvalget som undersøkes, er hele datasettet, fra 4Q 1995 til 4Q 2008. Dette utvalget kalles Total Periode.

#### 4.3.1.2. Definisjon av proporsjonal estimeringsfeil, $PFE_t$

For å undersøke estimategenskapene i de forskjellige periodene, vil jeg bruke forholdstallet proporsjonal estimeringsfeil,  $PFE_t$ . Dette er et forholdstall som tilsvarer  $APFE_t$ , men som også angir om feilen er positiv eller negativ. Proporsjonal estimeringsfeil defineres som differansen mellom estimat og virkelig EPS, dividert på absoluttverdien til virkelig EPS.

$$PFE_t = \frac{(F_t - A_t)}{|A_t|}$$

Analytikerne er treffsikre hvis  $PFE_t$  er lik null. Positiv verdi tilsier at estimatet er større enn virkelig EPS, altså optimisme, mens negativ verdi tilsier pessimisme. For å sammenligne de forskjellige periodene beregnes gjennomsnitt, median og standardavvik for  $PFE_t$  for hvert enkelt utvalg.

#### 4.3.1.3. *T-test for å undersøke estimatfeil per periode*

Først vil jeg bruke en tosidig t-test for å undersøke om estimatene er signifikant forskjellige fra virkelig EPS. Dette gjøres ved å teste om estimeringsfeilene, gitt ved  $PFE_t$ , er signifikant forskjellig fra null.

$$H_0: PFE_t = 0$$

$$H_A: PFE_t \neq 0$$

Jeg velger en tosidig test, fordi jeg innledningsvis ønsker å teste om det er skjevheter. Retningen på skjevheten vil jeg undersøke nærmere etter hvert.

Estimatoren som brukes i t-tester defineres som:

$$T = \frac{PFE_{\text{observert}} - PFE_{H_0}}{S/\sqrt{n}}$$

Her er  $PFE_{\text{observert}}$  observert gjennomsnittlig estimeringsfeil, mens  $PFE_{H_0}$  er det vi forventer at estimeringsfeilen skal være hvis nullhypotesen er korrekt, i dette tilfellet null.  $S$  er standardavviket til observasjonene, og  $n$  er antall observasjoner. Deretter brukes t-tabellen med parameter  $\nu = n - 1$  for å finne  $t_{\text{grense}}$ . Nullhypotesen forkastes hvis  $T \geq t_{\text{grense}}$  eller  $T \leq -t_{\text{grense}}$ . I motsatt fall beholdes  $H_0$  (Ubøe & Jørgensen 2004).

T-tester forutsetter at dataene som testes er normalfordelte. Mine data tilfredsstill ikke helt dette kravet. Jeg vil derfor også gjennomføre en tilsvarende ikke-parametrisk test for å bekrefte resultatene. Testen som benyttes er Wilcoxons tegnrangetest, hvor nullhypotesen er at medianen er lik null, mens alternativhypotesen er tilsvarende at den er forskjellig fra null.

#### 4.3.1.4. *Binomisk proporsjonstest for å undersøke retning på estimatfeil*

Deretter vil jeg benytte en binomisk proporsjonstest for å avgjøre om det er signifikant flere positive eller negative feil i de forskjellige periodene. For å gjøre dette beregnes andel

positive feil i hvert utvalg. Andel positive estimatfeil betegnes med  $P$ . Nullhypotesen i testen er at 50 % av observasjonene har positive fortegn, altså at fordelingen er lik mellom positive og negative feil.

$$H_0: P = 0,5$$

$$H_A: P > 0,5$$

Alternativhypotesen er at det er signifikant flere positive enn negative estimeringsfeil. Her bruker jeg en ensidig test, fordi jeg ønsker å fastslå i hvilken retning en eventuell skjevhet ligger. Hvis nullhypotesen forkastes, tyder det på at det er signifikant flere positive enn negative estimeringsfeil, noe som kan antyde optimisme blant analytikerne. Denne testen tar imidlertid ikke hensyn til feilenes størrelse.

#### 4.3.1.5. Tester for å sammenligne oppgangs- og nedgangsperioder

Tilslutt vil jeg utføre tester for å sammenligne to av undergruppene, Total oppgang og Total Nedgang, og undersøke om det er signifikante forskjeller.

Den første testen, er en t-test som undersøker om det er forskjell på estimeringsfeilens størrelse i de to periodene. Jeg velger derfor å teste absoluttverdien,  $APFE_t$ , fordi jeg her vil teste størrelsen på feilene uavhengig av retning. Nullhypotesen er at det ikke er forskjell på størrelsen på absolutt proporsjonal estimeringsfeil i de to periodene som sammenlignes.

$$H_0: APFE_{Oppgang} = APFE_{Nedgang}$$

$$H_A: APFE_{Oppgang} \neq APFE_{Nedgang}$$

Jeg bruker en tosidig test, hvor alternativhypotesen er at absolutt proporsjonal estimeringsfeil er forskjellig i oppgangs- og nedgangstider.

Testen forutsetter at observasjonene i de to utvalgene er innbyrdes uavhengige, at den ene gruppen er uavhengige av den andre, og at observasjonene er normalfordelte.

Jeg velger å bruke t-test, selv om dataene ikke er helt normalfordelte. Årsaken til dette er at det ikke-parametriske alternativet, Mann-Whitney-testen, forutsetter at utvalgenes sannsynlighetsfordeling har samme form, og er derfor veldig følsom ovenfor utvalg med forskjellig varians (Løvås 2004). Etter å ha undersøkt variansen for Total Oppgang og Total Nedgang har jeg funnet at de er signifikant forskjellig fra hverandre. Jeg bruker derfor en t-test for to utvalg med ulik varians. For store utvalg (over 30 i hver gruppe), er det ikke



nødvendig å anta at gruppenes varians er like for å oppnå gode resultater. Tilsvarende er det også tilstrekkelig at data er tilnærmet normalfordelte for store utvalg (Løvås 2004).

I tillegg vil jeg teste om det er signifikant forskjellig andel positive prognosefeil i nedgangsperioder i forhold til oppgangsperioder, altså om optimismen er større i nedgangstider. Dette gjøres ved hjelp av en test på to binomiske proporsjoner<sup>12</sup>. Nullhypotesen er at det ikke er forskjell mellom andelen positive estimeringsfeil,  $P$ , i de to forskjellige utvalgene. Alternativhypotesen er at det er flere optimistiske estimeringsfeil i nedgangstider. Også her velger jeg altså en ensidig test.

$$H_0: P_{Oppgang} = P_{Nedgang}$$

$$H_A: P_{Oppgang} < P_{Nedgang}$$

#### 4.3.1.6. *P-verdier*

Når man gjennomfører statistiske tester beregnes det som regel p-verdier. P-verdien er sannsynligheten for å få et resultat som er minst like ekstremt som det observerte resultatet, gitt at nullhypotesen er korrekt (Løvås 2004). P-verdiene gir altså en indikasjon på hvor sannsynlig det er at nullhypotesen stemmer. Jo lavere p-verdien er, dess mindre sannsynlig er det å få en observasjon som er like ekstrem som den observerte, og jo mindre sannsynlig er nullhypotesen (Ubøe & Jørgensen 2004).

Nullhypotesen forkastes hvis p-verdien er lavere enn valgt signifikansnivå. Vanlige signifikansnivå er 10 prosent, 5 prosent og 1 prosent. Får man en p-verdi høyere enn 0,05 med 5 prosent signifikansnivå betyr det at observasjonen faller innenfor det som ville skjedd i 95 prosent av tilsvarende forsøk hvis nullhypotesen er sann. Får man en lav p-verdi, for eksempel 0,03 betyr det at nullhypotesen kan forkastes på 10 og 5 prosent signifikansnivå, men ikke på 1 prosent nivå.

#### 4.3.2. **Hypotese 2**

Hypotese 2 skal teste for ekstrapolasjon på bedriftsnivå. Her forsøker jeg å finne ut om analytikere påvirkes av tidligere resultatutvikling når de utarbeider estimerer for forskjellige selskaper. Hvis estimatene er forventningsrette, skal det ikke være mulig å forutsi skjevheter på bakgrunn av tidligere utvikling i resultat per aksje.

---

<sup>12</sup> Testen kalles Fisher's exact test

#### 4.3.2.1. Regresjon for å undersøke ekstrapolasjon på bedriftsnivå

Først vil jeg teste om jeg kan finne en signifikant sammenheng mellom estimeringsfeil og tidligere resultatutvikling for selskapet gjennom en enkel regresjon. Metoden er hentet fra Aabø (2006). For å foreta analysen, vil jeg bruke enkel lineær OLS-regresjon<sup>13</sup>, med analyse av p-verdier for å avgjøre om koeffisienten er signifikant.

Enkel lineær regresjonsanalyse søker å finne en sammenheng mellom to variable; den avhengige variabelen,  $Y$ , og en uavhengig variabel,  $x$ . Sammenhengen kan uttrykkes med følgende formel:

$$Y = \alpha + \beta x + \varepsilon$$

Her er  $\alpha$  et konstantledd, og den verdien  $Y$  ville hatt hvis  $x$  er lik null.  $\beta$  er stigningstallet for linjen, og kan oversettes til hvor mye  $Y$  endrer seg hvis  $x$  endres.  $\varepsilon$  er residualen, og er et uttrykk for tilfeldig variasjon som eksisterer, i tillegg til variasjon som skyldes  $x$ -variabelen.

I lineær regresjonsanalyse forutsetter man at sammenhengen mellom variablene er lineær, og minste kvadraters metode benyttes for å finne  $\beta$ -verdien. Resultatet av regresjonsanalysen er en regresjonslinje, hvor den avhengige variabelen,  $\hat{Y}$ , er en funksjon av den uavhengige variabelen, og  $\hat{\alpha}$  og  $\hat{\beta}$  er regresjonskoeffisientene, som er estimater for henholdsvis  $\alpha$ - og  $\beta$ -verdien (Møen 2007).

$$\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x$$

I min regresjonsanalyse er den avhengige variabelen  $Y$  gitt ved estimeringsfeilen ( $FE_t$ ), og tidligere resultatutvikling ( $\Delta A_t$ ) er forklaringsvariabelen. De to variablene defineres slik:

$$FE_t = F_t - A_t$$

$$\Delta A_t = A_{t-1} - A_{t-2}$$

Regresjonsuttrykket blir:

$$FE_t = \alpha + \beta(\Delta A_t) + \varepsilon_t$$

En positiv verdi for  $\alpha$  tilsier at estimeringsfeilene generelt er optimistiske, men hovedfokuset i denne regresjonen er å avgjøre om tidligere resultatutvikling har innvirkning. Det er altså  $\beta$ -verdien som er av størst interesse. Dersom estimatene er effisiente, skal det ikke være noen

---

<sup>13</sup> Ordinary Least Squares-regresjon

sammenheng mellom estimeringsfeil, og tidligere resultatendring. Da må  $\beta = 0$ . Hvis forklaringsvariabelen  $\Delta A_t$  har betydning for  $FE_t$ , vil  $\beta$  ha en verdi forskjellig fra null.

Når man gjennomfører en regresjonsanalyse får man, i tillegg til regresjonslinjen, oppgitt en t-verdi for hver regresjonskoeffisient, med tilhørende p-verdi. Denne t-verdien er resultatet fra en test hvor nullhypotesen er  $\beta = 0$ , altså  $x$  har ingen betydning, mot alternativhypotesen  $\beta \neq 0$ . For at man skal kunne konkludere med at den uavhengige variabelen  $x$  ( $\Delta A_t$ ), påvirker  $Y$  ( $FE_t$ ), må p-verdien være tilstrekkelig lav, for eksempel under 0,05 ved 5 prosent signifikansnivå (Ubøe & Jørgensen 2004).

Koeffisienten  $\beta$  angir endringen i  $Y$  ( $FE_t$ ), for én enhet endring i  $x$ -verdien ( $\Delta A_t$ ). En negativ  $\beta$  betyr altså at estimeringsfeilen synker hvis resultatendringen øker med én enhet. Det vil si at  $FE_t$  er mindre for selskap med positiv resultatutvikling. Siden  $FE_t$  ikke er en absolutt størrelse, vil lavere estimeringsfeil også bety mindre optimistiske feil. En negativ  $\beta$  indikerer derfor mindre optimisme for selskaper med positiv resultatutvikling. En positiv  $\beta$  vil ha motsatt betydning.

Når man foretar en regresjonsanalyse får man også oppgitt en verdi for forklaringsgraden  $R^2$ , som sier noe om hvor mye av variasjonen i  $Y$  ( $FE_t$ ) som kan forklares av variasjonen i  $x$  ( $\Delta A_t$ ). En  $R^2$  lik 1, tilsier at forklaringsvariablene forklarer all variasjon i  $Y$ , og det er en god modell.  $R^2$  lik null tyder på at det ikke finnes en lineær sammenheng mellom  $x$  og  $Y$ .

En forutsetning for regresjon er at feilleddene er uavhengige og normalfordelte med forventning lik null, og en ukjent varians som er lik for alle  $x$ -verdier. For å teste dette, analyseres residualplott for de estimerte residualene,  $e = Y - \hat{Y}$  (Løvås 2004).

#### 4.3.2.2. Grafisk fremstilling for nærmere analyse

For å undersøke forskjellen mellom selskapene nærmere, vil jeg følge Abarbanell & Bernards (1992) metode, og dele estimatene inn i kvintiler etter hvor stor endringen i resultat er estimert til å bli (størrelsen på differansen  $F_t - A_{t-1}$ ). Deretter vil jeg fremstille medianverdiene for kvintilene i en figur som viser sammenhengen mellom estimer og resultatutviklingen før og etter estimatene utgis. Hvis ekstrapolering er tilfellet, bør bedriftene med best resultatutvikling ha de mest ekstreme positive estimatene, og tapsbedriftene de mest ekstreme estimatene i negativ retning.

#### 4.3.2.3. Ytterligere utvalgsbegrensning

I denne analysen blir utvalget ytterligere begrenset, fordi historiske data for resultatutvikling for enkelte bedrifter ikke er tilgjengelig. Siden jeg her bruker variabler som ikke er brukt tidligere, estimeringsfeil,  $FE_t$ , og tidligere resultatutvikling,  $\Delta A_t$ , valgte jeg å normalisere dataene ytterligere, ved først å kjøre regresjonen en gang, og fjerne estimatene Minitab oppgir som ”uvanlige observasjoner”. Dette er observasjoner som skiller seg fra de andre på to måter, enten ved at verdien på den uavhengige variabelen ( $\Delta A_t$ ) er unormalt stor eller liten, eller ved at residualen er stor, noe som vil si at det er stor forskjell mellom predikert verdi og observert verdi. Jeg fjerner disse observasjonene for å hindre at disse ekstreme observasjonene skal få stor innvirkning på resultatene. Totalt fjernet jeg 45 estimater. Antall kvartalsestimater for denne analysen er derfor 1 706.

### 4.4. Analyse og resultater

Jeg bruker Minitab for å foreta de statistiske testene.

#### 4.4.1. Hypotese 1

Tabell 2 viser en oversikt over estimeringsfeilene i hver av undergruppene.

TABELL 2: OVERSIKT UNDERGRUPPER

	Oppgang 1	Nedgang 1	Oppgang 2	Nedgang 2	Oppgang 3	Nedgang 3
Antall estimat	125	47	212	313	991	112
Mean $PFE_t$	7,04 %	56,02 %	55,39 %	54,41 %	46,37 %	93,13 %
Median $PFE_t$	-3,38 %	18,82 %	-3,46 %	32,81 %	4,88 %	54,07 %
St.dev $PFE_t$	0,72	0,97	1,62	1,10	1,42	1,34

Tar vi først for oss gjennomsnittet, ser vi at gjennomsnittlig estimeringsfeil er positiv, og relativt stor i alle periodene, noe som tyder på en gjennomgående optimisme i analytikerestimatene. Medianen er imidlertid mindre enn gjennomsnittet i alle periodene. For de to første oppgangsperiodene er medianen til og med negativ. Dette skyldes sannsynligvis den skjeve distribusjonen av estimeringsfeil, og antyder at de mest ekstreme feilene er positive. Disse ekstreme feilene påvirker gjennomsnittet i mye større grad enn medianen.

Medianen for nedgangsperiodene er gjennomgående høyere enn medianen for oppgangsperioder. Forskjellen er imidlertid ikke like stor hvis man ser på gjennomsnittet, noe som tyder på at det er en større andel positive estimeringsfeil i nedgangstider.

Estimeringsfeilene i nedgangstidene øker over analyseperioden, fra Nedgang 1, med en median på 18,82 % til Nedgang 3 med en median på hele 54,07 %. Denne tendensen ser ikke ut til å være til stede i oppgangsperiodene.

Standardavvikene er relativt store for alle periodene, noe som tyder på at det generelt er mange estimater som ligger langt fra gjennomsnittet. Det ser ikke ut til å være relevante forskjeller i standardavvikene til de ulike periodene.

TABELL 3: OVERSIKT TOTAL OPPGANG, TOTAL NEDGANG OG TOTAL PERIODE

	Total Oppgang	Total Nedgang	Total Periode
Antall estimat	1 328	472	1 800
Gjennomsnitt PFE	44,1 %	63,8 %	49,3 %
Median PFE	2,0 %	33,3 %	7,7 %
St.dev PFE	1,41	1,16	1,35

Ser vi på utvalgene for oppgangs- og nedgangsperiodene som helhet, ser vi også her at det er en tendens til at optimismen er større i nedgangsperiodene. Både gjennomsnitt og median er større i positiv retning i nedgangstider. Gjennomsnittlig estimeringsfeil for perioden som helhet er 49,3 %, mens medianen også her er betydelig lavere, på 7,7 %. I hele datasettet er det altså en generell optimistisk tendens, og det ser ut til at de mest ekstreme feilene er de optimistiske.

#### 4.4.1.1. T-test for å undersøke skjevheter per periode

Tabell 4 viser resultatene fra t-tester for hvert enkelt utvalg som undersøker om estimeringsfeilene er signifikant forskjellig fra null.

TABELL 4: RESULTAT T-TEST PER PERIODE

	P-verdier		Signifikans-nivå
	T-test	Wilcoxon	
Oppgang 1	0,277	0,334	-
Nedgang 1	0,000	0,000	***
Oppgang 2	0,000	0,039	**
Nedgang 2	0,000	0,000	***
Oppgang 3	0,000	0,000	***
Nedgang 3	0,000	0,000	***
Total Oppgang	0,000	0,000	***
Total Nedgang	0,000	0,000	***
Total Periode	0,000	0,000	***

Vi ser at gjennomsnittlig estimeringsfeil er signifikant forskjellig fra null på 1 % signifikansnivå (\*\*\*) i alle utvalg unntatt Oppgang 1 og Oppgang 2. For Oppgang 2 gir t-test en verdi signifikant forskjellig fra null på 1 % nivå, mens resultatet fra Wilcoxon-testen tillater at nullhypotesen forkastes på 5 % nivå (\*\*). Kun for Oppgang 1 kan nullhypotesen beholdes. Det tyder altså på estimatene ikke er forventningsrette i noen av periodene, med unntak av den første oppgangsperioden.

#### 4.4.1.2. Binomisk proporsjonstest for å undersøke retning på estimatfeil

Tabell 5 viser resultatene fra den binomiske proporsjonstesten som tester om andelen positive estimater er signifikant forskjellig fra 50 %.

TABELL 5: RESULTAT BINOMISK TEST FOR ANDEL POSITIVE ESTIMERINGSFEIL PER PERIODE

	Antall estimat	Antall positive	% positive	P-verdi	Signifikansnivå
Oppgang 1	125	56	45 %	0,895	-
Nedgang 1	47	34	72 %	0,002	***
Oppgang 2	212	100	47 %	0,814	-
Nedgang 2	313	218	70 %	0,000	***
Oppgang 3	991	548	55 %	0,000	***
Nedgang 3	112	87	78 %	0,000	***
Total Oppgang	1328	704	53 %	0,015	**
Total Nedgang	472	339	72 %	0,000	***
Total Periode	1800	1043	58 %	0,000	***

Vi ser at for alle de tre nedgangsperiodene er det signifikant flere positive estimeringsfeil enn negative. Som en naturlig følge av dette har også Total Nedgang signifikant flere positive estimeringsfeil.

For oppgangsperiodene er det bare den siste oppgangsperioden som har signifikant flere positive estimeringsfeil. Total Oppgang har imidlertid også signifikant flere positive feil, sannsynligvis fordi den siste oppgangsperioden er den lengste<sup>14</sup>, og derfor har størst innvirkning på Total Oppgang.

<sup>14</sup> Oppgang 3 varer 21 kvartal, mens Oppgang 1 og Oppgang 2 varer henholdsvis 10 og 8 kvartal.

#### 4.4.1.3. Sammenligning av oppgangs- og nedgangsperioder

Tabell 6 viser resultatet fra t-testen hvor  $APFE_{Oppgang}$  og  $APFE_{Nedgang}$  sammenlignes.

TABELL 6: RESULTAT T-TEST FOR SAMMENLIGNING AV ABSOLUTT ESTIMERINGSFEIL I OPPGANG OG NEDGANG

	Antall estimat	Mean $APFE_t$	T-verdi	P-verdi	Signifikansnivå
Total Oppgang	1328	0,76	-1,18	0,238	-
Total Nedgang	472	0,83			

En p-verdi på 0,238 betyr at nullhypotesen ikke kan forkastes på 5 prosent signifikansnivå. Det tyder altså på at hvis man ikke tar hensyn til feilens retning, er det ikke forskjell mellom størrelsen på estimeringsfeil i oppgangs- og nedgangstider.

Tabell 7 viser resultatene fra sammenligning av andelen positive estimatfeil i de to periodene.

TABELL 7: RESULTAT BINOMISK TEST FOR SAMMENLIGNING AV ANDEL POSITIVE ESTIMERINGSFEIL

	P-verdi	Signifikansnivå
Total oppgang vs. Total nedgang	0,000	***

Med en p-verdi på 0,000 kan nullhypotesen forkastes, og man kan anta at det er signifikant flere positive estimeringsfeil i nedgangsperioder enn i oppgangsperioder.

#### 4.4.1.4. Oppsummering hypotese 1

Resultatene fra analysene og testene i forbindelse med hypotese 1 har indikert følgende:

- Estimaten er generelt ikke forventningsrette i noen av periodene, med unntak av Oppgang 1. Medianen er gjennomgående lavere enn gjennomsnittet for alle periodene, noe som tyder på at de mest ekstreme estimeringsfeilene er optimistiske.
- Det er en generell optimistisk tendens i de fleste utvalgene, men optimismen er tilsynelatende mer typisk for nedgangsperiodene, hvor 3 av 3 perioder har flest positive estimeringsfeil, enn oppgangsperiodene, hvor kun 1 av 3 perioder har størst andel positive feil.
- Hvis man ikke tar hensyn til estimeringsfeilenes retning, er det ikke signifikant forskjell mellom størrelsen på estimeringsfeil i oppgangs- og nedgangstider, men det er signifikant *flere* positive estimatfeil i nedgangsperioder enn i oppgangsperioder.

Hypotese 1 antas derfor å være sann; det finnes generelt enkelte regelmessige og forutsigbare feil i estimatene som ser ut til å være avhengige av utviklingen i markedet. Den største forskjellen mellom oppgangs- og nedgangstider ser ut til å være andelen positive estimeringsfeil, som er signifikant større i nedgangstider.

#### 4.4.2. Hypotese 2

##### 4.4.2.1. Regresjon for å undersøke ekstrapolasjon på selskapsnivå

Regresjonslinjen blir

$$FE_t = 0,836 - 0,0471 \Delta A_t$$

En positiv  $\alpha$  på 0,836 gir ytterligere bevis for at estimeringsfeilene generelt er positive. Ifølge regresjonslinjen er det en negativ sammenheng mellom resultatutvikling og estimeringsfeil. Estimaten for  $\beta$  er negativt, med en verdi på -0,047, noe som tilsier at estimeringsfeilen øker med 1 når resultatet i foregående periode synker med 0,0471. Det er altså en svak tendens til at analytikere er mer optimistiske når selskapet tidligere har opplevd nedgang i resultat per aksje.

TABELL 8: RESULTAT REGRESJONSANALYSE

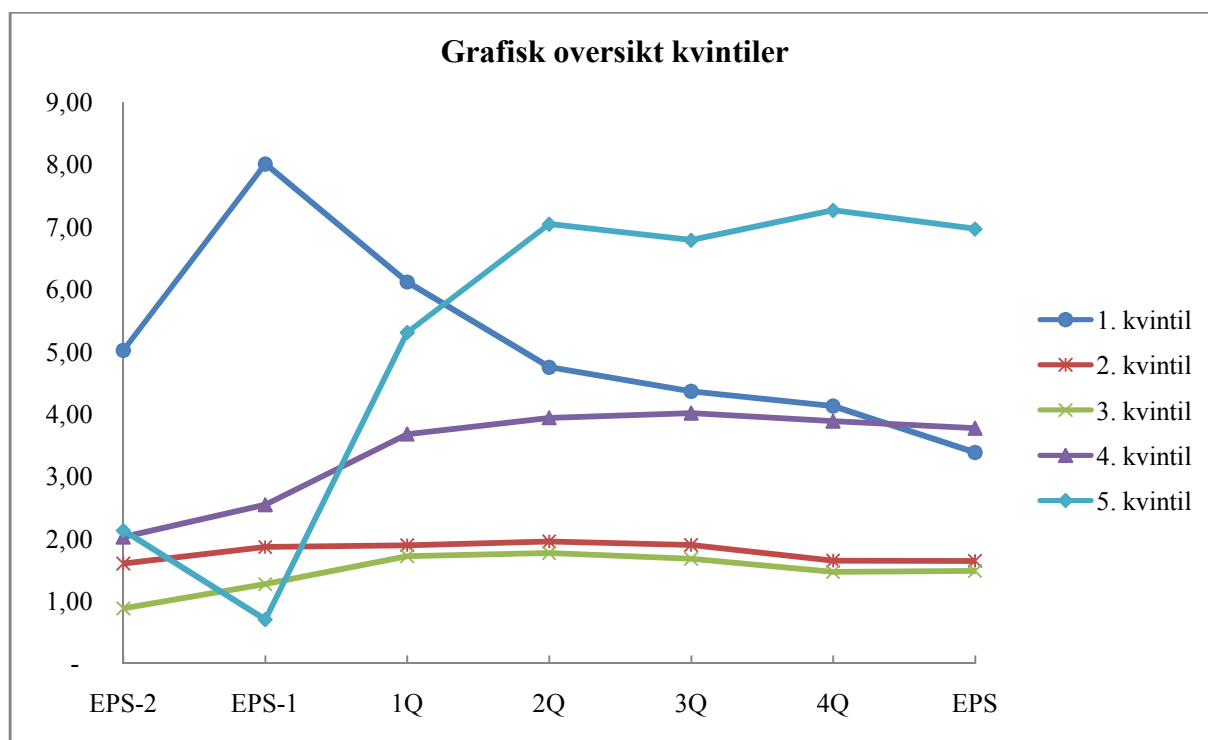
	Koeffisient	T-verdi	P-verdi	R <sup>2</sup>
$\hat{\alpha}$	0,837	5,45	0,000	0,3 %
$\hat{\beta}$	-0,047	-2,43	0,015	

Siden koeffisienten  $\hat{\beta}$ 's tilhørende p-verdien til er 0,015, er tidligere resultatutvikling en signifikant forklaringsvariabel på 5 prosent signifikansnivå. Forklaringsgraden,  $R^2$  er imidlertid svært lav, på 0,3 %. Det tyder på at tidligere resultatutvikling forklarer veldig lite av variasjonen i estimeringsfeilen, og dette regresjonsuttrykket er derfor ikke en god modell for å forklare estimeringsfeil. For analyse av residualene vises det til Vedlegg D.

Regresjonsanalysen tyder altså på selv om tidligere resultatutvikling er en signifikant faktor som påvirker estimeringsfeilene, forklarer det veldig lite av variasjonen. Man kan derfor sannsynligvis *ikke* forutse størrelsen og retningen på estimeringsfeilen basert på tidligere resultatutvikling.



#### 4.4.2.2. Tabelloversikt for nærmere analyse



FIGUR 5: GRAFISK OVERSIKT OVER KVINTILER

Figur 5 viser en grafisk oversikt over medianverdier fra forskjellige kvintiler<sup>15</sup>. Kvintilene er inndelt etter størrelsen på estimert vekst i resultat per aksje,  $F_t - A_{t-1}$ , slik at 1. kvintil er estimerer med størst forventet reduksjon i EPS i forhold til tidligere år, mens 5. kvintil er estimatene med høyest forventet økning. Hvert kvintil består av 341 estimer, med unntak av det siste, som består av 342.

Det er de to mest ekstreme kvintilene, nummer 1 og 5, som ser ut til å ha de største feilestimeringene. Det ser vi av avstanden mellom estimatene de forskjellige kvartalene og den endelige medianverdien for EPS. Feilene ser imidlertid ut til å bli mindre utover året, jo nærmere man kommer årsavslutning.

I 5. kvintil er resultat per aksje er estimert til å øke hele 5,90. I perioden før sank medianverdien for resultat per aksje fra 2,13 til 0,7, mens medianestimatet for neste resultat per aksje er på hele 5,31 i første kvartal. Det ser altså ut som om disse selskapene som har hatt dårlig resultatutvikling i foregående periode forventes å ta seg inn igjen, og estimatene er optimistiske i forhold til tidligere resultat. I forhold til realisert EPS er imidlertid estimatet

<sup>15</sup> Tabell med verdier for de forskjellige kvintilene er lagt til Vedlegg 5.

første kvartal det mest pessimistiske, fordi realisert EPS overstiger forventningene, og ender på hele 6,97.

1. kvintil viser estimater for selskap som er forventet å ha dårligst vekst, resultat per aksje er i første kvartal forventet å synke med 2,68 i forhold til forrige EPS. Av figuren ser vi at denne gruppen selskap har opplevd sterk økning i EPS forrige periode. Medianverdien for EPS økte fra 5,02 til 8,01. Estimater utgitt i første kvartal ligger imidlertid lavt i forhold til dette, fremtidig EPS forventes å bli 6,12. Analytikerne forventer altså ikke at veksten i EPS skal fortsette. Likevel er dette gruppen med de mest optimistiske estimatene, fordi medianen for realisert EPS er så lav som 3,38, noe som er 2,74 under det første estimatet.

Hvis man sammenligner estimatene utgitt i første kvartal, med realisert EPS, ser vi at det altså er selskapene med dårligst tidligere resultatutvikling, kvintil 5, som har de mest pessimistiske estimatene, mens selskapene med best tidligere utvikling har de mest optimistiske. Denne tendensen ser imidlertid *ikke* ut til å være et resultat av ekstrapolering, eller overreaksjon på tidligere resultatutvikling, fordi selv om de mest optimistiske estimatene etterfølger perioder med positiv resultatutvikling, er estimatene en mye lavere enn EPS for foregående periode. De er likevel optimistiske fordi realisert EPS ligger enda lavere enn forventet. Det samme kan man si for de pessimistiske estimatene som følger dårlig resultatutvikling. Selv om de er pessimistiske, er det tilsynelatende fordi realisert resultat blir uventet høyt, estimatene ligger langt over nivået på EPS fra den foregående perioden, og vil derfor i første kvartal virke veldig optimistiske i forhold til tidligere resultat.

#### 4.4.2.3. Oppsummering hypotese 2

Resultatene fra analysene og testene i forbindelse med hypotese 2 har indikert følgende:

- Tidligere resultatutvikling er en signifikant faktor som påvirker, men forklarer veldig lite av estimeringsfeilene. Det er derfor ikke grunnlag for å påstå at estimeringsfeilene i resultatestimatene påvirkes av tidligere resultatutvikling i særlig grad.
- Selskaper med tidligere vekst i resultat per aksje har optimistiske estimater, mens selskaper med tidligere reduksjon i resultat per aksje har de mest pessimistiske estimatene, men denne tendensen skyldes *ikke* ekstrapolasjon.

Hypotese 2 kan derfor forkastes, fordi tendensen til optimisme og pessimisme ikke ser ut til å skyldes tidligere resultatutvikling. Analysen gir dermed ikke grunnlag for å hevde at analytikere blir systematisk påvirket av historisk utvikling i resultat per aksje.

## **4.5. Feilkilder og kritikk av metode**

### **4.5.1. Feil i datagrunnlag**

Resultatene av den empiriske analysen er kritisk avhengig av kvaliteten på datagrunnlaget som er benyttet. Data for estimater og resultat per aksje er i denne oppgaven hentet fra forskjellige kilder. Jeg valgte å hente data for realisert resultat per aksje fra Datastream og årsrapporter, fordi disse dataene er lettere tilgjengelig.

På bakgrunn av konsistenskontroller i forhold til overensstemmelse mellom realiserte resultater fra Datastream og årsrapporter, i tillegg til forskjellige utvalgsbegrensninger for å fjerne ekstreme observasjoner, føler jeg likevel at datagrunnlaget gir tilstrekkelig godt grunnlag for analyse. Feil kan imidlertid ikke utelukkes. I tilsvarende empiriske artikler, korrigeres det ofte for endringer i selskapsstruktur, som oppkjøp, fusjoner og fisjoner, og aksjemessige justeringsfaktorer, som for eksempel aksjesplitt, slik at dataserier fra ulike kilder samsvarer med hverandre og er konsistente. Et slikt arbeid blir for omfattende for denne utredningen, noe som selvfølgelig kan gi opphav til feil. Det kan også ha forekommet feilpunching og andre feil fra min side, hos databaseselskapene, verdipapirforetakene og i regnskapsdata fra selskapene som analyseres.

En annen kilde til feil er det begrensede datagrunnlaget. Tilsvarende analyser på større datamateriale som inkluderer flere selskaper ville gitt resultatene større troverdighet. Jeg har valgt å teste data for selskap på hovedindeksen, fordi det sannsynligvis er flest analytikere som følger disse selskapene, og derfor flest estimater tilgjengelig.

Et annet mulig opphav til feil er den tiden det tar fra estimatene utarbeides, til de publiseres. Det går trolig en stund fra estimatene utarbeides av analytikere i meglerhus, til dataene blir overført til FactSet sin database. Datoene for når estimatene er publisert, reflekterer derfor nødvendigvis ikke det tidspunktet analytikerne virkelig ga ut estimatet. Denne forsinkelsen kan bidra til ukorrekte konklusjoner, fordi de siste oppdateringene kanskje mangler i databasen, og estimatene har en tendens til å bli mer korrekte utover året, etter hvert som kvartalstall fra selskapene blir tilgjengelig.

### **4.5.2. Kritikk av metode**

Jeg bruker konsensusestimater i mine analyser, da det er disse estimatene jeg har fått tilgang til. Konsensusestimater defineres som medianen av samtlige estimater utgitt av ulike verdipapirforetak. Antall verdipapirforetak som danner grunnlag for disse varierer fra 1 til 36,

og påliteligheten kan derfor variere. Individuelle estimater kunne avdekket om analytikerne som helhet er effisiente, mens de på individuelt nivå kan være ineffisiente, eller omvendt. Capstaff et al. (1998) argumenterer for bruk av individuelle estimater på grunn av muligheten for målefeil og ikke-representative estimater ved bruk av konsensusestimater, på grunn av avvik mellom gjennomsnitt og median, og forskjeller i utvalgsstørrelse (Aabø 2006).

De statistiske testene jeg bruker i den empiriske analysen baserer seg på enkelte viktige forutsetninger. Hvis disse forutsetningene ikke er tilfredsstillende, kan analysen gi alvorlig feilkonklusjoner. Forutsetninger for t-testene er at datagrunnlaget er normalfordelt, og at observasjonene er uavhengig av hverandre. Det er rimelig å anta at observasjonene i datasettet er uavhengig av hverandre, da ett selskap sannsynligvis er uavhengig av et annet på et gitt tidspunkt. Normalitetskravet er imidlertid ikke strengt oppfylt i de fleste analysene. Som nevnt tidligere hevder Abarbanell & Lehavy (2003) at proporsjonal estimeringsfeil ikke er normalfordelt, og at denne asymmetriske fordelingen derfor er en mulig feilkilde i analyser av analytikerestimater. Jeg antar likevel at denne skjevheten ikke gir for store feilutslag, da Løvås (2004) hevder at kravet reduseres til *tilnærmet* normalfordelt når utvalget består av mer enn 30 observasjoner.

Forholdstallene jeg har valgt å bruke i mine analyser,  $APFE_t$  og  $PFE_t$ , har også sine svakheter, de har en tendens til å gi "urettferdige" utslag, som kan påvirke resultatene og utvalgsbegrensningen. Det er spesielt en tendens til at små verdier gir stor proporsjonal estimeringsfeil, særlig hvis realisert EPS er et lite tall. Med estimat på 1,00 og realisert EPS på 0,01 blir  $PFE_t = 99$ , mens et estimat på 100 og tilhørende realisert EPS på 99,01 gir  $PFE_t = 0,01$ , selv om differansen er den samme. Jeg har likevel valgt å bruke disse forholdstallene, da tilsvarende forholdstall er mye brukt i annen empirisk forskning, som for eksempel Aabø (2006), Jansen & Wold (2004) og Brown et al. (1987).

## 5. Diskusjon av resultater

### 5.1. Hypotese 1

Ut i fra tidligere forskning rundt analytikerestimerer forventet jeg å finne en generell tendens til optimisme. I likhet med Jansen & Wold (2004) finner jeg en slik generell optimistisk tilbøyelighet. I samsvar med mine resultater, fant også de en tendens til at de mest ekstreme feilene er positive, ved at gjennomsnittet er gjennomgående lavere enn medianen. Jansen & Wold ser imidlertid på perioden 1999-2003 som helhet, og har ikke delt inn i undergrupper etter utviklingen til OBX-indeksen. Aabø (2006) fant en generell *pessimistisk* tendens i sin analyse. Forskjellene i resultatene kan skyldes forskjeller i datagrunnlaget som er benyttet. Både Jansen & Wolds (2004) og min utredning bruker et datautvalg som er langt mindre enn Aabø (2006). I tillegg har Aabø justert for flere faktorer ved sammenstilling av data fra forskjellige kilder. De motstridende resultatene viser imidlertid noe av problemene med empirisk forskning innenfor dette fagområdet, forskjeller i datasett, kriterier for utvalgsbegrensning og metoder, gir utslag for konklusjonene som trekkes.

I oppgangstider forventet jeg å finne mindre feil, fordi et økende marked vil være i takt med en eventuell tilbøyelighet til optimisme forårsaket av både økonomiske insentiver og kognitive faktorer. Slik ser det imidlertid ikke ut til å være. T-testen som sammenligner absolutt proporsjonal estimeringsfeil i oppgangs- og nedgangperiodene antyder at det ikke er signifikante forskjeller i størrelsen på estimeringsfeilene i de to periodene. Forskjellen mellom oppgangs- og nedgangstider ser hovedsakelig ut til å ligge i *andelen* positive estimerer, som er signifikant større i nedgangstidene.

En annen mulig forklaring på hvorfor det er flere positive estimeringsfeil i nedgangstidene, kan tenkes å være et resultat av ekstrapolering av trend fra *foregående* oppgangsperioder. En nedgang komme som en stor overraskelse, og resultatet blir positive feil, fordi estimatene er langt høyere enn de virkelige resultatene. Ut i fra reaksjonene i nyhetsbildet skulle man kunne påstå at nedgangstider som regel kommer som en stor overraskelse for de fleste. Det samme kan man ikke si om oppgangstider, som tilsynelatende virker som normaltilstanden.

Ankereffekten og konservatisme kan tenkes å føre til en underreaksjon på informasjon som strider mot tidligere oppfatning, slik at man ikke tar den negative utviklingen inn over seg den første tiden. Easterwood & Nutt (1999) finner en generell tendens til at aksjeanalytikere

underreagerer på negativ, og overreagerer på positiv informasjon, noe som kan stemme overens med mine resultater fra hypotese 1. I tillegg finnes det teori som støtter opp om generell optimisme også i nedgangstider, for eksempel vil de økonomiske insentivene trekke mot optimisme uavhengig av utviklingen i markedet.

Annen empirisk forskning har funnet at tendensen til optimisme har vært avtagende de siste 10-15 årene (Brown 2001). Slik ser det imidlertid ikke ut til å være i mine data. For nedgangsperiodene er estimeringsfeilene *mer optimistiske* i de nyligste periodene. Dette kan kanskje ha en sammenheng med hvor stor oppgangen i markedet var i perioden det snudde. I Oppgang 1 økte OBX med 89 %, i Oppgang 2 var økningen 127 % og i Oppgang 3 var økningen hele 348 %. Med sterk oppgang i perioden før, kan det tenkes at overraskelsen blir større når utviklingen først snur, fordi man har større tiltro til trender som ekstrapoleres på bakgrunn av konsistent utvikling. Estimeringsfeilene blir derfor store og positive når nedgangen kommer. Det kunne vært interessant å undersøke om det finnes en slik sammenheng. For oppgangstidene ser det ikke ut til å finnes en trend på samme måte.

## **5.2. Hypotese 2**

Resultatene fra analysen av hypotese 2 er i sterk kontrast med teorien om at analytikere ikke forventer mean reversion, og derfor forventer at nivået på resultat per aksje opprettholdes, eller ekstrapolerer tidligere trend i EPS feilaktig inn i fremtiden. Den hypotesen kan altså forkastes. Resultatene tyder heller på at analytikere legger lite vekt på tidligere års resultatutvikling. Den lave forklaringsgraden i regresjonsmodellen underbygger dette. Tidligere resultatutvikling forklarer veldig lite av variasjonen i estimeringsfeilene, og man kan ikke bruke denne utviklingen for å forutsi størrelsen på estimeringsfeil. De Bondt & Thaler (1990) fikk noe tilsvarende resultatene. De fant også gjennom en regresjon at trenden i resultatutviklingen var en signifikant faktor, men at den forklarte veldig lite av variasjonen i estimeringsfeilene.

I denne grafiske analysen får jeg ikke helt de samme resultatene som Abarbanell & Bernard (1992). Konklusjonen om at optimismen tilsynelatende ikke skyldes ekstrapolering eller overreaksjon er imidlertid den samme.

Den største forskjellen i resultatene forårsakes av kvintilen for selskaper med dårligst resultatutvikling. I Abarbanell & Bernards figur beveger linjen for den 5. kvintilen seg nærmere de andre kvintilene etter hvert som vi beveger oss fra estimatet i første kvartal til realisert EPS. Estimatet i første kvartal er det mest optimistiske, og ligger \$0,46 høyere enn

realisert EPS. I min figur er realisert EPS faktisk høyere enn estimatet i første kvartal, selv om estimatet ser veldig optimistisk ut, med utgangspunkt i tidligere utvikling. Medianen for realisert resultat per aksje i 5. kvartil er 6,97, noe som er langt over medianverdien for de andre kvartilene, langt over foregående års resultat, og 1,66 høyere enn det første estimatet.

Ut i fra Figur 5, ser det ut til at man forventer både veldig dårlig og veldig god utvikling i resultat per aksje til å være et forbigående fenomen, og analytikerne estimerer at utviklingen vil reverseres i neste periode. I Abarbanell & Bernard (1992) blir derimot analytikerne skuffet av resultatene til de selskapene som nettopp har hatt en dårlig i EPS, fordi realisert EPS ligger nærmere den lave verdien fra forrige år, enn de optimistiske estimatene. De dårlige resultatene ser altså ut til å være mer vedvarende enn analytikerne forventer i deres datagrunnlag.

Slik er det ikke i mitt datasett. Her er det slik at selskapene som tidligere ser ut til å ha prestert dårligst, har *best* prestasjoner i neste periode. Hvor det er slik, er vanskelig å si. Det kan være tilfeldig, eller være forårsaket av feil i mitt datamateriale. En mulig forklaring er at disse selskapene fokuserer mye på å implementere tiltak for å snu utviklingen, og flere av dem lykkes og presterer derfor bra. På grunn av tidsbegrensning har jeg ikke mulighet til å undersøke årsaken til denne tendensen nærmere, men det kunne vært interessant for fremtidige studier.

Lisa Sedor (2002) fant, som tidligere nevnt, gjennom eksperimenter at finansanalytikere utgir estimater som er mer optimistiske hvis de får presentert informasjon om fremtidige planer i form av scenarioer, i forhold til kun en liste med den samme informasjonen. Denne optimismen var sterkere for bedrifter som tidligere hadde opplevd tap. Sedor definerer imidlertid optimisme som et estimat som er *positiv i forhold til det forrige resultatet*, noe som tilsvarer  $F_t - A_{t-1}$ , som kvartilene i Figur 5 er inndelt etter. Hennes funn kan derfor stemme overens med mine resultater, ettersom estimatene for 5. kvartil er de mest optimistiske i forhold til tidligere resultat.

Hun hevder scenarioene skaper generell optimisme fordi ledelsen har sterke insentiver til å utarbeide fordelaktige langsiktige fremtidsutsikter for sine selskap, og å presentere planer for å øke fremtidig inntjening. Scenarioene for selskapenes fremtidsutvikling som presenteres for analytikere gjennom årsrapporter og annen kommunikasjon kan derfor antas å være generelt positive, og det at det presenteres gjennom scenarioer fører til økt tiltro på disse planene, og den forventede veksten i resultat per aksje blir høy.

Som Sedor (2002) nevner, kan årsaken til asymmetrien mellom selskaper med gode og dårlige tidligere resultater være at analytikere fokuserer mer på ledelsens tiltaksplaner for selskaper som tidligere har opplevd tap. Dette kommer av at det er få som forventer at tapene skal vedvare over lengre tid. Tidligere dårlige resultat anses derfor som mindre informative for fremtiden, enn tidligere gode resultat. Slik kan analytikerne ende opp med å legge mer vekt på andre kilder til informasjon hvis selskapene tidligere har opplevd tap, blant annet ledelsens fremtidsplaner. Selv om resultatutvikling ikke ser ut til å påvirke estimatene direkte gjennom ekstrapolering, kan det altså likevel tenkes at utviklingen påvirker indirekte ved å påvirke hvilken informasjon som vektlegges ved utarbeidelse av estimater.

### **5.3. Kritikk mot behavioral finance**

Behavioral finance er ikke det eneste fagområdet som tilbyr mulige forklaringer på de observerte skjevhetene i analytikerestimatene. Andre forklaringer er som nevnt tidligere økonomiske insentiver og interessekonflikter. Teorier innenfor behavioral finance er imidlertid mer omdiskutert og kritisert enn andre. Et av hovedargumentene i kritikken mot behavioral finance, er at ved å velge hvilken skjevhet man vil fokusere på, kan man predikere enten overreaksjon eller underreaksjon. Med andre ord kan man finne en forklaring som passer til det observerte fenomenet ex post, men så langt finnes det ikke en helhetlig modell som ex ante kan predikere hvilke tilbøyeligheter som vil dominere (Ritter 2003).

Fama publiserte en artikkel i 1998 hvor han forsvarer effisiensteorien. Han påpeker at flere av anomaliene enten forsvinner over tid, eller etter hvert som statistiske metoder forbedres. Han kritiserer enkelte modeller innenfor behavioral finance (for eksempel Barberis et al 1998), som han mener beskriver de anomaliene modellene er designet for å forklare, men ikke består testen for andre anomalier.

*"My view is that any new model should be judged (as above) on how it explains the big picture. The question should be: Does the new model produce rejectable predictions that capture the menu of anomalies better than market efficiency? For existing behavioral models, my answer to this question (perhaps predictably) is an emphatic no." (Fama 1998, s. 8)*

Fama hevder også at siden at over- og underreaksjon er like vanlig, vil de to effektene nøytralisere hverandre, noe som er til støtte for effisiensteorien. Det finnes imidlertid anomalier som har vist seg å vedvare, og denne diskusjonen er langt fra over. Shiller (2006) hevder også at selv om anomalier forsvinner over tid, betyr ikke det at markedene er fullstendig rasjonelle.



Et viktig poeng er at rasjonalitetsnormene kan brytes på det individuelle planet, men likevel være gyldige på det aggregert plan. Teorien om effisiente marked antar ikke at alle aktørene er rasjonelle, men at markedene er det. Den antar ikke at markedene perfekt kan forutsi fremtiden, men den antar at prognosene er forventningsrette. Resultatene fra empirisk forskning, denne utredningen inkludert, tyder imidlertid på at estimer for resultat per aksje ikke er forventningsrette, selv på aggregert plan. Det kan derfor argumenteres for at det bør være mulig å forbedre de etablerte teoriene i finans ved bruk av deskriptive atferdsteorier.

#### **5.4. Forslag til videre studier**

Problemet med å studere salgssideanalytikere, er at de er utsatt for økonomiske insentiver som er i konflikt med insentivene til presisjon. Analyser på estimer utgitt av salgssideanalytikere vil derfor ikke kunne skille mellom effekten av kognitive tilbøyeligheter og økonomiske insentiver. For nærmere å undersøke de kognitive tilbøyelighetene, ville det være veldig interessant å analysere estimer som er utarbeidet av kjøpsideanalytikere, som ikke er utsatt som de samme interessekonfliktene. Slik forskning er imidlertid vanskelig på grunn av begrenset tilgang på slike estimer.

Mine empiriske studier bygger kun på resultatestimater. Det kunne også vært interessant å undersøke andre typer estimer, som for eksempel estimer for fremtidig vekst, eller makroøkonomiske nøkkeltall, for å se om de samme tendensene er tilstede i disse estimatene.

Abarbanell & Lehavy (2003) hevder at det er en sammenheng mellom ekstreme uventede avskrivninger og ekstreme positive estimeringsfeil. De stiller derfor spørsmål om forskning på analytikerestimer i enkelte tilfeller ikke burde bruke faktiske resultater slik de er rapportert fra selskapene som utgangspunkt for realisert EPS. Det kunne vært interessant å undersøke om en slik sammenheng mellom ekstreme avskrivninger og ekstreme estimer eksisterer, og hvilke implikasjoner det får for konklusjoner om skjevheter i analytikerestimer.

## 6. Konklusjon

Denne utredningen tar for seg sentrale teorier rundt rasjonalitet og kognitive tilbøyeligheter, og ser ut i fra dette nærmere på egenskaper ved analytikerestimer for resultat per aksje for selskaper ved Oslo Børs hovedindeks i perioden 1995 til 2008. Spesielt tar utredningen for seg hvordan analytikers estimer kan tenkes å påvirkes av historisk utvikling både i markedet generelt, og i selskapenes egne resultater.

Basert på konsensusestimater fra FactSet i perioden 1995 til 2008 har jeg vist at estimatene generelt ikke er forventningsrette, og at det er en generell optimistisk tendens i de fleste periodene. Hvis man ikke tar hensyn til estimeringsfeilenes retning, er det ikke signifikant forskjell mellom størrelsen på estimeringsfeil i oppgangs- og nedgangstider, men det er signifikant *flere* positive estimatfeil i nedgangsperiodene enn i oppgangsperiodene.

Det tyder altså på at det finnes enkelte regelmessige og forutsigbare feil i estimatene, som ser ut til å være avhengige av utviklingen i markedet generelt. Den største forskjellen mellom oppgangs- og nedgangstider er andelen positive estimeringsfeil, som er signifikant større i nedgangstider.

Tidligere resultatutvikling i selskapene er en signifikant faktor som påvirker, men forklarer veldig lite av estimeringsfeilene. Selskaper med tidligere vekst i resultat per aksje har optimistiske estimater, mens selskaper med tidligere reduksjon i resultat per aksje har de mest pessimistiske estimatene, men denne tendensen skyldes *ikke* ekstrapolasjon av tidligere resultatutvikling. Denne utredningen gir dermed ikke grunnlag for å hevde at analytikere blir systematisk påvirket av historisk utvikling i resultat per aksje.

## 7. Litteraturliste

Aabø, Marius, 2006, *Meglerhusene på Oslo Børs, Analytikers informasjonsmiljø og egenskaper ved analytikers resultatestimater*, SNF Rapport Nr. 10/06.

Abarbanell, Jeffery S., 1991, *Do analysts' earnings forecasts incorporate information in prior stock price changes?*, Journal of Accounting and Economics, Vol. 14, Issue 2 (June), s. 147-165.

Abarbanell, Jeffery S., & Victor L. Bernard, 1992, *Tests of analysts' overreaction/underreaction to earnings information as an explanation for anomalous stock price behavior*, Journal of Finance, Vol. 47, No. 3, s. 1181-1207.

Abarbanell, Jeffery S. & Reuven Lehavy, 2003, *Biased Forecasts or Biased Earnings? The Role of Reported Earnings in Explaining Apparent Bias and Over/Underreaction in Analysts' Earnings Forecasts*, Journal of Accounting and Economics, Vol. 36 (Dec.), s. 105-146.

Ackert, Lucy F., & George Athanassakos, 1997, *Prior uncertainty, analyst bias, and subsequent abnormal returns*, Journal of Financial Research, Vol. 20, No. 2, s. 263-273.

Affleck-Graves, John, Larry R. Davis, & Richard R. Mendenhall, 1990, *Forecasts of earnings per share: Possible sources of analyst superiority and bias*. Contemporary Accounting Research Vol. 6, s. 501-517.

Ahlers, David & Josef Lakonishok, 1983, *A Study of Economists' Consensus Forecasts*, Management Science, Vol. 29, No. 10 (Oct.), s. 1113-1125.

Amir, Eli & Yoav Ganzach, 1998, *Overreaction and underreaction in analysts' forecasts*, Journal of Economic Behavior & Organization, Vol. 37, s. 333-347.

Bange, Mary M., & Thomas W. Miller, 2004, *Return momentum and global portfolio allocations*, Journal of Empirical Finance, Vol, 11, s. 429-459.

Barberis, Nicholas, Andrei Shleifer, & Robert Vishny, 1998, *A model of investor sentiment*, Journal of Financial Economics, Vol. 49, s. 307-343.

Barefield, Russell M., & Eugene E. Comiskey, 1975, *The accuracy of analysts' forecasts of earnings per share*, Journal of Business Research Vol. 3, Issue 3, s. 241-252.

Bernoulli, David, 1738, *Exposition of a New Theory on the Measurement of Risk*, Comentariorum Academiae Scientiarum Imperialis Petropolitanae, oversatt og trykket på nytt i 1954, *Econometrica*, Vol. 22, s.23-36.

Brown, Lawrence D., 1996, *Analyst Forecasting Errors and Their Implications for Security Analysis: An Alternative Perspective*, *Financial Analysts Journal*, Vol. 52, No. 1 (Jan. - Feb.), s. 40-47.

Brown, Lawrence D., 2001, *A Temporal Analysis of Earnings Surprises: Profits versus Losses*, *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, No. 2 (Sep.), s. 221-241.

Brown, Lawrence D., & Michael S. Rozeff, 1978, *The superiority of analyst forecasts as measures of expectations: Evidence from earnings*, *Journal of Finance*, Vol. 33, s. 1-16.

Brown, Lawrence D., Paul A. Griffin, Robert L. Hagerman, & Mark E. Zmijewski, 1987 *Security analyst superiority relative to univariate time-series models in forecasting quarterly earnings*, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 9, s. 61–87.

Butler, Kirt C., & Larry H. P. Lang, 1991, *The forecast accuracy of individual analysts: Evidence of systematic optimism and pessimism*, *Journal of Accounting Research*, Vol. 29, No. 1, s. 150-156.

Bårdsen, Gunnar, 2005, *Carl Barks: ein klassisk økonom*, *Samfunnsøkonomen*, Økonomisk Forum, Årg. 59, Nr. 1, s. 31-36.

Caplex, *definisjon av "rasjonell"*, <http://www.caplex.no/Web/ArticleView.aspx?id=9329240> (nedlastet 4. april 2009).

Capstaff, John, Krishna Paudyal & William Rees, 1998, *Analysts' Forecasts of German Firms' Earnings: a Comparative Analysis*, *Journal of International Financial Management & Accounting*, Vol. 9, Issue 2, s. 83 – 116.

Ciccone, Stephen, 2003, *Does Analyst Optimism About Future Earnings Distort Stock Prices?*, *Journal of Behavioral Finance*, Vol. 4, Issue 2, s. 59-64.

De Bondt, Werner F., & Richard H. Thaler, 1990, *Stock market volatility: Do security analysts overreact?*, *American Economic Review*, Vol. 80, No. 2, s. 52-57.

Dechow, Patricia M., Amy P. Hutton, & Richard G. Sloan, 2000, *The relation between analysts' forecasts of long-term earnings growth and stock price performance following equity offerings*, Contemporary Accounting Research, Vol. 17, s. 1-32.

Dugar, Amitabh & Siva Nathan, 1995, *The effect of investment banking relationships on financial analysts' earnings forecasts and investment recommendations*, Contemporary Accounting Research Vol. 12, s. 131-160.

Easterwood, John C., & Stacey R. Nutt, 1999, *Inefficiency in analysts' earnings forecasts: Systematic misreaction or systematic optimism?*, Journal of Finance, Vol. 54, s. 1777-1797.

Edwards, Ward, 1968, *Conservatism in human information processing* (i Kleinmütz, Benjamin (Ed.), Formal Representation of Human Judgment, Wiley, New York, s. 17-52).

Elliott, John A., Donna R. Philbrick & Christine I. Wiedman, 1995, *Evidence from archival data on the relation between security analysts forecast errors and prior forecast revisions*, Contemporary Accounting Research, Vol. 11, s. 919-939.

Fama, Eugene F., 1965, *Random walks in stock market prices*, Financial Analysts Journal, Vol. 21, s. 55-59.

Fama, Eugene F., 1970, *Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work*, Journal of Finance, Vol. 25, No. 2, s. 383-417.

Fama, Eugene F., 1998, *Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance*, Journal of Financial Economics, Vol. 49, Issue 3, s. 283-306.

Froot, Kenneth A., & Jeffrey A. Frankel, 1989, *Forward Discount Bias: Is it an Exchange Risk Premium?*, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 104, No. 1 (Feb), s. 139-161.

Grether, David M., 1980, *Bayes Rule as a Descriptive Model: The Representativeness Heuristic*, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 95, No. 3 (Nov.), s. 537-557.

Helstrup, Tore & Geir Kaufmann, 2000, *Kognitiv Psykologi*, Bergen, Fagbokforlaget.

Ingram, John Kells, 1888, *A history of political economy*, Edinburgh, Adam & Charles Black.

Investopedia, *Head And Shoulders Pattern*, <http://www.investopedia.com/terms/h/head-shoulders.asp>, (nedlastet 4. mai, 2009).

Jansen, Siw L., & Kjersti Wold, 2004, *Analyse av analytikere: er aksjeanalytikere sannferdige?*, Utredning ved høyere avdelings studium, Norges Handelshøyskole, Bergen.

Kahneman, Daniel, & Amos Tversky, 1971, *Belief in the law of small numbers* (i Kahneman, D et al. (Ed) 1982, Judgment under uncertainty: Heuristics and biases, kap. 2).

Kahneman, Daniel, & Amos Tversky, 1972, *Subjective Probability: A judgment of representativeness* (i Kahneman, D et al. (Ed.), 1982, Judgment under uncertainty: Heuristics and biases, kap. 3).

Kahneman, Daniel, & Amos Tversky, 1973a, *On the psychology of prediction* (i Kahneman, D et al. (Ed.), 1982, Judgment under uncertainty: Heuristics and biases, kap. 4).

Kahneman, Daniel, & Amos Tversky, 1973b, *Availability: a heuristic for judging frequency and probability* (i Kahneman, D et al. (Ed.), 1982, Judgment under uncertainty: Heuristics and biases, kap. 11).

Kahneman, Daniel, & Amos Tversky, 1974, *Judgment under uncertainty: heuristics and biases* (i Kahneman, D et al. (Ed.), 1982, Judgment under uncertainty: Heuristics and biases, kap. 1).

Kahneman, Daniel, & Amos Tversky, 1981, *The Simulation Heuristic* (i Kahneman, D et al. (Ed.), 1982, Judgment under uncertainty: Heuristics and biases, kap. 14).

Kahneman, Daniel, Paul Slovic & Amos Tversky, 1982, *Judgment under uncertainty: Heuristics and biases*, New York, Cambridge University Press.

Kaufmann, Astrid & Geir Kaufmann, 2003, *Psykologi i organisasjon og ledelse*, 3. utgave, Fagbokforlaget.

Kinserdal, Finn, 2008, *forelesninger BUS 425 - Bedriftsverdsettelse og strategisk regnskapsanalyse*, våren 2008, Norges Handelshøyskole, Bergen.

Klein, April, 1990, *A direct test of the cognitive bias theory of share price reversals*, Journal of Accounting and Economics, Vol. 13, s. 155-166.

Kross, William, Byung Ro, & Douglas Schroeder, 1990, *Earnings expectations: The analysts' information advantage*, The Accounting Review, Vol. 65, No. 2 (Apr.), s. 461-476.

- Kwag, Seung-Woog, 2002, *Are Markets Rational? Investors' Response to Persistent Bias in Analysts' Earnings Forecasts*, Doktorgradsavhandling, University of Tennessee, Knoxville.
- Lakonishok, Josef, Andrei Shleifer, & Robert Vishny, 1994, *Contrarian investment, extrapolation, and risk*, Journal of Finance, Vol. 49, s. 1541-1578.
- La Porta, Rafael, 1996, *Expectations and the cross-section of stock returns*, Journal of Finance Vol. 51, No. 5 (Dec), s. 1715-1742.
- Lim, Terence, 2001, *Rationality and Analysts' Forecast Bias*, Journal of Finance, Vol. 56, s. 369-385.
- Little, Ian M. D., 1962, *Higgledy Piggledy Growth*, Bulletin of Oxford Institute of Statistics.
- Loe, Fredrik, 2006, *Finansanalytikere og aksjeanbefalinger - avkastning og insentiver*, Utredning i spesialfagsområdet Bedriftsøkonomisk analyse, Norges Handelshøyskole, Bergen.
- Løvås, Gunnar G., 2004, *Statistikk for universiteter og høyskoler*, 2. utgave, Oslo, Universitetsforlaget.
- Matsumoto, Dawn A., 2002, *Management's Incentives to Avoid Negative Earnings Surprises*, The Accounting Review, Vol. 77, No. 3 (Jul.), s. 483-514.
- Mendenhall, Richard R., 1991, *Evidence on the Possible Underweighting of Earnings-Related Information*, Journal of Accounting Research, Vol. 29, No. 1 (Spring), s. 170-179.
- Michaely, Roni, & Kent Womack, 1999, *Conflict of interest and the credibility of underwriter analyst recommendations*, Review of Financial Studies, Vol. 12, s. 653-686.
- Mohn, Klaus, 2007, *Stoltheit og fordom, Økonomane sitt samfunn – og samfunnet sin økonomi*, Tidsskrift for Samfunnsforskning, Nr. 3, s. 432-451.
- Montier, James, 2002, *Behavioral finance: insights into irrational minds and markets*, West Sussex, Wiley.
- Muth, John A., 1961, *Rational Expectations and the Theory of Price Movements*, Econometrica Vol. 29, no. 6, s. 315–335.

Møen, Jarle, 2007, *Anvendt Metode, INT010*, Kompendium, våren 2007, Norges Handelshøyskole, Bergen.

NFF (Norske Finansanalytikers Forening), 2003, *Høringsforslag om retningslinjer for å styrke den uavhengige finansanalyse*,

[http://www.finansanalytiker.no/innhold/bibl\\_horingsssvar/hoeringsnotat\\_av.pdf](http://www.finansanalytiker.no/innhold/bibl_horingsssvar/hoeringsnotat_av.pdf). (nedlastet 4. april 2009)

Nofsinger, John R., 2003, *Social Mood and Financial Economics*, Working Paper; Washington State University.

Nyhus, Ellen K., 2006, *Småinvestorenes psykologi: Hvorfor blir ikke avkastning på aksjer som forventet?*, Magma, Årgang 9, Nr. 3, <http://www.sivil.no/magma/2006/03/0107.html> (nedlastet 3. april 2009)

O'Brien, Patricia C., 1988, *Analysts' forecasts as earnings expectations*, Journal of Accounting and Economics Vol. 10, s. 53-83.

Persky, Joseph, 1995, *Retrospectives: The Ethology of Homo Economicus*, The Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, No. 2 (Spring), s. 221-231.

Plous, Scott, 1993, *The psychology of judgment and decision making*, New York, McGraw-Hill.

Ritter, Jay R., 2003, *Behavioral Finance*, Pacific-Basin Finance Journal, Vol. 11, No. 4, (Sept.) s. 429-437.

Roberts, Harry V., 1959, *Stock-Market "Patterns" and Financial Analysis: Methodological Suggestions*, Journal of Finance, Vol. 14, Issue 1 (Mar.), s. 1-10.

Saunders, Edward M., 1993, *Stock Prices and Wall Street Weather*, The American Economic Review, Vol. 83, No. 5 (Dec), s. 1337-1345.

Sedor, Lisa M., 2002, *An Explanation for Unintentional Optimism in Analysts' Earnings Forecasts*, The Accounting Review, Vol. 77, No. 4 (Oct.), s. 731-753.

Shiller, Robert J., 2003, *From Efficient Markets Theory to Behavioral Finance*, Journal of Economic Perspectives, Vol. 17 Issue 1, s. 83-104.



Shleifer, Andrei, 2000, *Inefficient Markets: an Introduction to Behavioral Finance*, Oxford, Oxford University Press.

Ubøe, Jan og Kjell Jørgensen, 2004, *Statistikk for økonomifag*, 2. utgave, Oslo, Gyldendal Norsk Forlag AS.

Von Neumann, John & Oskar Morgenstern, 1953 (utgitt første gang i 1944), *Theory of games and economic behavior*, 3. utgave, Princeton, Princeton University Press.

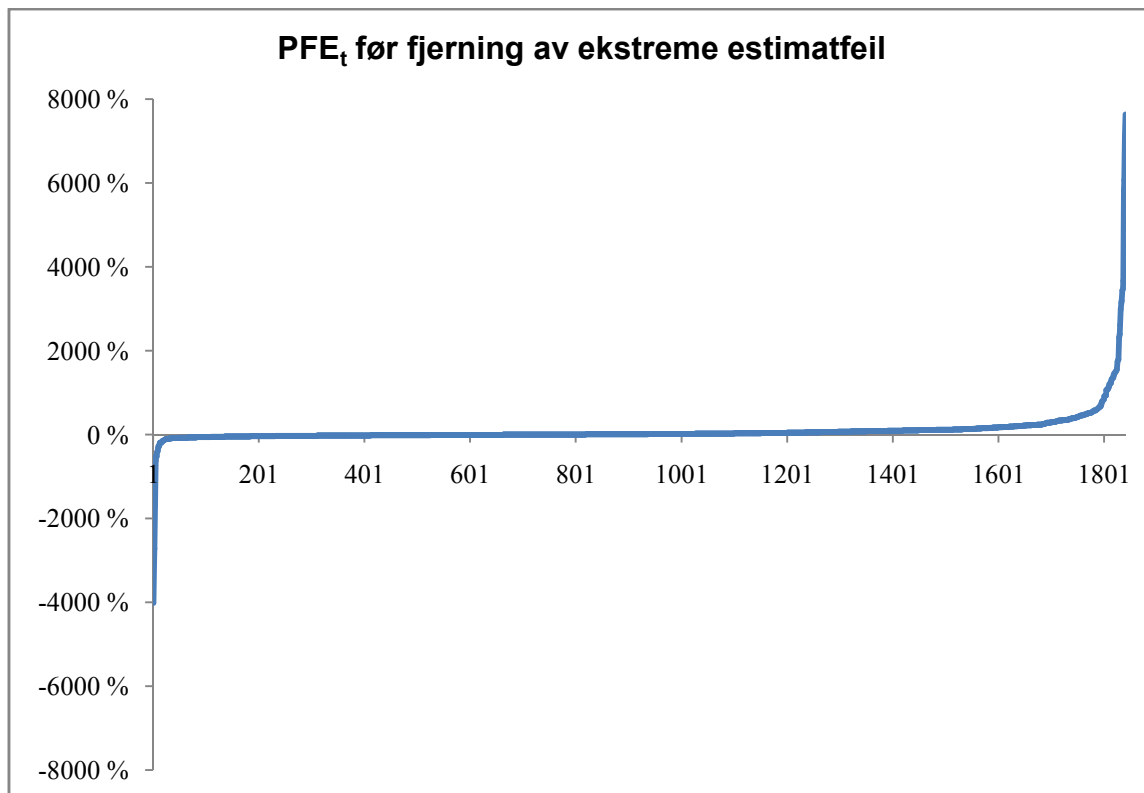
Wagenaar, Willem A., 1970, *Appreciation of conditional probabilities in binary sequences*, *Acta Psychologica*, Vol. 33, s. 348-356.

Webster's Dictionary of 1828, *definisjon "rationality"*,  
<http://1828.mshaffer.com/d/search/word,rationality> (nedlastet 29. mai 2009).

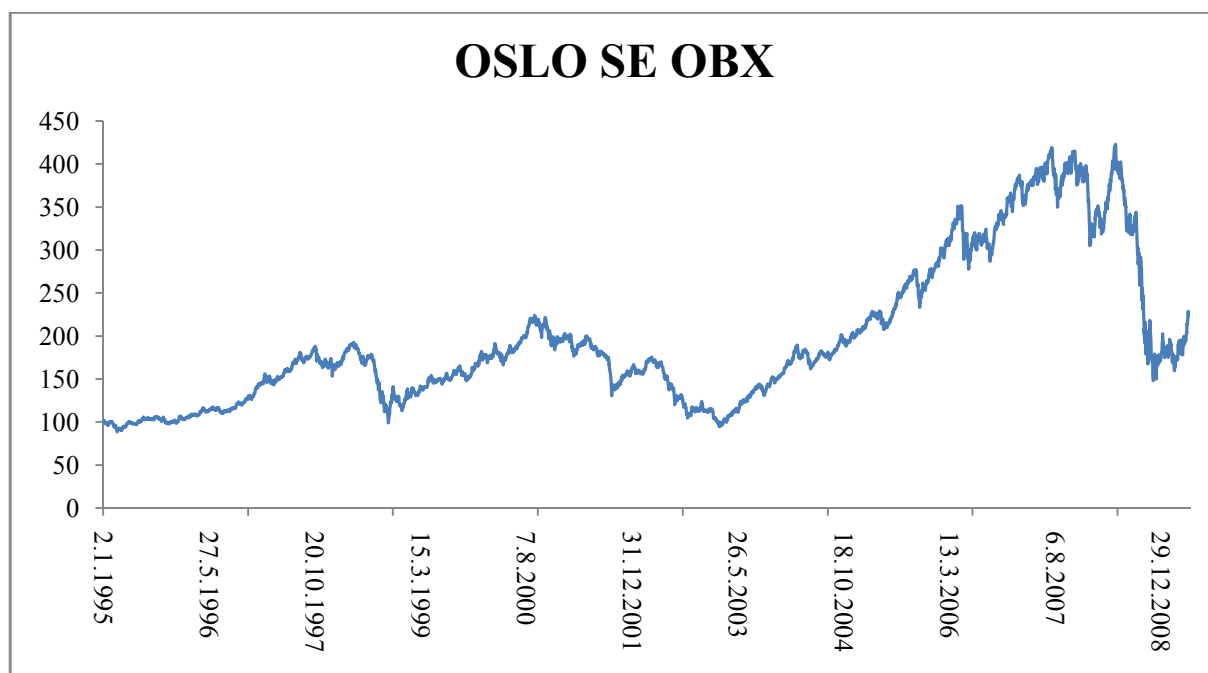
## Vedlegg A: Oversikt over estimater per selskap

Selskap	Ant. estimat	Selskap	Ant. estimat
ABG Sundal Collier Holding ASA	66	Norske Skogindustrier ASA (Class A)	161
Acergy SA (Ordinary)	140	Norwegian Air Shuttle Asa	63
Acta Holding ASA	78	Norwegian Property AS	34
Aker Asa	56	Odfjell ASA (Class B)	148
Aker Solutions ASA	62	Opera Software ASA	61
Aktiv Kapital ASA	100	Orkla ASA (Class A)	161
Atea ASA	147	Petroleum Geo Services (NO Listing)	158
Austevoll Seafood ASA	35	Pronova Biopharma ASA	18
Blom ASA	81	Prosafe SE (NO Listing)	137
Camillo Eitzen & Co	57	Questerre Energy Corp. (NO Listing)	45
Cermaq Asa	43	Renewable Energy Corporation AS	36
Data Respons ASA	88	Royal Caribbean Cruises (NO Listing)	137
DnB NOR ASA	161	SalMar ASA	24
DNO International ASA	120	SAS (NO Listing)	145
EDB Business Partner ASA	121	Schibsted ASA (NO Listing)	149
Eitzen Chemical Asa	29	Seadrill Ltd. (NO Listing)	44
Ekornes ASA	139	Sevan Marine ASA (NO Listing)	51
Fred Olsen Energy	137	StatoilHydro ASA (NO Listing)	96
Frontline	131	StepStone ASA (NO Listing)	92
Golden Ocean Group (NO Listing)	50	Stolt Nielsen (Ordinary)	148
Hafslund ASA (Class A)	160	Storebrand ASA	161
Hafslund ASA (Class B)	160	Subsea 7 Inc. (NO Listing)	75
IMAREX ASA	44	TANDBERG ASA (NO Listing)	148
Kongsberg Automotive Holding ASA	46	Telenor ASA (Ordinary)	108
Kongsberg Gruppen ASA	139	Tgs Nopec Geophysical (NO Listing)	136
Leroy Seafood Group	84	Tomra Systems ASA (NO Listing)	149
Mamut ASA	58	VI(Z)RT (NO Listing)	62
Marine Harvest ASA	128	Wilh Wilhelmsen (Class A)	148
Medi Cult	136	Yara International ASA (NO Listing)	62
Norsk Hydro	161	<b>Totalt antall estimat</b>	<b>5914</b>

## Vedlegg B: Distribusjon estimeringsfeil før fjerning av ekstremverdier

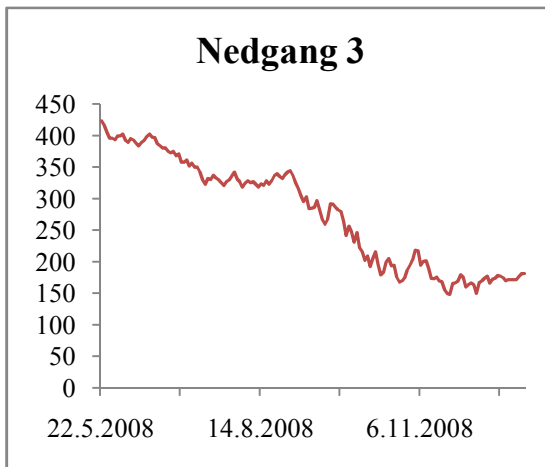
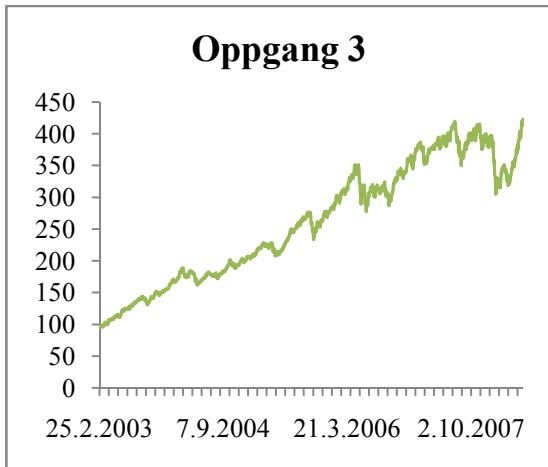
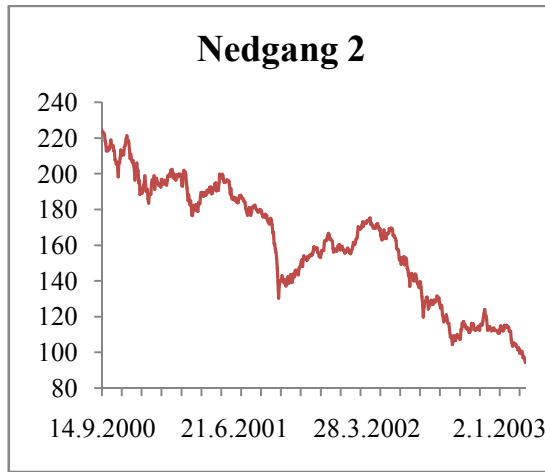
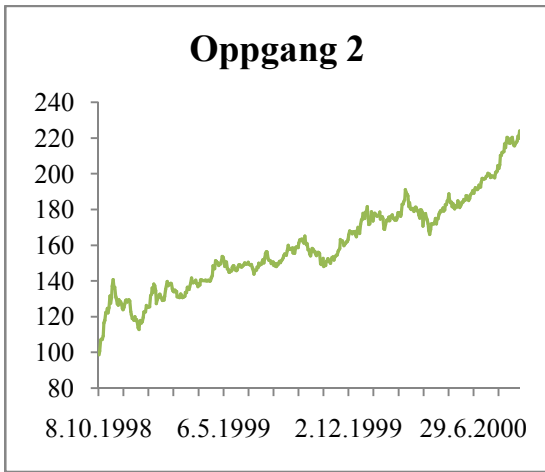
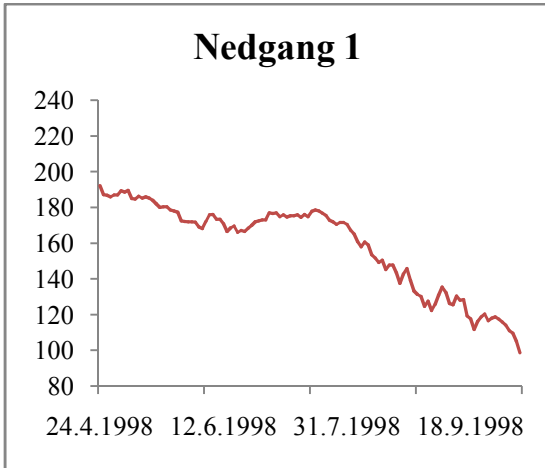
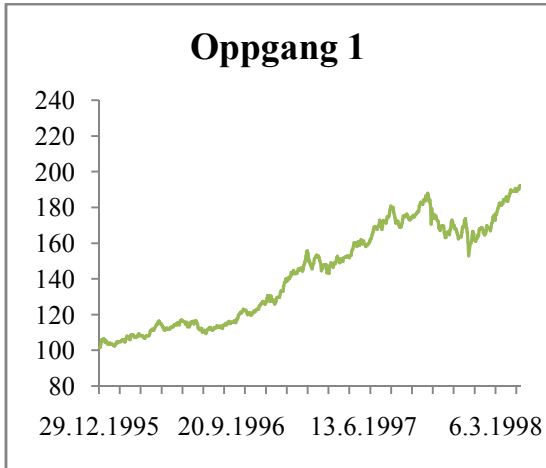


## Vedlegg C: Detaljer for inndeling i underutvalg

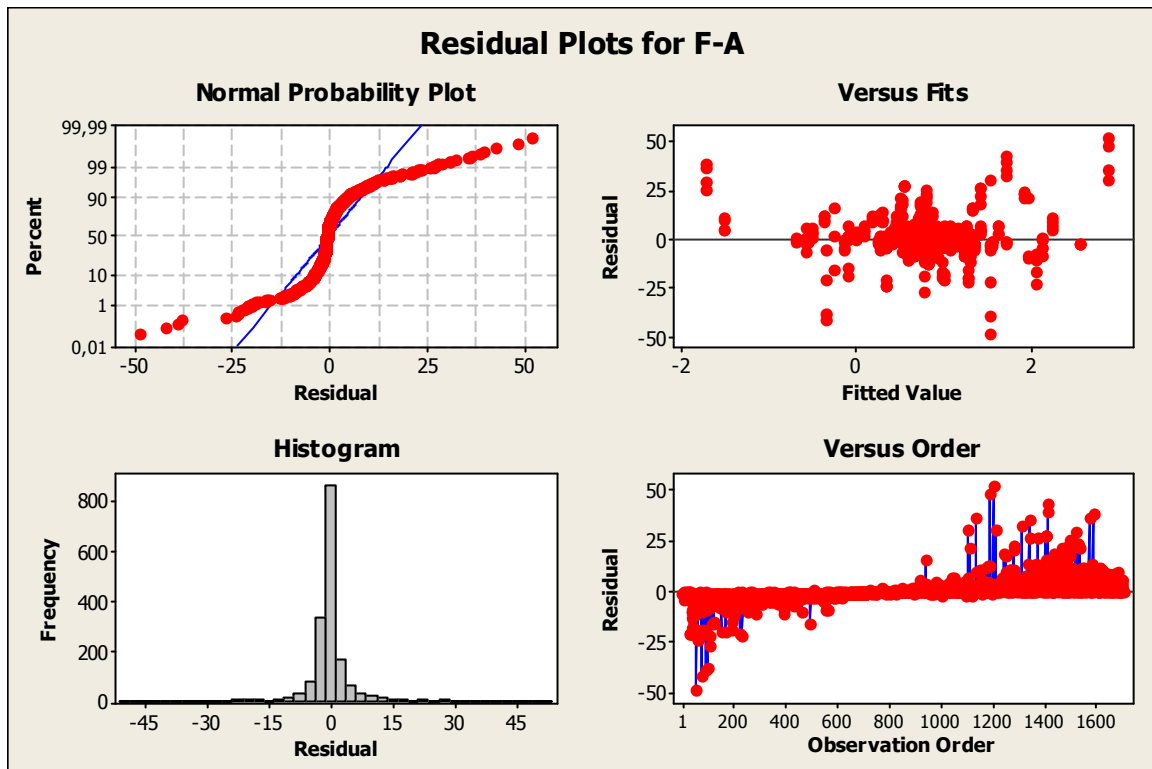


Kilde: Datastream (OSLO SE OBX – PRICE INDEX, OSLOOBX)

	Start	Stopp	Mnd	Startverdi	Sluttverdi	Endring %
Oppgang 1	29.12.1995	24.04.1998	28	101,8	192,2	89 %
Nedgang 1	24.04.1998	08.10.1998	5	192,2	98,6	-49 %
Oppgang 2	08.10.1998	14.09.2000	23	98,6	224,0	127 %
Nedgang 2	14.09.2000	25.02.2003	30	224,0	94,3	-58 %
Oppgang 3	25.02.2003	22.05.2008	63	94,3	422,8	348 %
Nedgang 3	22.05.2008	31.12.2008	7	422,8	180,7	-57 %



## Vedlegg D: Analyse av residualer fra regresjon



*Utskrift residualplott fra Minitab*

Figuren øverst til høyre viser residualene plottet som en funksjon av x-verdiene. For at kravet om konstant varians skal være oppfylt, bør plottene være spredt jevnt rundt midtlinjen uten et spesielt mønster. I mange tilfeller vil variansen til feilleddene øke med økende verdier av  $x$  eller  $\hat{Y}$ . Dette kalles heteroskedastisitet. Da er ikke lenger minste kvadraters metode den beste estimatoren, og inferens er ikke gyldig, men estimatene er fortsatt forventningsrette (Møen 2007). Kravet om konstant varians ser her ut til å være noenlunde oppfylt, plottene viser ikke et åpenbart mønster. Dersom feilleddene er normalfordelte bør histogrammet nederst til venstre ha klokkefasong, og normalitetsplottet øverst til venstre bør være tilnærmet en rett linje. Også dette kravet ser ut til å være oppfylt. Kravet om normalfordeling er imidlertid minst alvorlig, det er tilstrekkelig at residualene er tilnærmet normalfordelte, uten for mange ekstreme observasjoner (Løvås 2004).

## Vedlegg E: Tabelloversikt kvintiler

Kvintil	F-A(t-1)	EPS-2	EPS-1	1Q	2Q	3Q	4Q	EPS
1. kvintil	-2,68	5,02	8,01	6,12	4,75	4,36	4,12	3,38
2. kvintil	-0,11	1,60	1,87	1,89	1,96	1,90	1,64	1,64
3. kvintil	0,39	0,88	1,27	1,72	1,77	1,68	1,47	1,48
4. kvintil	1,47	2,03	2,55	3,68	3,94	4,01	3,89	3,77
5. kvintil	5,90	2,13	0,70	5,31	7,04	6,79	7,27	6,97

Verdiene oppgitt i tabellen er alle medianverdier for de forskjellige kvintilene.