

# **Bedrifiers investeringer i humankapital**

*Finansmarkedets vurdering av rapporterte lønnskostnader*

**Synnøve Sollid Gjestad**

**Veileder: Postdok. Astrid Oline Ervik**

Selvstendig arbeid innen hovedprofilen økonomisk styring (BUS) ved  
Institutt for foretaksøkonomi

**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.

# FORORD

Denne utredningen er skrevet som avsluttende del i masterstudiet økonomisk styring ved Norges Handelshøyskole.

Mitt valg av økonomisk styring som hovedprofil gjenspeiler min interesse for flere ulike fagfelt, og er en naturlig fortsettelse på bachelorgraden med fordypning i bedriftsøkonomi. Gjennom kurs og forelesninger ved NHH, erfaringer fra arbeidslivet og publiserte forskningsartikler har jeg utviklet en interesse for kombinasjonen personal og økonomi. Framveksten av "den nye økonomien", hvor kunnskap står sentralt, har gjort meg nysgjerrig på temaet investering i humankapital, og hvorvidt dette kan bidra til å minimere informasjonsgapet mellom markedsverdien og bokverdien av et selskap.

Prosessen fra start til slutt har vært spennende, utfordrende og ikke minst berikende. Jeg har høstet erfaringer, utviklet bedre kjennskap til fagfeltene jeg har studert og lært mer om meg selv som person. Ved inngangen til høstsemesteret hadde jeg minimalt med kjennskap til fagfeltet økonometri og analyseprogrammet STATA, og å få jobbe med dette har vært lærerikt. Underveis i prosessen har jeg erfart at planlegging og kommunikasjon er viktige verktøy for å komme i mål, og dette er noe jeg kommer til å ta med meg videre ut i arbeidslivet.

Jeg vil spesielt rette en stor takk til min veileder, Astrid Oline Ervik, som har innledet gode diskusjoner, vært behjelpelig med formulering av problemstillingen, gitt konstruktive tilbakemeldinger underveis i prosessen og vist engasjement for temaet og oppgaven.

Biblioteket ved NHH og Oslo Børs fortjener også en takk.

Til slutt vil jeg takke familie og venner for motivasjon og glede gjennom hele studieløpet.

Bergen, høsten 2012

# SAMMENDRAG

Bedrifters utvikling og vekst er ikke utelukkende et resultat av investeringer i fysiske eiendeler, men også immaterielle eiendeler som humankapital. Den økende forskjellen mellom markedsverdi og bokverdi underbygger denne påstanden og indikerer at markedspriser dannes med utgangspunkt i et større informasjonsgrunnlag enn hva regnskapet kan tilby.

Formålet med denne masterutredningen er å analysere rapporterte lønnskostnaders innvirkning på markedsverdien til selskapene i utvalget og forsøke å si noe om hvorvidt eiendelen "humankapital" eksisterer. Med bakgrunn i dette er følgende problemstilling formulert:

*Vurderer markedet deler av de rapporterte lønnskostnadene som en investering i humankapital og hva er størrelsen på en eventuell eiendel?*

Utredningen har en kvantitativ tilnærming og analysene bygger på et datasett for perioden 2004-2011, som er utformet i denne forbindelse. Datasettet er et ubalansert panel og omfatter 50 selskaper, hvor samtlige rapporterer i NOK og er primærnoterte på Oslo Børs. Dataene består av regnskapsinformasjon som årlige lønnskostnader, antall ansatte, salgsinntekter, driftsresultat, årsresultat, egenkapital, gjeld og eiendeler samt data på markedsverdi, antall aksjer og sluttkurs per 31.12.

Humankapitalteori, tidligere forskning på nærliggende problemstillinger og empiri omkring residual inntekt og verdsettelse gjennomgås for å belyse problemstillingen og danne et teoretisk rammeverk. Diskusjoner og konklusjoner bygger på regresjonsanalyser og andre statistiske analyser utført i STATA, samt beregninger basert på formler hentet fra tidligere studier.

Estimater fra analysene viser at rapporterte lønnskostnader har positiv og signifikant innvirkning på markedsverdi. Studien estimerer at det gjennomsnittlige selskapet bruker rundt 14-16 % av lønnskostnadene på investeringer i humankapital, noe som er i overensstemmelse med funn fra tidligere studier. Videre beregninger viser at det eksisterer en humankapitaleiendel og at denne forklarer i overkant en femtedel av forskjellen mellom markedsverdi og bokverdi. Den gjennomsnittlige humankapitaleiendelen utgjør rundt 18 % av utvalgets markedsverdi, avhengig av avskrivningssats.

# INNHold

1	INNLEDNING .....	7
1.1	Interesseområde og problemstilling.....	7
1.2	Datasettet .....	9
1.3	Disposisjon .....	9
2	LITTERATUR .....	10
2.1	Humankapital – fra begrep til fagfelt .....	10
2.2	Avkastning på bedrifters investeringer i humankapital .....	13
2.2.1	Studier med store utvalg.....	13
2.2.2	Casestudier .....	15
2.3	Humankapitalens levetid .....	17
2.4	Humankapitalinvesteringers bidrag til selskapsverdi .....	19
2.5	Ohlsons verdsettelsesmodell (1995).....	21
2.5.1	RIV-modellen.....	21
2.5.2	LIM-modellen .....	23
2.5.3	Estimering i praksis .....	24
3	DATA OG DESKRIPTIV STATISTIKK.....	27
3.1	Datainnsamling .....	27
3.1.1	Utvalg .....	27
3.1.2	Periode.....	27
3.1.3	Innsamlingsprosessen.....	28
3.1.4	Datasettet sammenliknet med referanseartikkel.....	29
3.1.5	Svakheter ved datasettet .....	30
3.2	Beskrivende statistikk.....	32
3.2.1	Sektorene .....	32
3.2.2	Prisutvikling .....	33
3.2.3	Beskrivelse av utvalget.....	34
4	METODE .....	40
4.1	Utgangspunkt.....	40
4.2	Modellspesifikasjon.....	40
4.3	Modellestimering.....	42
4.3.1	Inflasjonsjustering .....	44

4.3.2	Humankapitalberegninger .....	44
4.3.3	Svakheter ved estimeringsmodellen .....	44
4.4	Robusthetstester .....	46
5	ANALYSE .....	49
5.1	Korrelasjonsanalyse .....	49
5.2	Variansanalyse .....	51
5.3	Regresjonsanalyse .....	53
5.3.1	Ballester <i>et al.</i> (2002)-modellen .....	53
5.3.2	Ballester <i>et al.</i> (2002)-modellen skalert med antall aksjer .....	59
5.3.3	Valg av skaleringsmål .....	62
5.3.4	Estimatenes robusthet .....	64
5.4	"Accounting Identity"-modellen .....	71
5.4.1	Robusthetstester .....	73
6	RESULTATER .....	76
6.1	Estimering av humankapitaleiendelen .....	76
6.2	Sammenlikning med Ballester <i>et al.</i> (2002) .....	81
7	AVSLUTNING .....	84
7.1	Oppsummering og konklusjon .....	84
7.2	Implikasjoner og forslag til framtidig forskning .....	85
	REFERANSER .....	87
	APPENDIKS .....	92
	Appendiks B .....	92
	Appendiks C .....	95
	Appendiks E .....	99
	Appendiks F .....	110

## Figuroversikt

Figur 2.1	Investering i generell humankapital	s. 12
Figur 3.1	Prosentvis fordeling av totalt antall observasjoner	s. 32
Figur 3.2	Utvikling gjennomsnittspris per selskap, 2004-2011	s. 33
Figur 5.1	Lvr2plot for den opprinnelige modellen estimert med OLS	s. 64
Figur 5.2	Lvr2plot for den opprinnelige modellen skalert med antall aksjer	s. 65
Figur 5.3	Et q-q-plot av residualene i den opprinnelige spesifikasjonen	s. 67

Figur 5.4	Eksempel på heteroskedastisitet	s. 68
Figur 5.5	Rvfplot for den opprinnelige modellen skalert med antall aksjer	s. 69
Figur 5.6	Rvfplot for den opprinnelige spesifikasjonen	s. 70
Figur 6.1	Gjennomsnittlig årlig utvikling for $HC_t/MV_t$	s. 79

## Tabelloversikt

Tabell 2.1	Tidligere estimerte og anvendte avskrivningssatser	s. 19
Tabell 3.1	Deskriptiv statistikk hele utvalget	s. 34
Tabell 3.2	Lønnsrelaterte opplysninger, på sektorbasis	s. 36
Tabell 3.3	Selskapsstørrelse	s. 37
Tabell 3.4	Markedsverdi EK dividert med bokverdi EK	s. 38
Tabell 5.1	Korrelasjonsmatrise for alle variabler i opprinnelig mod.	s. 49
Tabell 5.2	Korrelasjonsmatrise modell skalert med antall aksjer	s. 51
Tabell 5.3	Ballester et al.(2002)-modellen estimert med OLS	s. 53
Tabell 5.4	Ballester et al.(2002)-modellen estimert med FE	s. 54
Tabell 5.5	Ballester et al.(2002)-modellen skalert med antall aksjer	s. 59
Tabell 5.6	Robusthetstester	s. 64
Tabell 5.7	Modell skalert med aksjer, ekskl. ekstreme observasjoner	s. 66
Tabell 5.8	Opprinnelig modell uten $w_{t-1}$ , estimert med gj.snittsvariabler	s. 71
Tabell 5.9	LZ-modellen (2005) estimert med OLS og FE	s. 72
Tabell 5.10	LZ-modellen (2005), ekskludert betydningsfulle enheter	s. 73
Tabell 6.1	Resultater fra modellestimeringene som brukes for å finne $HC_t$	s. 76
Tabell 6.2	Humankapitaleiendelen i prosent av markedsverdi	s. 78
Tabell 6.3	Resultater fra Ballester et al. (2002) sin studie	s. 81

# 1 INNLEDNING

---

## 1.1 Interesseområde og problemstilling

Humankapital har økende betydning i "den nye økonomien", hvor framveksten av kunnskapsbedrifter er sterk. Flere bedrifter anerkjenner arbeidsstyrken som selskapets viktigste ressurs og en nødvendig drivkraft for fremtidig vekst. Forskning viser at humankapital forklarte hele 73 % av den norske nasjonalformuen i 2008, sammenliknet med olje og gass som ble estimert til å utgjøre en relativt beskjeden andel på 12 % (SSB, 2009).

I løpet av de siste 60-70 årene kan det påstås at humankapital har utviklet seg fra å være et begrep til å bli et fagfelt. Forskningens fokus har blant annet vært rettet mot hvordan *individer* investerer i humankapital. I dag vet vi mye om avkastningen fra investeringer i utdanning - for ulike kjønn, grader, yrker, innad i et gitt land, og om forskjeller på tvers av land. I klassisk investeringsteori spiller avkastningskravet en viktig rolle for å unngå over- eller underinvesteringer. Det finnes derimot lite empiri knyttet til avkastningen på *bedrifters* investeringer i humankapital; for eksempel avkastningen av opplæring på arbeidsplassen (eng: on-the-job-training). I hovedsak skyldes dette begrenset tilgang på informasjon om bedriftenes kostnader og data om arbeidernes produktivitet, eller generelt det faktum at denne typen investeringer er vanskelige å kvantifisere.

Bedrifters utvikling og vekst er ikke utelukkende et resultat av investeringer i fysiske eiendeler, men også immaterielle eiendeler som humankapital. Den økende forskjellen mellom markedsverdi og bokverdi underbygger denne påstanden og indikerer at markedspriser dannes med utgangspunkt i et større informasjonsgrunnlag enn hva regnskapet kan tilby. I 1984 bestod 80 % av markedsverdien til aksjeindeksen S&P500 av *tradisjonelle* eiendeler. I 2004, til sammenlikning, forklarer tradisjonelle eiendeler kun 25 % av aksjeindeksens markedsverdi (Ballow et al., 2004). Slike observasjoner har bidratt til at fagfelt som regnskap og revisjon, diskuterer hvorvidt dagens regnskapsstandarder er dekkende.

Utredningen ønsker å svare på følgende problemstilling:

*Vurderer markedet deler av de rapporterte lønnskostnadene som en investering i humankapital og hva er størrelsen på en eventuell eiendel?*

Dagens regnskapsstandarder tillater ikke at bedrifter anerkjenner investeringer i humankapital, som en *eiendel* som bør aktiveres i selskapets balanse. Dette kommer av at det er stor usikkerhet knyttet til *størrelsen* på denne typen eiendeler, blant annet på grunn av at de ansatte (som bedriftene har investert i) kan forlate arbeidsplassen til fordel for et annet selskap, dersom de ønsker.

Problemstillingen er inspirert av flere tidligere studier (Lajili & Zéghal, 2005, 2006; Ballester *et al.*, 2002; Sneve, 1999; Dominguez, 2011) som påpeker behovet for et bedre rammeverk, hvor det er lettere å skille ut humankapitalens *bidrag* til selskapsverdi. De tre førstnevnte studiene studerer amerikanske selskaper, mens sistnevnte ser nærmere på spanske bedrifter. Det er derfor interessant å studere et utvalg norskregistrerte selskaper for å se om slike eiendeler eksisterer blant disse og om deres størrelse samsvarer med funn fra tidligere studier. Flere kjente arbeidsmarkedsøkonomer har påpekt hvor viktig humankapital er for økonomisk vekst og utvikling (for eksempel Schultz, 1961). Studier som forsøker å tallfeste størrelsen på denne typen eiendeler bidrar til å gi lovgivere bedre forståelse for viktigheten av bedrifters investeringer i humankapital, og kan muligens gi insentiver til videre debatt omkring kvaliteten på dagens regnskapsstandarder.

Gjennom en kvantitativ tilnærming vil denne utredningen studere et utvalg selskaper notert på Oslo Børs og opplysninger hentet fra årsrapportene deres. Formålet med oppgaven er å kartlegge innvirkningen av bedrifters investeringer i humankapital og forsøke å si noe om hvorvidt denne typen investeringer gir utslag på markedsverdien til selskapene i utvalget.

Regresjonsanalyser utført på flere ulike modellspesifikasjoner og med forskjellige estimatorer viser at utvalgets rapporterte lønnskostnader har positiv og signifikant innvirkning på markedsverdien. Studien antar at en andel ( $\beta$ ) av lønnskostnadene sees på som en investering i humankapital. Andelen  $\beta$  er synonymt med en økning i selskapets beholdning av humankapital, og denne delen bør derfor aktiveres som en *eiendel* i selskapets balanse. Med utgangspunkt i utvalgets rapporterte lønnskostnader, tilhørende lønnsvekst og de estimerte koeffisientene fra regresjonsanalysene finner studien at det gjennomsnittlige selskapet i utvalget har humankapitaleiendeler som utgjør hele 14-18 % av markedsverdien. Denne eiendelen forklarer rundt en femtedel av forskjellen mellom markedsverdi og bokverdi.

Gjennom hele oppgaven vil benevnelsen "investering i humankapital" bety at bedriften har hatt utgifter knyttet til de ansatte, hvor en andel av disse (kan) sees på som en investering.



Ulike motiver for å påta seg slike utgifter kan være et ønske om økt produktivitet, økt inntjening, reduserte kostnader, bedre kapasitetsutnyttelse, innovasjon med videre.

Oppgaven begrenser seg til å fokusere på opplysninger relatert til *ytelser til de ansatte*, som omfattes av lønn, bonus, aksjebasert kompensasjon, andre ytelser og andre personalkostnader. Andre opplysninger relatert til arbeidsstyrken utelukkes i selve modellestimeringen.

## **1.2 Datasettet**

Datasettet er et ubalansert panel for perioden 2004-2011 og er samlet inn av undertegnede i forbindelse med masterutredningen. Utvalget består av 50 selskaper fra Oslo Børs, med til sammen 306 firmaår. Opplysningene i datasettet er hovedsaklig hentet fra selskapenes årsrapporter, men enkelte markedsverdier er hentet fra Oslo Børs eller fra Børsprosjektet, som er en database laget av og for NHH. I tillegg til å registrere "ytelser til de ansatte" er det registrert informasjon om egenkapital, gjeld, eiendeler, antall ansatte, aksjekurs og antall aksjer ved årets slutt.

## **1.3 Disposisjon**

I det videre vil kapittel 2 ta for seg relevant litteratur og forskning for å belyse problemstillingen. Kapittel 3 tar for seg datasettet og deskriptiv statistikk, kapittel 4 beskriver modellspesifikasjonen som er brukt for å gi svar på problemstillingen. I kapittel 5 presenteres analysene som er utført i det statistiske dataprogrammet STATA. Estimerte resultater, tolkning og diskusjon følger i kapittel 6. Oppgaven avrundes med en oppsummering og mulige implikasjoner i kapittel 7.

## 2 LITTERATUR

---

I dette kapitlet ønsker jeg å sette begrepet humankapital i et teoretisk perspektiv. For å gi leseren nødvendig bakgrunnsforståelse åpner kapitlet med grunnleggende humankapitalteori. Videre presenteres noen få studier som forsøker og tallfeste bedrifters avkastning ved å investere i humankapital, siden dette er en tilnærming til problemstillingen. I utregningen av selve humankapitaleiendelen gjøres det antakelser om avskrivningssatsen og derfor presenteres forskning omkring humankapitalens levetid. Deretter presenteres to studier med samme problemstilling som denne studien. Til slutt redegjøres det for en kjent verdsettelsesmodell som denne studiens modellspesifikasjon tar utgangspunkt i, og framgangsmåter for praktisk anvendelse av denne.

### 2.1 Humankapital – fra begrep til fagfelt

Det finnes utallige definisjoner på humankapital og de varierer alt etter hvilken faglig retning som tar sats på å forklare begrepet. Humankapital kan defineres som et individs kunnskap, evner og ferdigheter, tilegnet gjennom utdanning og erfaringer og som kan brukes til å produsere verdi av økonomisk betydning (Acemoglu & Autor, u.å.).

Allerede i 1676 ble konseptet "humankapital" tatt i bruk av den engelske økonomen, forskeren og filosofen William Petty, da han sammenliknet kostnader knyttet til våpen, maskiner og andre krigsredskaper med tap av menneskeliv (Rosen, 2008). Pettys formål var å demonstrere verdien av humankapital og den makten England besatt på den tiden (Kiker, 1966). I *The Wealth of Nations* (1776) kan Adam Smith sies å gi konseptet en fastere grunn. Han demonstrerer hvordan investeringer i humankapital- og arbeidsmarkedsferdigheter påvirker personlig inntjening og lønnsstrukturen (Rosen, 2008). Smith ansees som den første til å påpeke en sammenheng mellom en arbeiders evner og høyere lønnsnivå (Kern, 2009). Så tidlig som 1853 beregnet legen og statistikeren William Farr individers inntjeningsevne (Kiker, 1966), som netto forventet inntjening over en persons levetid. Dette er en framgangsmåte som fortsatt brukes i dag.

Ifølge Rosen (2008) utformet aktuarene Lotka og Dublin den første kvantitative framgangsmåten for å verdsette humankapital, i 1930. I likhet med Farr beregnet de nåverdien av en persons forventede inntjening. Formålet med deres studie var å beregne en rasjonell målestokk som kunne tas i bruk i forbindelse med kjøp av livsforsikring.

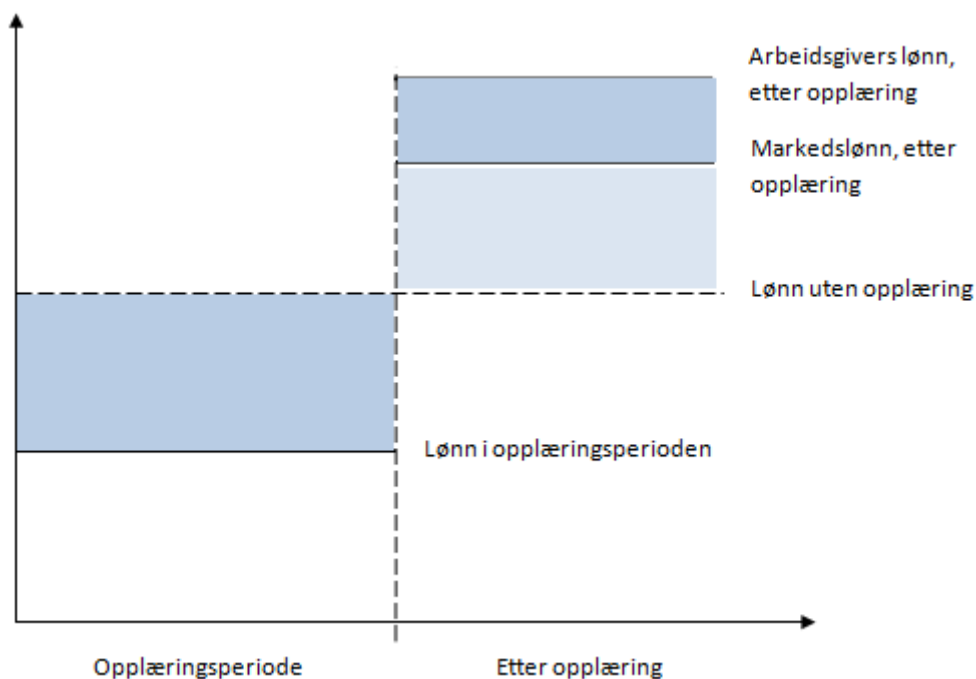
I likhet med Petty tok Ernst Engel (1883) utgangspunkt i kostnadssiden for å estimere den monetære verdien av mennesker. Engel utledet en kostnadsfunksjon for å estimere kostnaden ved alle barn som settes til verden. Kiker (1966) kritiserer denne metoden fordi det ikke nødvendigvis er noen sammenheng mellom produksjonskostnader og økonomisk verdi. Dette gjelder spesielt verdsettelse av mennesker, da de ikke produseres med det formål å skape økonomisk verdi.

Vi ser at konseptet "humankapital" kan spores langt bakover i tid. Likevel dateres utviklingen av begrepet og fagfeltet til etterkrigstiden. Dette skyldes blant annet den kvantitative revolusjonen etter andre verdenskrig (Rosen, 2008). På starten av 1950-tallet var det fortsatt fornektelse mot å se på mennesker som en kapitalvare. Økonomer argumenterte for at humankapital skal inngå i økonomiske analyser, siden det er kostnader forbundet med å tilegne seg evner og ferdigheter, og tilegningen av disse delvis er økonomisk motiverte (Mill, 1909:47; Say, 1821:92-94; referert i Kiker, 1966:486). Et annet argument for å behandle mennesker som kapitalvare er at man, i et rent teoretisk perspektiv, kan ta seg friheten til å se bort fra etiske hensyn (Walrus, 1954; referert i Kiker, 1966).

"Å forklare økonomisk vekst uten å inkludere mennesker er som å forklare Sovjetisk ideologi uten å inkludere Marx" (Schultz, 1961). Fornektelsen mot å se mennesker som en kapitalvare er blant Schultz' (1961) forklaringer på at det ikke finnes eksakt investeringsteori knyttet til humankapital. Den amerikanske økonomen Theodore W. Schultz ga konseptets utvikling medvind tidlig på 60-tallet. I sin artikkel fra 1961 forklarer han delvis økonomisk vekst og framgang med investeringer i humankapital. Schultz (1961) gir eksempler på at viktige investeringer i humankapital kan være alt fra mat og drikke til formell utdanning. Nobelprisvinneren ansees som grunnleggeren av begrepet "humankapital" og som den første til å skrive om sammenhengen mellom utdanning og produktivitet (Becker, 2006; Kern, 2009).

I likhet med Schultz har Gary S. Becker vært en sentral bidragsyter og kan påstås å ha tatt konseptet "humankapital" fra begrep til fagfelt. Becker (1962) fokuserer spesielt på investering i utdanning og at individer tar rasjonelle beslutninger basert på en avveining mellom kostnader og forventet gevinst. Kort oppsummert konkluderer analysen med at individer med høyere utdanning må kompenseres med høyere lønn for å være villig til å påta seg kostnadene forbundet med denne typen investeringer.

Becker (1962) introduserte også skillet mellom *generell* og *firmaspesifikk* humankapital. Generell humankapital er kunnskap, evner og ferdigheter som har lik verdi uavhengig av selskap og bransje. Mens spesifikk humankapital er investeringer som øker arbeiderens produktivitet i en spesifikk bedrift. Med bakgrunn i dette skillet argumenterer Becker (1962) for at arbeidstakeren bør betale for investeringer i generell humankapital, mens selskapet bør betale for firmaspesifikke investeringer. Arbeideren betaler for generell opplæring på jobben ved å akseptere lavere lønn (enn markedslønnen) i opplæringsfasen (periode 1) og høster gevinsten gjennom økt lønn (høyere enn markedslønnen) etter avsluttet opplæring (periode 2).



Figur 2.1 Investering i generell humankapital (Lazaer & Gibbs, 2009: 67)

Figuren ovenfor illustrerer hvordan bedriften får den ansatte til å bli værende, slik at selskapet kan høste gevinsten av arbeiderens økte produktivitet. I et konkurransedyktig arbeidsmarked vil generell opplæring også øke arbeiderens markedsverdi hos andre bedrifter. Ved å tilby lønn større enn markedslønnen i periode 2 sikrer bedriften avkastning på investeringen.

Jacob Mincer regnes av mange som grunnleggeren av moderne arbeidsmarkedsøkonomi (Card, 2006; Columbia News, 2008). I 1974 utledet Mincer en statistisk lønnsfunksjon, hvor han behandlet lønn som en funksjon av humankapital. Mincer-likningen kommuniserer hvor mye gjennomsnittlig inntjening øker med utdanning og den er mye brukt i empirisk forskning, blant annet for å finne avkastningen på utdanning (Hægeland, 2003; Heckman et al., 2005).

Empirisk forskning har i stor grad konsentrert seg om sammenhengen mellom investering i humankapital og lønn, og humankapitalens betydning for økonomisk vekst. Mest relevant for denne utredningen er empiri omkring avkastning på investeringer i humankapital, og særlig investeringer foretatt på arbeidsplassen<sup>1</sup>, også kalt "on-the-job-training". I det videre tar jeg for meg ulike tilnæringer nærliggende problemstillingen og begrenser meg til de forskningsartiklene som i størst grad bidrar til kontekstforståelse.

## 2.2 Avkastning på bedrifters investeringer i humankapital

Rundt 25-45 % av salgsinntektene blir brukt på selskapers humankapital, likevel er det få direktører som vet hvordan selskapet bør prioritere når investeringene foretas (Cantrell et al., 2005). Uten et avkastningskrav å forholde seg til er det vanskelig å vite om en bedrift over- eller underinvesterer, i humankapital. Som nevnt innledningsvis vet vi mye om individers avkastning på utdanning og lite om bedrifters avkastning på investeringer i humankapital. Det er forholdsvis få studier som estimerer faktisk avkastning, og dette kan komme av begrenset tilgang på informasjon eller at effekten av for eksempel økt opplæring er vanskelig å skille ut og/ eller kvantifisere.

Flere har forsøkt å tallfeste arbeidsgiverens verdi av å investere i egne ansatte og resultatene varierer mellom bedrifter, land og valg av metode. Appendiks B.1 viser en grei oversikt over de få studiene som kort trekkes frem i det videre. Felles for studiene er at de estimerer avkastningen av opplæring på arbeidsplassen, også kalt *on-the-job-training*. En viktig karakteristikk ved studiene er at de har tilgang til informasjonen omkring opplæringens varighet, direkte kostnader, lønnskostnader, sysselsetting og separasjonsrater. Dette er informasjon som vanligvis ikke er tilgjengelig for allmennheten. To av studiene (Pine & Tingley, 1993; Phillips, 1994) har også data om faktisk produktivitet. I fortsettelsen trekkes frem to studier på store utvalg, og to casestudier. Det presiseres at dette kun er et utvalg av studiene som finnes på området.

### 2.2.1 Studier med store utvalg

Studien "The Return to Firm Investments in Human Capital" er utført av Almeida og Carneiro (2008) på oppdrag fra Verdensbanken. Forskerne studerer 1500 industribedrifter i Portugal over en fem års periode. Studien forsøker å estimere *internrenten* (IRR) ved å tilby ekstra opplæring, hvor internrenten uttrykker hva en investering maksimalt kan koste for at den skal

---

<sup>1</sup> I denne utredningen brukes opplæring synonymt med den treningen/ utdanningen arbeidstakere mottar i forbindelse med jobben.

være lønnsom (www.snl.no). Metodisk framgangsmåte er å estimere en produktfunksjon for å finne marginalverdien og produktivitetstapet ved ekstra opplæring. En liknende studie, utført av Ballot, Fakhfakh og Taymaz (2001), forsøker også å estimere arbeidsgivers avkastning ved hjelp av en produktfunksjon. Studien skiller seg fra Almeida og Carneiro (2008) ved at den studerer 90 franske og 200 svenske bedrifter over en 7 års periode, og den estimerer avkastningen av den opplæringen som er gitt, framfor økt avkastning ved å gi mer opplæring (benevnt IRR).

Begge studiene bruker *momentmetoden* (GMM) til å estimere produktfunksjonen. Dette er en framgangsmåte som fungerer bra på datasett hvor variablene ikke følger en normalfordeling (Bårdsen & Nymoen, 2011:145). Fordelen med denne estimeringsmetoden er at man kan ta høyde for uobserverte effekter på selskapsnivå og mulig samtidighet. For eksempel kan beslutninger om hvem som skal motta opplæring og hvor mye som skal brukes, være påvirket av hendelser og firmaspesifikke karakteristikk som ikke oppdages på aggregert nivå.

Begge studiene estimerer høy avkastning på bedrifters investeringer i opplæring. Almeida og Carneiro (2008) beregner gjennomsnittlig *marginalavkastning* til 8,6 % for de selskapene i utvalget som tilbyr opplæring. Den estimerte avkastningen er felles for selskapet og de ansatte. Dette kommer av at studien ikke skiller mellom kostnader og fordeler som tilfaller den ansatte og de som tilfaller selskapet. Ballot *et al.* (2001) finner en avkastning for opplæring gitt til dags dato på 288 % for Frankrike, og hele 441 % for Sverige.

Når studiene rapporterer avkastningstall som virker for gode til å være sanne, er det naturlig å se etter svakheter eller andre karakteristikk ved studiene som kan forklare deler av de estimerte resultatene. I empiriske analyser er skillet mellom *korrelasjon* og *kausaltitet* svært viktig. En forklarende variabel  $x$  kan være sterkt korrelert med  $y$  uten at den observerte sammenhengen er kausal. Dersom en tredje faktor  $z$  har innvirkning på sammenhengen, sier vi at den er spuriøs. For eksempel kan opplæring og markedsverdi ha positiv samvariasjon, noe som leder oss til å tro at økt opplæring fører til økt markedsverdi. Dette er kanskje ikke tilfellet dersom en uobservert effekt har innvirkning på den estimerte sammenhengen.

Almeida og Carneiro (2008) estimerer en meget høy marginalavkastning (8,6 %) og deler av resultatet kan trolig nok forklares ved å studere utvalget nærmere. Deskriptiv statistikk viser at antall timer opplæring per år varierer mellom 1,6 - 19 timer per ansatt, i utvalget. Med bakgrunn i prinsippet om avtagende grenseverdi kan trolig deler av resultatet forklares med at det typiske selskapet i studien generelt gir ganske lite opplæring fra før av. To kjente

arbeidsmarkedsøkonomer, Lazear og Gibbs (2009), påpeker at det er mye å hente når en person kan lite fra før av, og at etter hvert som man lærer mer vil avkastningen på én ekstra time med opplæring gradvis avta. Almeida og Carneiro (2008) baserer avskrivningssatsen på en studie utført av Lillard & Tan i 1986. I 2008 kan det påstås at arbeidsmarkedene er mer mobile enn de var i 1986, da Lillard og Tan beregnet avskrivningssatsen til 17 %. Forskning bekrefter at folk skifter jobb oftere enn tidligere (www.forskning.no, 2006) og dermed kan det argumenteres for en høyere avskrivningssats. Dersom 17 % er for lavt vil det føre til at studiens resultater er overestimerte.

Ballot, Fakhfakh og Taymaz (2001) bruker selskapsponset opplæring som mål på humankapital, og studien fanger derfor ikke opp all den humankapitalen som allerede er tilegnet gjennom utdanning og annen formell skoleopplæring. Studien viser til høye estimerte avkastninger på selskapenes humankapitalbeholdninger. Beregnet humankapitalbeholdning er egentlig ikke representativ dersom det typiske selskapet i utvalget har ansatte med høyere utdanning. En for lavt estimert kapitalbeholdning kan ha ført til en overestimering av avkastningene.

Til tross for at studiene opererer med store utvalg, er resultatene likevel ikke generaliserbare. Spesielt ikke på tvers av land. I Frankrike, for eksempel, er alle bedrifter underlagt en lov fra 1971, som sier at en viss prosent av årlige lønnskostnader må brukes på investeringer i humankapital.

### **2.2.2 Casestudier**

Casestudiene som kort gjennomgås (Pine & Tingley, 1993; Phillips, 1994) likner hverandre ved at de studerer én spesifikk bedrift, samler inn informasjon direkte fra selskapene, har tilgang på data om faktisk produktivitet samt at de måler effekten av en innføring ved å sammenlikne "før" med "etter".

Pine og Tingley (1993) studerer et todagers opplæringsprogram hos Garrett Engine, en divisjon i det amerikanske fly-, bil- og ingeniørselskapet AlliedSignal. Programmet ble implementert på grunn av bekymringer omkring reparasjonstiden på verkstedet, og formålet var å bygge teamfølelse. En relatert studie (Phillips, 1994) evaluerer et opplæringsprogram for logistiksjefer i oljeselskapet International Oil. Programmet ble introdusert på grunn av en økning i leveringskostnader, som delvis skyldtes dårlig logistikk og delvis klager og returer fra kunder.

Begge studiene registrerer data om kostnader og mål på effektivitet og produktivitet før og etter innføringen av opplæringsprogrammene. Deretter beregner begge studiene kostnadene før og etter for å kunne estimere besparelsen som følge av opplæringen. Pine og Tingley (1993) sin casestudie skiller seg fra Phillips (1994) ved at de har både en eksperimentgruppe og en kontrollgruppe. Resultatet viser at total nedetid på verkstedet reduseres fra 18,4 timer til 15,8 timer for eksperimentgruppen, mens kontrollgruppens nedetid holder seg stabil rundt 16 timer. Dette tilsvarer en besparelse på \$55 per jobb. I en litteraturstudie har Ann P. Bartel (2000) brukt data fra denne casestudien og antatt at gevinsten kun varer i fire uker etter opplæringsprogrammet, noe som resulterte i en estimert avkastning (*return on investment*, ROI) på 125 %.

Selv om teamene ble tilfeldig valgt til kontroll- og eksperimentgruppen er det rart at de hadde så forskjellig nedetid i forkant av opplæringsprogrammet. Resultatet hadde vært mer interessant dersom eksperiment- og kontrollgruppen hadde lik nedetid i forkant, men ulik nedetid i etterkant. Da hadde det vært lettere å si at en reduksjon i eksperimentgruppens nedetid stammer fra opplæringsprogrammet. Det er ikke unaturlig å tro at resultatet også kan skyldes andre faktorer, siden kontrollgruppen har lavere nedetid uten å ha vært gjennom et opplæringsprogram.

Phillips (1994) tok også utgangspunkt i kostnadsbesparelser som stammet fra effektivitets- og produktivitetsforbedringer. Dette resulterte i en ROI på 501 %. Dette er et overestimat siden Phillips ikke tok hensyn til produktivitetstapet som følge av at de ansatte var på kurs. Bartel (2000) antar at opplæringskostnaden er dobbelt så stor som den Phillips (1994) tok utgangspunkt i, og estimerer ROI til 200 %.

De to casestudiene har svært like framgangsmåter, og begge studerer små utvalg. Phillips (1994) sin studie av International Oil skiller seg ut ved at den strekker seg over nesten 2 år, 11 måneder før og etter implementeringen. En alternativ forklaring til den høye avkastningen kan være at det har vært utskiftninger i denne perioden, hvor ineffektive har blitt skiftet ut til fordel for mer effektive.

Investering i humankapital kan være så mangt, og Schultz (1961) nevner blant annet inntak av vitaminer, medisinsk behandling og opplæring på arbeidsplassen. Bedrifters investeringer i humankapital kan omfatte langt mer enn opplæring, for eksempel aktivitetsdager for å fostre sunne interesser og god helse eller investeringer i en bedriftskultur hvor de ansatte lærer av hverandre. Det generelle inntrykket er at de få studiene som finnes ser på formell opplæring



av ansatte. Empirien på området er fremdeles under utvikling, men så langt kan den fortelle oss at det *eksisterer* en gevinst ved å investere i de ansatte (les: opplæring). Neste delkapittel ser kort på forskning og litteratur knyttet til humankapitalens levetid.

### 2.3 Humankapitalens levetid

Et spørsmål i debatten omkring dagens regnskapsregler har vært om immaterielle eiendeler skal aktiveres i balansen eller om de skal kostnadsføres umiddelbart. Dagens regnskapsprinsipper stammer hovedsaklig fra munken Pacioli's bok fra 1494 og flere har antydnet at en oppdatering av de tradisjonelle prinsippene er på høy tid (Sneve, 1999). Flere studier (Hirschey & Weygandt, 1985; Barth *et al.*, 1998; Ballester *et al.*, 2002; Bell *et al.*, 2002) argumenterer for at dersom markedet ser på immaterielle verdier som en *eiendel*, så bør disse *aktiveres* i balansen og avskrives over eiendelens levetid.

En avskrivningsplan innebærer en tallfesting av eiendelens avskrivningssats, noe som oppfattes som mer komplisert enn å bestemme levetiden til eiendeler med fysisk substans. Den immaterielle eiendelen humankapital avskrives fordi eksisterende arbeidere forlater selskapet og tar med seg verdifull kunnskap, mens nye arbeidere kommer inn i selskapet uten firmaspesifikk humankapital. Dette kalles turnover og er én av grunnene til at humankapital avskrives. Den andre grunnen er at humankapitalen "går ut på dato", det vil si at kunnskapen foreldes. Dette gjelder kanskje spesielt for høyteknologi-industrien, hvor innovasjon og utvikling står sentralt. Implisitt betyr dette at kunnskapen som ligger bak FoU stadig utvikler seg, og for å være på topp må man være oppdatert på siste nytt.

For å finne avskrivningssatsen kan man eksperimentere med ulike satser, eller ta utgangspunkt i funn fra tidligere forskning. Dette oppfattes som en noe vanlig framgangsmåte i flere studier (Almeida & Carneiro, 2008; Ballot *et al.*, 2001; Bartel, 2000; Jones *et al.*, 2012). Alternativet er å forsøke og estimere avskrivningssatsen selv (Hirschey & Weygandt, 1985; Ballester *et al.*, 2002).

Ulempen med den første metoden er at humankapitalens avskrivningssats vil variere mellom selskaper, land, bransje og virke. For eksempel er det naturlig å tro at avskrivningssatsen på humankapital er høyere i et IT-selskap enn hos en fabrikk som syr klær. Det kan også være problematisk å bruke presentsatser fra andre land, fordi forskjeller i arbeidsmarkedene vil påvirke flyten av arbeidere inn og ut av selskapene, også benevnt turnover. Dersom det er usikre tider i økonomien kan jobbsikkerhet få økt betydning, og turnover vil muligens

reduseres. På den annen side kan en usikker økonomi medføre masseoppsigelser og økt turnover. Disse eksemplene illustrerer at avskrivningssatsen kan påstås å være *situasjonsspesifikk*.

I forbindelse med studiens verdsettelse av eiendelen "humankapital" er det nyttig å oppsummere tidligere anvendte avskrivningssatser og funn fra studiene nevnt ovenfor. Oversikten er ment å bidra som et referansepunkt når denne studien senere skal bestemme avskrivningssatsen.

		Immateriell eiendel	Metode	Data	Sats
<b>Hirschey &amp; Weygandt</b>	1985	Markedsføring & FoU	Estimerer eiendelenes innvirkning på markedsverdi, for deretter å estimere avskrivningssats	Tverrsnitt, Fortune 500-selskap	10-20 % for FoU, 10-20 % for markedsføring i "nondurable goods" og 30-60 % for markedsføring i "durable goods" sektoren
<b>Ballester et al.</b>	2002	Humankapital	Estimerer avskrivningssats og humankapitalens verdi via en RI-modell, ved bruk av simulering	Tidsserie, 20 år, selektive selskap fra Compustat	Gjennomsnittlig avskrivning = 34 %, median = 40 %
<b>Ballester et al.</b>	2003	FoU	Estimerer avskrivningssats via en RI-modell, både på tverrsnitt og tidsserie		Gjennomsnittlig avskrivn. = 13,9 % i tverrsnittanalysen og 12 % i tidsserien
<b>Almeida &amp; Carneiro</b>	2008	Humankapital	Antar avskrivningssats basert på Lillard & Tan (1986)	Portugisiske industribedrifter	17% (turnover i utvalget = 14 %)
<b>Ballot et al.</b>	2001	Humankapital & FoU	Antar avskrivning lik separasjonsraten for Frankrike, baserer seg på Holmlund (1984) for Sverige	Franske og svenske med mer enn 300 ansatte	19 % for Frankrike, 10 % for Sverige

<b>Jones et al.</b>	2012	Humankapital	Antar avskrivningssats, tester at resultatene er robuste ovenfor andre satser	Finsk kooperativ bank, 223 medlemsbanker 2000-2004	Antar 20 %, tester også resultatene med 10 % og 30 %
---------------------	------	--------------	---	--	--

Tabell 2.1 Tidligere estimerte og anvendte avskrivningssatser

Tabellen viser altfor få studier til at man kan si noe *generelt* om avskrivningssatsen. Vi ser at de tre studiene som gjør en *antakelse* om avskrivningssatsen har valgt lavere satser (rundt 20 %) enn den ene studien som har estimert avskrivningssatsen på humankapital til 34 % (median = 40 %). Dette kan indikere at eksperimentering med satser, en vurdering ut fra type selskap og industri i tillegg til å bruke tidligere forskning som referanse kan fungere som fremgangsmåte ved utformingen av en avskrivningsplan.

## 2.4 Humankapitalinvesteringers bidrag til selskapsverdi

De fleste investeringsbeslutninger skjuler et motiv, for eksempel et ønske om økt inntjening, reduserte kostnader, skalafordeler, synergieffekter, merkevareverdier med mer. Prosjekters innvirkning på bunnlinjen er ofte en utslagsgivende faktor i beslutninger om hvorvidt prosjektene skal godkjennes eller forkastes. I henhold til regnskapsstandard IAS 19 kan ikke investeringer i humankapital aktiveres som en eiendel i balansen. Slike eiendeler medfører derfor ingen økning i selskapets bokverdi, men hvordan påvirkes markedsverdien av selskapet?

Blant annet på grunn av dagens regnskapsregler om full kostnadsføring av slike utgifter er det flere studier (Barth *et al.*, 1998, Hirschey & Weygandt, 1985; Ballester *et al.*, 2002; Lajili & Zéghal, 2005) som har forsøkt å estimere immaterielle eiendelers innvirkning på selskapers markedsverdi. De to førstnevnte studerer hhv. markedsføring og FoU og merkevareverdier, mens de to sistnevnte studerer *humankapitalens bidrag til selskapsverdi*. Alle studiene argumenterer for at dersom disse verdiene har signifikant innvirkning på markedsverdien, så bør de aktiveres i balansen og avskrives over en "fornuftig levetid". De sistnevnte studiene er av størst interesse og Lajili & Zéghal (2005) gjennomgås mer inngående i dette kapitlet, mens vi tar en nærmere titt på Ballester *et al.* (2002) i neste delkapittel. Dette kommer av at studiene har en noe ulik framgangsmåte siden de bygger på to forskjellige verdsettelsesmodeller. Siden Ballester *et al.* (2002) bygger på Ohlsonmodellen, som det redegjøres for i neste delkapittel, venter vi med å presentere denne studien.

Denne masterutredningen tar utgangspunkt i Ballester *et al.* (2002), men refererer også til Lajili & Zéghal (2005) på grunn av likhetstrekk mellom de to studiene. Begge studiene tar utgangspunkt i verdsettelsesmodeller som bygger på regnskapstall. Lajili & Zéghal (2005) sin modellspesifikasjon bygger på en antakelse om "accounting identity". Den teoretiske "accounting identity"-modellen antar at markedsverdien av egenkapitalen = bokverdien av egenkapitalen (Lajili & Zéghal, 2005). På grunn av målefeil i regnskapet og utelatte relevante variabler i verdsettelsesmodellen, så vil den teoretiske modellen avvike fra den faktiske modellen (Barth & McNichols, 1994; referert i Lajili & Zéghal, 2005). Derfor åpner studien for alternative forklaringsvariabler, som for eksempel rapporterte "lønn og personalkostnader".

En viktig, situasjonsspesifikk karakteristikk ved studien til L&Z (2005) er at selskapene i utvalget rapporterer lønnskostnader på *frivillig basis*. Forskerne selv anerkjenner at utvalget er selektivt og at dette kan påvirke estimeringen av humankapitalens relevans i kapitalmarkedene.

Studien studerer 685 selskaper i den femårige perioden 1995-1999, hvor datasettet delvis består av rapporterende selskaper, og delvis ikke-rapporterende selskaper som en kontrollgruppe. Med bakgrunn i datasettet, som er et balansert panel, estimeres følgende regresjonsmodell:

$$MVE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 BVE_{it} + \alpha_2 XLR_{it} + \alpha_3 REGULATE + \varepsilon_{it}$$

hvor MVE er markedsverdien av egenkapitalen, BVE er bokverdien av egenkapitalen, XLR er rapporterte "lønn og personalkostnader", REGULATE er en dummyvariabel som indikerer hvorvidt et selskap opererer i en regulert industri eller ikke og  $\varepsilon_{it}$  er et restledd som fanger opp alt som ikke kan forklares av modellen. Estimeringsmodellen skaleres med antall utestående aksjer.

Lajili og Zéghal (2005) bruker den estimerte koeffisienten  $\alpha_2$  og estimerer humankapitalen i prosent av markedsverdi ved hjelp av følgende formel:

$$\text{Lønn i prosent av MV} = \frac{\alpha_2 XLR \text{ per aksje}}{MVE \text{ per aksje}}$$

hvor XLR per aksje er gjennomsnittlig lønnskostnad per aksje (for hele utvalget) og MVE per aksje er gjennomsnittlig aksjepris for hele utvalget. Lajili & Zéghal (2005) estimerer humankapitalen til å utgjøre (i snitt) 13 % av markedsverdien til selskapene i utvalget.

Allerede nevnt er en svakhet ved studien at modellen kun kan testes på selskaper som rapporterer lønnskostnader frivillig. Forskerne viser at ikke-rapporterende selskaper *ikke* er signifikant forskjellig fra de rapporterende selskapene i utvalget. Dette er motsatt av hva Ballester *et al.* (2002) finner, som konkluderer med at rapporterende selskaper er *systematisk forskjellige* fra ikke-rapporterende. De motstridende konklusjonene kan blant annet skyldes at Lajili & Zéghal (2005) kun studerer forskjeller i markeds- og bokverdi av egenkapital, produktivitet og effektivitet, mens Ballester *et al.* (2002) også ser på eiendeler, salgsinntekter, antall ansatte, sektorens konsentrasjon, egenkapitalavkastning, finansiering, salgsvekst og om selskapet er i en regulert industri eller ikke.

Uten nærmere forklaring framkommer det av tabell 4 i studien at regresjonsmodellen kun er testet på 32 selskaper, med fem observasjoner per selskap, noe som tilsvarer 160 observasjoner totalt. Dette er et relativt lite utvalg, noe som kan påvirke modellens forklaringskraft.

Den signifikante koeffisienten til lønnskostnaden og modellens forklaringskraft indikerer at investorer ser på lønnskostnader som et grovt mål på humankapitalinvesteringer og at denne informasjonen innlemmes i verddivurderingsprosessen. Neste delkapittel redegjør for en anerkjent verdsettelsesmodell basert på regnskapstall, nemlig RI-modellen.

## 2.5 Ohlsons verdsettelsesmodell (1995)

I 1995 publiserte James A. Ohlson sin forskningsartikkel "Earnings, Book Values and Dividends in Equity Valuation". Basert på data fra regnskapet utleder Ohlson (1995) en enkel verdsettelsesmodell for å beregne markedsverdien av et selskap. Modellen er bedre kjent som RI-modellen, hvor RI er en forkortelse for *Residual Income*, som oversatt til norsk blir unormal avkastning.

Denne utredningen vil kort ta for seg modellens forutsetninger og dens oppbygning, da denne studiens modellspesifikasjon baserer seg på Ohlson's RI-modell. Dette delkapittelet utleder den teoretiske modellen kalt RIV-modellen ("residual income valuation") og LIM-modellen ("linear information model"), som har sitt utspring i RIV.

### 2.5.1 RIV-modellen

Modellens rammeverk bygger på neoklassisk teori, med påstanden om at markedsverdien av et selskap tilsvarer nåverdien av alle forventede fremtidige dividender. Denne påstanden ser på verdien av selskapet fra en eiers perspektiv. Modellen starter med et selskaps årsresultat

(inntjening) og hvordan dette enten kan distribueres til eierne, i form av *dividende*, eller pløyes inn i selskapet og øke *bokverdien* av selskapet. Antakelsen om at den delen av årsresultatet som ikke blir betalt ut som dividende øker bokverdien av selskapet kalles "clean surplus accounting". Sagt på en annen måte kan endringer i bokverdi (BV) mellom to tidspunkt (t og t-1) forklares som periodens inntjening (x) minus periodens dividendeutbetaling (d):

$$BV_t = BV_{t-1} + x_t - d_t$$

For å gi en enkel gjennomgang av modellen antar Ohlson (1995) *risikonøytralitet*, noe som betyr at man kan bruke den risikofrie renten som diskonteringsrate. "Clean surplus accounting" impliserer at før eller senere vil all verdirelevant informasjon reflekteres i resultatregnskapet. Antakelsene gjør rom for en verdiattributt kalt *unormal avkastning* (McCrae & Nilsson, 2001). Komponenten forklares som avkastning ut over eierens egenkapitalavkastningskrav (risikofri rente i dette tilfellet) og ofte brukte synonymer er residual inntekt, unormal inntjening, "superprofit", overskuddsavkastning med videre. Ifølge Ohlson (1995, basert på Peasnell, 1981) er *forskjellen* mellom markedsverdi og bokverdi lik nåverdien av all forventet framtidig unormal avkastning. Ved å kombinere disse antakelsene kan man finne markedsverdien av et selskap som:

$$P_t = BV_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t[\tilde{x}_{t+\tau}^a] \quad \textbf{RIV-modellen}$$

Hvor  $P_t$  = markedsverdi (prisen)

$BV_t$  = bokverdi på tidspunkt t

$R_f = 1 +$  risikofri rente

$\tilde{x}^a$  = unormal (eng: abnormal) avkastning

Dette er den teoretiske modellen og kan sees på som grunnmuren i den mye omtalte regnskapsmodellen. Her ser vi at selskapets dividendepolitikk er irrelevant i bestemmelsen av markedsverdi, siden dividenden (d) ikke lenger er en del av formelen. Denne egenskapen er i tråd med Miller og Modigliani (1961, referert i Ohlson, 1995). Det vil si at en krone i dividendeutbetaling erstatter en krone i markedsverdi. Matematisk uttrykt;  $\partial P_t / \partial d_t = -1$ . Dette baserer seg på en antakelse om at en økning i dagens dividendepolitikk reduserer bokverdien av selskapet, men ikke *nåværende* inntjening;  $\partial BV_t / \partial d_t = -1$  og  $\partial x_t / \partial d_t = 0$  (Ohlson, 1995).

RIV-modellen baserer seg på *forventede*, og ikke realiserte verdier. Dette vil være problematisk for en regnskapsfører som tar utgangspunkt i sistnevnte (McCrae & Nilsson, 2001). Vi skal senere se at én løsning er å bruke et gjennomsnitt av analytikerens prediksjoner om framtiden. Alternativt kan man bruke LIM-modellen.

### 2.5.2 LIM-modellen

En prediksjon av fremtidig unormal avkastning avhenger både av historisk unormal avkastning ( $x^a$ ) og "annen informasjon" ( $v$ ). Ohlson (1995) utvikler derfor en modell (LIM) for å unngå bruk av forventede verdier i modellestimeringen. LIM-modellen er en forlengelse av RIV og brukes som en approksimasjon på den teoretiske modellen. Denne er nyttig som estimeringsmetode, fordi denne tillater oss og basere verdsettelsen på *historiske* verdier, som for eksempel regnskapstall fra årsrapporter.

Ohlson (1995) inkluderer "annen informasjon" basert på påstanden om at aksjepriser dannes med bakgrunn i et større informasjonsgrunnlag enn hva regnskapstallene gjør (Aabø, 2006). "Annen informasjon" kan sees på som summen av verdirelevante hendelser som ennå ikke har gitt utslag i aksjeprisen (Ohlson, 1995). RIV-modellen videreutvikles ved å inkludere "annen informasjon" og en lineær informasjonsdynamikk som spesifiserer hvordan unormal avkastning ( $\tilde{x}^a$ ) og "annen informasjon" ( $\tilde{v}$ ) utvikles over tid (McCrae & Nilsson, 2001). Ohlson (1995) antar at variablene følger en *første ordens autoregressiv prosess*. Det vil si at unormal avkastning og "annen informasjon" er tilfeldig bestemte variabler, hvor endringer i variablene bestemmes av et feilledd ( $\varepsilon$ ) med forventning lik 0 (også kalt hvit støy) (Skog, 2005). Når man ikke vet hvordan variablene oppfører seg over tid, kan man modellere en autoregressiv prosess som en tilnærming til variablenes oppførsel. Dette er en praktisk antakelse for å forutsi tilfeldige variabler. At prosessen er av første orden vil si at man antar at dagens verdier kan brukes til å predikere én periode frem i tid. Spesifikasjonen følger under:

$$\tilde{x}_{t+1}^a = \omega \tilde{x}_t^a + v_t + \tilde{\varepsilon}_{1,t+1}$$

$$\tilde{v}_{t+1} = \gamma v_t + \tilde{\varepsilon}_{2,t+1}$$

hvor  $\tilde{\varepsilon}_{k,t+\tau}$ ,  $k = 1, 2$  er uforutsigbare feilledd med forventning null. Parameterne  $\omega$  og  $\gamma$  er faste og kjente i modellen, og har en ikke-negativ verdi mindre enn 1. Dette gir en *stasjonær prosess*, noe som vil si at sannsynlighetsfordelingen er uavhengig av tid, noe som igjen vil si at gjennomsnittet og variansen ikke endrer seg over tid.

Et viktig moment i øverste likning er at  $v_t$  er irrelevant dersom  $v_0 = \tilde{\varepsilon}_{2\tau} = 0$ , for alle  $\tau \geq 1$ . Dette spesielle tilfellet tilfredsstiller en autoregressiv stokastisk prosess. Som en del av denne stokastiske prosessen er et krav at endringer i dividendeutbetaling ikke påvirker "annen informasjon",  $v_t$ . Denne restriksjonen er intuitiv dersom man ser på  $v_t$  som en parameter som fanger opp informasjon *annet enn* regnskapsinformasjon.

Ved å kombinere RIV-modellen med den lineære spesifikasjonen nylig omtalt, får man den lineære informasjonsmodellen (LIM-modellen):

$$P_t = BV_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 v_t \quad \text{LIM-modellen}$$

hvor  $\alpha_1 = \frac{\omega}{R_f - \omega} \geq 0$  og  $\alpha_2 = \frac{R_f}{(R_f - \omega)(R_f - \gamma)} > 0$

Appendiks B.2 demonstrerer dette resultatet. Vi ser at modellen ovenfor er mer anvendelig enn RIV-modellen, siden denne versjonen ikke baserer seg på *forventet* unormal avkastning. Dersom man bruker definisjonen på unormal inntjening,  $x_t^a$ , kan LIM-modellen også omformuleres og skrives på følgende måte:

$$P_t = BV_t + \alpha_1 (x_t - r_f BV_{t-1}) + \alpha_2 v_t$$

Vi ser at markedsverdien bestemmes av dagens bokverdi pluss (1) nåværende unormal avkastning, som estimeres ved nåværende resultat ( $x_t$ ) minus eiernes krav til egenkapitalavkastning ( $r_f BV_{t-1}$ ), og (2) "annen informasjon" som påvirker framtidig lønnsomhet.

### 2.5.3 Estimering i praksis

Ohlsonmodellen har flere applikasjoner, og har ikke utelukkende blitt brukt for å estimere markedsverdier, men også verdien av humankapital, intellektuell kapital, FoU, merkevare med videre.

Flere studier (Barth *et al.*, 1998; McCrae & Nilsson, 2001; Ballester *et al.*, 2002; Bell *et al.*, 2002) bruker LIM-modellen i estimeringen av markedsverdi, og bytter ut "annen informasjon" ( $v_t$ ) med den immaterielle eiendelen de ønsker å finne verdien av. Alternativt kan man bruke den enkle RIV-modellen direkte og la analytikerens spådommer om fremtiden fungere som et mål på unormal inntjening,  $x_t^a$  (se for eksempel Dechow *et al.*, 1999; McCrae & Nilsson, 2001).



Det som ligger nærmest opp til denne studien er en indirekte estimering av den immaterielle eiendelen, ved å gå via LIM-modellen. En studie utført av McCrae & Nilsson (2001), basert på Dechow *et al.* (1999), tester RIV- og LIM-modellenes prediksjonsevne og forklaringskraft og konkluderer med at LIM-modellen er overlegen i forhold til den teoretiske modellen, RIV.

Barth, Clement, Foster og Kasznik (1998) studerer markedets verdsettelse av merkevarenavn, ved å estimere i hvilken grad merkevareverdien kan forklare selskapets aksjepris ved årets slutt. Studien baserer seg på allerede estimerte merkevareverdier, hentet fra en årlig spørreundersøkelse utført av Financial World. Datasettet er et ubalansert panel, og består av 595 observasjoner fra 183 forskjellige selskaper, for perioden 1991-1996. Modellen som estimeres er en Ohlsonmodell (1995), hvor den estimerte merkevareverdien kan tolkes som den tilsvarende variabelen kalt "annen informasjon" i LIM-modellen. For å redusere problemer med heteroskedastisitet skales modellen med antall utestående aksjer. Dette samsvarer med framgangsmåten til flere andre studier (Lo & Lys, 2000; Barth & Clinch, 2001; McCrae & Nilsson, 2001; Bell *et al.*, 2002; Higgins, 2009).

### **Estimering av humankapital**

Studien "Labor Costs and Investments in Human Capital", av Ballester, Livnat og Sinha (2002), er utgangspunktet for denne studien, og deres framgangsmåte for å estimere verdien av humankapital er essensiell for forståelsen av denne studiens framgangsmåte. Selve modellspesifikasjonen forklares mer inngående i metodekapittelet (kapittel 4).

Ballester *et al.* (2002) forsøker å estimere verdien av selskapers humankapitalbeholdning. Ved hjelp av Ohlsonmodellen (1995) estimerer de markedsverdien av selskapene i utvalget som en funksjon av bokverdien av egenkapitalen, unormal inntjening og årets og fjorårets lønnskostnad. Basert på et utvalg bestående av observasjoner for 131 amerikanske selskaper i perioden 1978-1997 finner studien at humankapitaleiendelen utgjør omtrent 5 % av selskapenes markedsverdi og den forklarer rundt 16 % av forskjellen mellom markedsverdi og bokverdi.

I henhold til amerikansk lovgivning trenger ikke selskaper å rapportere "lønn og andre personalkostnader" som en egen post, men kan la denne inngå som en del av de andre driftspostene, typisk varekostnaden ("cost of goods sold") eller salgs- og administrative kostnader ("selling-, general- & administrative expenses"). Dette er en viktig karakteristikk ved studien som medfører at deres utvalg er *selektivt*, siden det kun kan bestå av selskaper som frivillig rapporterer disse kostnadene.

Studien antar at en andel av lønnskostnadene ( $w$ ) kan sees på som en investering i humankapital. Andelen  $\beta$  er synonymt med en økning i selskapets *beholdning av humankapital*, og denne delen bør derfor aktiveres som en *eiendel* i selskapets balanse. I tillegg antas det at lønnskostnadene vokser med  $g$  prosent hvert år, slik at  $w_t = (1+g)w_{t-1}$ . Dersom eiendelen avskrives med  $\delta$ , vil humankapitalbeholdningen (HC) ved periodeslutt  $t$  være (Ballester et al., 2002):

$$HC_t = \beta w_t + (1 - \delta)HC_{t-1}$$

Det vil si at humankapitalbeholdningen "i dag" er lik den delen av lønnskostnadene som vurderes som en investering, pluss humankapitalbeholdningen fra forrige periode fratrukket periodens avskrivninger.

Dersom  $t$  går mot uendelig kan  $HC_t$  uttrykkes som en evigvarende annuitet:

$$HC_t = \beta w_t \left( \frac{1 + g}{\delta + g} \right)$$

Ved hjelp av Ohlsonmodellen (1995) estimeres en lineær regresjon, hvor de estimerte koeffisientene brukes til å beregne andelen av lønnskostnaden som sees på som en investering ( $\beta$ ), som deretter brukes for å finne humankapitaleiendelen  $HC_t$ .

Studien estimerer den gjennomsnittlig investeringsandelen ( $\beta$ ) til 0,158 og den gjennomsnittlige avskrivningssatsen ( $\delta$ ) til 0,342. På bakgrunn av dette beregnes humankapitaleiendelen til å utgjøre rundt 5 % av markedsverdien, og 16,5 % av bokverdien til selskapene i utvalget.

Av de samme grunnene nevnt i forrige delkapittel, så er en svakhet ved studien at utvalget er selektivt. Dette kan påvirke de estimerte humankapitalverdiene. For eksempel kan det være slik at de selskapene som bruker en relativt stor budsjettandel på egne ansatte er mer tilbøyelige til å rapportere slike kostnader, fordi de antar at det oppfattes positivt av finansmarkedene.

En annen svakhet er at Ballester *et al.* (2002) utelukkende ser på selskaper som har hatt *positiv* vekst i lønnskostnadene, noe som bidrar til et høyere estimat på  $HC_t$  enn dersom alle hadde vært inkludert.

## 3 DATA OG DESKRIPTIV STATISTIKK

---

Dette kapitlet forteller mer inngående om datainnsamlingsprosessen, det endelige datasettet og mulige svakheter ved det. Til slutt presenteres beskrivende statistikk ved bruk av tabeller og figurer.

### 3.1 Datainnsamling

#### 3.1.1 Utvalg

Denne studiens datasett består av 50 selskaper notert på Oslo Børs. En full oversikt over de ulike selskapene, type sektor og antall observasjoner finnes i appendiks C.1 og C.2. Valg av sektorer er basert på informasjon og opplysninger fra [www.oslobors.no](http://www.oslobors.no), diskusjon med veileder samt epostkorrespondanse med en produktspecialist ved Oslo Børs. I håp om å generalisere funnene har studien forsøkt å ta for seg typisk norske selskaper, som er mange nok og store nok til å være representative for hele sektoren. Innsamlingen startet derfor med sjømatsektoren, siden Oslo Børs er verdens største finansielle markedsplass for sjømat ([www.oslobors.no](http://www.oslobors.no), 2012). På siden ”kurser og marked” har Oslo Børs delt inn markedsplassen i ulike sektorer og det er disse oversiktene studien har tatt utgangspunkt i når den har bestemt hvilke selskaper som skal med i utvalget.

For ikke å komplisere analysen ser studien utelukkende på selskaper som er primærnotert på Oslo Børs eller *Oslo Axess*, og som rapporterer i NOK. Ifølge [www.oslobors.no](http://www.oslobors.no) er Oslo Axess en markedsplass hvor vilkårene for å noteres er mer lempelige enn vilkårene for å noteres på Oslo Børs, og en notering her passer for yngre selskaper. Hvorvidt et selskap er notert på Oslo Børs eller Oslo Axess påvirker ikke informasjonsgrunnlaget i årsrapporten. IFRS (International Financial Reporting Standards) er internasjonale regnskapsstandarder utarbeidet for å oppnå likheter i rapportering på tvers av land. Alle børsnoterte selskaper i EU-/EØS-området må rapportere etter disse reglene, uavhengig av markedsplass.

Oppsummert er utvalgsriteriene at selskapet (1) rapporterer i NOK, (2) er primærnotert på Oslo Børs eller Oslo Axess og (3) at de er notert senest i 2009, slik at studien har minimum to observasjoner per selskap.

#### 3.1.2 Periode

For hvert enkelt selskap har studien sett på årsrapporter for perioden 2004-2011. For å kunne observere forskjeller over tid har den valgt en lengst mulig periode. I 2005 ble det innført

pliktig rapportering etter (IFRS) for alle børsnoterte selskaper. I årsrapporten vises alltid foregående år i tillegg til inneværende år, og det er grunnen til at datainnsamlingen starter i 2004. Datasettet er et *ubalansert panel* og dette kommer av at en god del av selskapene i utvalget er notert etter året 2004, det vil si at for enkelte selskaper er det flere observasjoner enn for andre selskaper. Paneldata har både en tidsrekke dimensjon og en tverrsnitt dimensjon (Bårdsen & Nymoen, 2011). Dette kommer av at studien henter inn informasjon om de samme variablene per 31.12 hvert år (tverrsnitt), over en periode på totalt åtte år (tidsrekke).

En fordel med å bruke paneldata fremfor tverrsnitt- eller tidsrekke data er at utvalgets størrelse *øker*. Dette er spesielt nyttig når både litteratursøk, datainnsamling og analyse skal skje i løpet av kort tid. En annen fordel er at det gir *innsikt* til analytiske spørsmål som ikke kan besvares med de to andre typene datasett (Studenmund, 2011:526). Paneldata gjør det blant annet mulig å kontrollere for individuell heterogenitet, altså forskjeller på selskapsnivå (Hsiao, 2003; referert i Baltagi, 2005:4). Siden man har informasjon på tvers av selskaper og bransjer, vil man ha mer *variasjon* i observerte data sammenliknet med tidsseriedata, noe som igjen fører til at man er bedre rustet til å unngå problemer med *multikollinearitet*. Multikollinearitet vil si at det er høy korrelasjon mellom to eller flere av de forklarende variablene. Høy multikollinearitet gjør det vanskelig å estimere regresjonskoeffisientene nøyaktig, mens perfekt multikollinearitet bryter med regresjonsforutsetningene (Midtbø, 2012:128).

### 3.1.3 Innsamlingsprosessen

Selve datainnsamlingen består av en gjennomgang av nærmere 400 årsrapporter. Fra hver årsrapport er det registrert opplysninger om inntjening, driftsresultat, årsresultat, antall ansatte, lønnskostnader og andre personalkostnader, andel gjeld og egenkapital, sum eiendeler, aksjekurs, antall utestående aksjer samt markedsverdi ved årets slutt.

Markedsverdier er enten hentet fra årsrapporten, fra "avansert graf og historikk" på Oslo Børs sine hjemmesider eller fra Børsprosjektet, som er en database utarbeidet av og for NHH. Børsnoterte selskaper rapporterer både for konsernet og for morselskapet i årsrapporten. Studiens datasett består av opplysninger om *konsernet*. Dette begrunnes med at prisen på selskapet reflekterer investorenes forventninger, og deres forventninger blir ikke kun påvirket av de valg og beslutninger morselskapet tar, men konsernet som helhet. Dessuten består mange av morselskapene kun av konsernledelsen, og de lønnskostnadene som er rapportert her vil ikke være et godt mål på bedriftens kostnader og investeringer knyttet til humankapital.

Med disse dataene som utgangspunkt kan man beregne nøkkeltall som kan brukes til å observere endringer over tid. For eksempel kan inntjening per ansatt eller lønnskostnad per ansatt beregnes for å ta høyde for salg og oppkjøp av selskaper. Spesielt i finanssektoren og sjømatsektoren ser det ut til at endringer i selskapsstruktur er ganske vanlige. For å beskrive utvalget er det registrert opplysninger ut over det som kreves for å estimere modellen. Deskriptiv statistikk presenteres i kapittel 3.2.

### 3.1.4 Datasettet sammenliknet med referanseartikkel

Sammenliknet med Ballester, Livnat og Sinha (2002) sitt datasett fra Compustat er denne studiens tidsserie betydelig kortere og antall selskaper utgjør også en beskjeden andel i forhold til deres antall på 131.

Forskernes hovedargument for å velge en 20 år lang periode skyldes at amerikanske selskaper rapporterer lønnskostnader og andre personalkostnader *frivillig*. I tillegg til dette er det ikke alle selskapene i utvalget som rapporterer disse kostnadene konsistent hvert år i den 20 år lange perioden. Ballester *et al.* (2002:366) har et minimumskrav på 12 år frivillig rapportering i løpet av studiens tidsperiode. Denne posten inkluderer lønn, bonuser, pensjonskostnader, arbeidsgiveravgift, overskuddsdeling og andre personalkostnader. Selskapene som velger å offentliggjøre denne informasjonen slår som regel disse postene sammen til ”lønnskostnader og andre personalkostnader”, i stedet for å foreta en inndeling. På grunn av dette er ikke bruk av tverrsnittdata holdbart (Ballester *et al.*, 2002). Denne masteroppgaven unngår dette problemet siden alle selskaper på Oslo Børs må rapportere denne informasjonen, i henhold til IFRS regnskapsstandard nr. 19 (kalt IAS 19). I lønnsnoten i årsregnskapet finner man en inndeling av årets lønnskostnad og de fleste selskapene deler gjerne posten inn i lønn, arbeidsgiveravgift, pensjonskostnad, bonus, andre personalkostnader og/ eller andre ytelser. Denne studien mener derfor at en tidsserie på 8 år, perioden 2004-2011, er tilstrekkelig.

Ballester *et al.* (2002) studerer et utvalg på 131 selskap, mens denne utredningen ser på totalt 50 forskjellige selskaper. På grunn av Ballester *et al.* (2002) sitt selektive utvalg kan det argumenteres for at deres studie bør ha flest mulig selskaper, for å oppnå en viss bredde og variasjon i utvalget. Denne studien er ikke begrenset av regnskapsstandarden, slik som Ballester *et al.* (2002) og har i utgangspunktet mulighet til å studere hele Oslo Børs (isolert sett). Denne muligheten begrenses av utvalgskriteriene nevnt i kapittel 3.1.1 og studien har derfor endt opp med 50 ulike selskaper fra 10 forskjellige sektorer. Et annet argument er Oslo Børs størrelse sammenliknet med amerikanske børsmarkeder. Denne studien ser på 50 selskaper registrert per 31.12.2011 av totalt 198 selskaper.

### 3.1.5 Svakheter ved datasettet

På grunn av begrenset tid er all innhenting av data utført av undertegnede. Dette øker sannsynligheten for at det kan ha skjedd *registreringsfeil*. Underveis i prosessen har det ikke vært tid og anledning til å dobbeltsjekke de registrerte dataene. I tillegg består datasettet utelukkende av *sekundærdata* og derfor fanger denne studien opp eventuelle feilkilder som allerede foreligger i de dataene som det tas utgangspunkt i.

På grunn av begrenset tid og for å unngå å redusere antall observasjoner kraftig, inkluderes alle selskap hvor studien har *to eller flere observasjoner*. Modellen, som presenteres i neste kapittel, skaleres med bokverdien av egenkapitalen ved periodens begynnelse ( $t-1$ ), noe som er grunnen til at studien minst må ha to observasjoner per selskap. Dette er ikke et stort problem, da det kun er 10 selskaper i utvalget som studien har mindre enn 5 observasjoner for. En oversikt over antall observasjoner per sektor finnes i appendiks C.2.

En annen svakhet ved studiens datasett er at det kun er registrert data for noen få år før og etter finanskrisen. Den vanlige oppfatningen i Norge var at krisen var over ved inngangen til 2010, men en spørreundersøkelse av 5 000 norske bedriftsledere viser at hele 45 % av de spurte opplyser at krisen enda ikke var over ved inngangen til 2011 (Knudsen & Lien, 2012). Denne studiens datasett vil ikke fange opp langtidseffekter av finanskrisen og det helhetlige bildet kan være noe forvrengt.

En ytterligere svakhet er at studien utelukkende tar for seg regnskapstall og offentlig tilgjengelig informasjon, som markedsverdien på selskapene. En ekskludering av annen informasjon kan føre til at man ikke observerer andre faktorer som kan forklare endringer og mønster i datasettet. Kvalitative data kunne vært brukt som utfyllende informasjon. For eksempel en spørreundersøkelse av selskapenes HR-sjefer og investorer på Oslo Børs, eller en inkludering av informasjon om selskapsstruktur. Dette er en mer omfattende studie som ville krevd mer tid og/ eller flere forfattere.

Som nevnt innledningsvis *ønsker* denne studien å generalisere funnene, i alle fall for de utvalgte sektorene. Ved inngangen til 2012 var det kun 198 selskaper registrert på Oslo Børs og i enkelte sektorer er det for få noterte selskaper til at man kan si at de som er utvalgt til studien er representative for hele sektoren/ bransjen. En del noterte aksjer på Oslo Børs omsettes sjelden, noe som betyr at de er lite likvide/ illikvide. Dette kan ha betydning for enkelte av de registrerte markedsverdiene, og kan antyde at forholdet mellom markedsverdi/bokverdi (MV/BV) enten er større eller mindre enn det som er beregnet.

For enkelhets skyld er selskaper som opererer innen olje og gass eller shippingindustrien ikke inkludert i datasettet. Dette kommer av at store deler av virksomheten deres ligger utenfor Norge, at de ofte består av mange datterselskaper slik at det er rom for store valutaeffekter og at de har mulighet til å flytte inntekter for å påvirke periodens resultat. Målt i markedsverdi utgjør disse selskapene størsteparten av Oslo Børs, og datasettet, som utgjør 17 % av Oslo Børs per 31.12.2011 målt i markedsverdi, er *ikke representativt* nok til at resultatene kan generaliseres til å gjelde for hele markedsplassen.

Det kan diskuteres hvorvidt resultatene kan generaliseres til å være gjeldende for utvalgets selskaper uavhengig av *tid*, eller om de utelukkende reflekterer perioden 2004-2011. Dataene i datasettet er ikke normaliserte, noe som vil si at "engangshendelser" ikke er ekskludert fra datasettet. "Engangshendelser" benevnes i klammetegn, fordi hendelsene ofte forekommer mer enn én gang - som for eksempel ved en omstrukturering eller utskilling av et virksomhetsområde. En normalisering ville også medført å ta høyde for selskaper som er hardt rammet av finanskrisen. "Engangshendelser" og resesjoner i økonomien kan faktisk forekomme i "trender", det vil si at hendelsene skjer med visse mellomrom. Et eksempel er at svinginger er normalt i sjømatsektoren, fordi selskapenes verdi i stor grad påvirkes av råvareprisen, på for eksempel laks. Innen lakseoppdrett observerer man likevel trender, som at det tar ca 18 måneder fra markedet er på topp til det er på bunn. Markedet går med andre ord i sykluser. Siden studien i stor grad har valgt sektor for sektor, og ikke selskap for selskap, vil forhåpentligvis hendelser på makronivå i stor grad fanges opp av datasettet, siden selskapene er utsatt for den samme forstyrrelsen (for eksempel variasjoner på grunn av finanskrisen).

Med bakgrunn i begrenset tid og oppgavens avgrensning er det flere informative variabler som er ekskludert. For eksempel fanger ikke datasettet opp at sjømatsektoren fikk et "unormalt" oppsving i 2008 og 2009 på grunn av en lakseepidemi i Chile. Dette førte til at tilbudet ble kraftig redusert i forhold til etterspørselen, noe som drev lakseprisen oppover. Denne hendelsen er spesifikk for sektoren, og ikke for hele utvalget. Dette kan for eksempel føre til at framstillingen forvrenges ved at Oslo Børs opplever nedgang mens studiens utvalg opplever stigning fra et år til det neste på grunn av overrepresentasjon av sjømatsektoren. Som vi skal se i neste delkapittel følger utvalget gjennomsnittsprisen til selskapene på Oslo Børs ganske godt.

Et kjennetegn ved fagfeltet økonomi er at modellforutsetninger og studienes informasjonsgrunnlag ofte fører til at det som framstilles i stor grad er en forenkling av

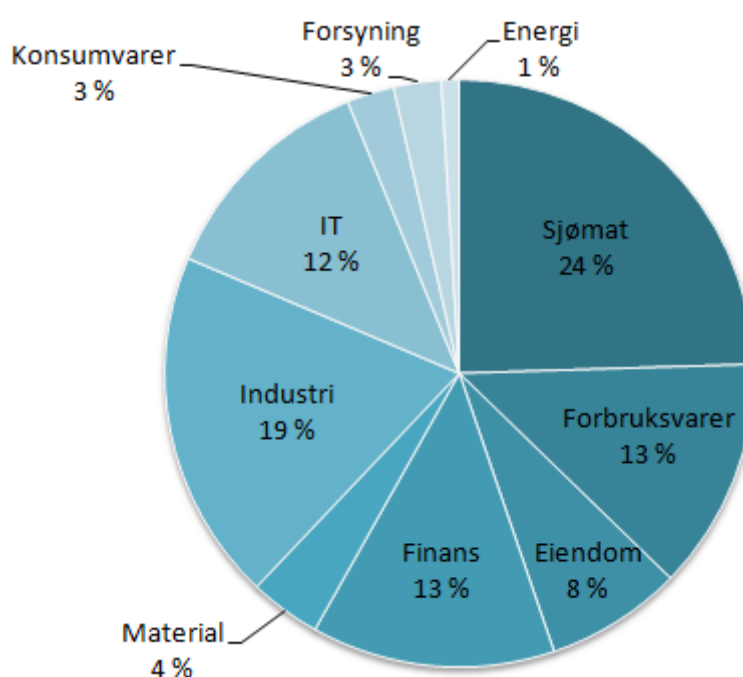
virkeligheten. Denne studien er intet unntak og vil etterstrebe å ta svakheter og begrensninger i betraktning når resultatene analyseres og det trekkes eventuelle konklusjoner.

## 3.2 Beskrivende statistikk

### 3.2.1 Sektorene

Datasettet består av 50 selskaper fra 10 ulike sektorer ved Oslo Børs, hvor 6 av sektorene inneholder mer enn 4 selskaper (for en mer detaljert oversikt se appendiks C.1 og C.2).

Sektorene er klassifisert ut fra SICS-kode og har samme benevnelse som tilhørende gruppering på Oslo Børs.



Figur 3.1 Prosentvis fordeling av totalt antall observasjoner

Figuren ovenfor viser de 306 observasjonene, fordelt på utvalgets ulike sektorer. I snitt er det 6,12 observerte firmaår per selskap, men antall observasjoner varierer i realiteten mellom 2 og 8, hvor det er fem eller flere observasjoner for 80 % av selskapene i utvalget.

Vi ser at sjømatsektoren er best representert, og det er denne sektoren studien har størst håp om å generalisere funnene for, siden Oslo Børs er verdens største markedsplass for sjømat. I snitt har studien observert 5,8 firmaår per selskap i sjømatsektoren. Sjømatsektoren på Oslo Børs består av totalt 19 selskaper, og utvalget inkluderer 13 av disse. Seks av selskapene er ikke inkludert, enten fordi de (1) nylig har blitt notert på Oslo Børs, fordi de (2) rapporterer i en annen valuta enn NOK, eller fordi de (3) er sekundær- og ikke primærnotert på Børsen.



Studien har også observasjoner for 7 av totalt 9 selskaper i "forbruksvaresektoren". Likevel søker ikke studien å generalisere disse resultatene, siden selskapene notert på Oslo Børs ikke nødvendigvis representerer hele sektoren. Forbruksvarer er en bredt definert sektor som består av alt fra nyhetsbyrå til boligbyggere selskaper. Ganske mange selskaper innen denne sektoren er ikke notert på Oslo Børs. På grunn av begrenset tid sjekkes ikke sektorene representert på Oslo Børs opp mot hvor representative de faktisk er for *hele* sektoren, derfor er det kun sjømatsektoren man med sikkerhet vet at er godt representert på Oslo Børs, som er verdens største markedsplass for sjømat (www.oslobors.no, 2012).

### 3.2.2 Prisutvikling



Figur 3.2 Utvikling gjennomsnittspris per selskap, 2004-2011. (Tall i mrd. NOK)

Figuren ovenfor illustrerer prisutviklingen som har vært i perioden, i snitt per selskap. Gjennomsnittsprisen er beregnet som markedsverdi per 31.12 i år t, dividert med antall noterte selskaper. X-aksen viser årene i studieperioden, mens Y-aksen viser gjennomsnittlig markedsverdi per selskap i mrd NOK.

Vi ser at gjennomsnittsprisen for selskapene i utvalget følger prisutviklingen på Oslo Børs ganske godt, og at grafene tilnærmet varierer med hverandre. Dette antyder en gjennomsnittlig  $\beta = 1$ , hvor  $\beta$  er et mål på systematisk risiko. Isolert sett underbygger dette studiens generaliserbarhet, fordi vi estimerer humankapitaleiendelen som en prosentandel av selskapenes markedsverdi. Prisen for utvalget gjør et hopp i 2005, noe som sannsynligvis kan forklares med at utvalget øker med 5 selskaper fra 2004 til 2005. To av disse selskapene er

DNB og Aker ASA som hadde en markedsverdi per 31.12 langt over gjennomsnittsprisen, henholdsvis 96 mrd NOK og 15 mrd NOK.

### 3.2.3 Beskrivelse av utvalget

Tabellen nedenfor viser gjennomsnittsverdier og standardavvik for relevante variabler i perioden 2004-2011, for hele utvalget. TNOK vil si at tallene er rapportert i hele tusen kroner. De senere regresjonsmodellene estimeres med forklaringsvariabler som konstrueres ut fra disse variablene, og det er derfor interessant å se nærmere på variablenes gjennomsnittsverdier, og ikke minst standardavvik for å kunne si noe om hvor mye variablene varierer. I det videre vil de relevante variablene kommenteres nærmere, avsnitt for avsnitt.

<b>Antall selskaper</b>	<b>50</b>
<b>Antall ansatte</b>	<b>2 959</b>
Standardavvik	5 999
<b>Lønn og andre personalkostnader (TNOK)</b>	<b>1 270 213</b>
Standardavvik	2 348 359
<b>Inntekter (TNOK)</b>	<b>6 103 656</b>
Standardavvik	11 600 000
<b>Driftsresultat (TNOK)</b>	<b>742 103</b>
Standardavvik	2 397 270
<b>Årsresultat (TNOK)</b>	<b>614 682</b>
Standardavvik	2 239 814
<b>Eiendeler (TNOK)</b>	<b>45 400 000</b>
Standardavvik	251 000 000
<b>Bokverdi egenkapital (TNOK)</b>	<b>5 312 314</b>
Standardavvik	15 100 000
<b>Gjeld (TNOK)</b>	<b>40 100 000</b>
Standardavvik	238 000 000
<b>Markedsverdi egenkapital (TNOK)</b>	<b>6 991 015</b>
Standardavvik	18 200 000
<b>Lønnskostnad per ansatt (TNOK)</b>	<b>583,50</b>
Standardavvik	349,70
<b>Lønnskostnad/ markedsverdi</b>	<b>0,53</b>
Standardavvik	0,90
<b>Markedsverdi/ bokverdi</b>	<b>1,80</b>
Standardavvik	1,39

Tabell 3.1 *Deskriptiv statistikk hele utvalget*

#### Definisjon lønnskostnader

Før vi ser nærmere på tabell 3.1 er det være lurt å definere *lønnskostnader* (også benevnt "lønn og andre personalkostnader"). I den videre fortsettelsen består lønnskostnader av lønn, aksjebasert kompensasjon, opsjonsbasert avlønning, bonus/ overskuddsdeling,

arbeidsgiveravgift, andre ytelser og andre personalkostnader. I motsetning til studier på amerikanske selskap har denne studien muligheten til å skille ut pensjonskostnader, og velger derfor å gjøre det. Pensjonskostnader varierer alt etter selskap, bransje og type pensjonsordning. Enkelte av selskapene har også en god del utenlandske ansatte, og vil ikke være pliktige til å ha pensjonsordning for disse arbeidstakerne.

Noen av selskapene i utvalget rapporterer lønn og arbeidsgiveravgift som en aggregert post, og derfor er *begge* disse kostnadspostene inkludert i "lønnkostnader". Det optimale hadde vært å ekskludere arbeidsgiveravgift, siden dette ikke er et mål på bedriftens investeringer i humankapital, men en pliktig avgift alle norskregistrerte selskaper må betale til staten. I Norge er proSENTSatsen på arbeidsgiveravgiften inndelt etter geografiske soner ([www.skatteetaten.no](http://www.skatteetaten.no)), noe som gjør at størrelsen på denne posten varierer mellom selskapene. Dette er problematisk fordi enkelte selskaper vil ha høyere lønnkostnader enn andre på grunn av høyere proSENTSats på arbeidsgiveravgiften, og ikke fordi de har brukt mer penger på sine ansatte. Siden humankapitaleiendelen estimeres med utgangspunkt i lønnkostnader (ref. kapittel 6) vil selskaper med høyere lønnkostnader også ha en høyere humankapitaleiendel, isolert sett. Det kan med andre ord føre til overestimerte resultater. En nærmere undersøkelse av datasettet viser at denne posten ikke er større enn at den er tålelig. Blant selskapene som rapporterer denne posten separat, så utgjør arbeidsgiveravgiften i snitt 12,7 %. Som en sensitivitetssjekk blir humankapitaleiendelen ( $HC_t$ ) estimert både med og uten den gjennomsnittlige arbeidsgiveravgiften (ref. kapittel 6).

### Lønnkostnader

Appendiks C.4 viser en utvidelse av tabell 3.1 og inkluderer også en oversikt over gjennomsnittsverdier og standardavvik for hver sektor.

Lønnkostnad per ansatt utgjør kr 583 500 for det gjennomsnittlige selskapet i utvalget, se tabell 3.1. Dette tallet må betraktes med forsiktighet. Alle selskaper rapporterer "antall ansatte" for året, men rapporteringspraksisen varierer noe. Enkelte selskaper rapporterer antall ansatte per 31.12, mens andre selskaper rapporterer gjennomsnittlig antall ansatte for året. Noen rapporterer antall *årsverk*, mens andre rapporterer antall *arbeidstakere*. For eksempel vil selskaper som bruker mye deltidsansatte vise en lav lønnkostnad per ansatt dersom de rapporterer antall arbeidstakere og ikke antall årsverk.

Gjennomsnittslønnen per ansatt (kr 583 500) ligger langt over gjennomsnittslønnen for en norsk innbygger, som var på kr 453 000 for inntektsåret 2011 ([www.na24.no](http://www.na24.no)). Dette kan

indikere at det "typiske" selskapet i utvalget verdsetter humankapital, og stemmer i så fall overens med Beckers teori om at selskaper som investerer i humankapital må betale en pris høyere enn markedslønnen etter at opplæringen er avsluttet (ref. kap. 2.1 om firmaspesifikk humankapital). Men det kan naturligvis også ha andre forklaringer, som for eksempel at dette bildet er noe forvrengt siden rapporteringspraksis (for antall ansatte) varierer fra selskap til selskap. Dessuten består ikke "lønnskostnader" utelukkende av "lønn", men også av andre former for kompensasjon i tillegg til "andre ytelser" og "andre personalkostnader", hvor de to sistnevnte ikke nødvendigvis er kompensasjon gitt direkte til de ansatte.

Det kan derfor være lurere å se på lønnskostnadene på aggregert nivå. Allerede nevnt vil forskjellige geografiske soner avgjøre størrelsen på arbeidsgiveravgiften, noe som har innvirkning på den totale lønnskostnaden. Likevel er arbeidsgiveravgiften en liten del av totale lønnskostnader. Dette tallet sier ikke stort om det typiske selskapet i utvalget, da standardavviket indikerer stor variasjon i observerte lønnskostnader.

Det er derfor heller nyttig å studere lønnskostnader per sektor.

	<b>Eiendom</b>	<b>Finans</b>	<b>Forbruk</b>	<b>Industri</b>	<b>IT</b>	<b>Sjømat</b>
<b>Antall selskaper</b>	4	7	7	8	6	13
<b>Antall ansatte</b>	116	4 765	2 654	6 453	1 369	1 685
Standardavvik	121	9 790	2 558	9 361	1 620	2 110
<b>Lønn og andre personalkostnader</b>	52 167	2 453 148	1 303 246	2 728 014	651 253	465 865
Standardavvik	35 935	4 100 339	1 347 578	3 195 845	794 558	535 856
<b>Lønnskostnad per ansatt</b>	954,00	912,60	486,50	492,50	657,40	460,30
Standardavvik	708,00	382,90	95,80	121,40	142,90	314,50
<b>Lønnskostnad/ markedsverdi</b>	0,07	0,20	0,78	0,89	0,65	0,30
Standardavvik	0,12	0,23	1,81	0,91	0,51	0,33

Tabell 3.2 Lønnsrelaterte opplysninger, på sektorbasis

I tabell 3.2 er sektorene energi, forsyning, konsum og material ekskludert på grunn av at disse kun består av enten 1 eller 2 selskaper. Vi ser at lønnskostnadene, både aggregerte og per ansatt, varierer veldig også innad i sektorene. Det er derfor vanskelig å uttale seg om gjennomsnittsselskapet i utvalget.

Dette er en av ulempene med små utvalg og en stor svakhet ved denne studien. Observasjoner, som i stor grad skiller seg fra gjennomsnittet, vil ha kraftig innvirkning på gjennomsnittsverdiene. Observasjonene er ikke nødvendigvis "unormale", men i virkelighetens verden vil de forekomme *sjeldnere*. Et større utvalg ville derfor ha filtrert ut noe av denne variasjonen.

## Selskapsstørrelse

Selskapenes størrelse kan måles på flere forskjellige måter. Antall ansatte, inntekter og totale eiendeler er hyppig brukte målevariabler.

	Eiendom	Finans	Forbruk	Industri	IT	Sjømat
<b>Antall ansatte</b>	116	4 765	2 654	6 453	1 369	1 685
Standardavvik	121	9 790	2 558	9 361	1 620	2 110
<b>Inntekter</b>	847 125	10 400 000	4 521 539	12 700 000	3 543 400	3 963 317
Standardavvik	663 227	18 500 000	4 137 527	17 900 000	5 382 415	4 383 625
<b>Eiendeler</b>	13 100 000	290 000 000	5 402 586	14 800 000	2 383 533	5 776 732
Standardavvik	12 300 000	639 000 000	5 075 327	27 500 000	3 081 104	6 804 123

Tabell 3.3 Selskapsstørrelse (Tall i TNOK, konsum, material, energi og forsyning ekskl.)

Gjennomsnittlig antall ansatte for alle selskapene i utvalget er 2 959. Vi ser at gjennomsnittsselskapet i eiendomssektoren er veldig lite i forhold til de andre sektorene, målt i antall ansatte. Variabelen "inntekter" ser ut til å bekrefte dette. Derimot er variabelen "eiendeler" ganske høy for eiendomssektoren i forhold til flere av de andre sektorene. Dette kommer naturligvis av at eiendomssektoren driver med utleie og kjøp og salg av eiendommer og bygg, noe som fører til at de har langt større verdi av *bokførte* eiendeler, enn for eksempel IT-sektoren.

Målt i antall ansatte er også gjennomsnittsselskapet i sjømatsektoren og IT-sektoren mindre enn gjennomsnittsselskapet i hele utvalget, men de er fortsatt relativt store selskaper. Vi ser at gjennomsnittsstørrelsen på variabelen "eiendeler" stemmer overens med allmenn oppfatning om at modne og tradisjonelle selskaper som eiendom, industri og finans har mye eiendeler, mens kunnskapsbedrifter, som de man finner i IT-sektoren, har lave bokførte verdier av eiendelene.

Finansnæringen oppfattes ofte som en kunnskapsintensiv næring. Med 290 mrd NOK i gjennomsnittlige bokførte eiendeler kan denne oppfatningen virke feilaktig, siden det gjennomsnittlige selskapet i utvalget har eiendeler til en verdi av 45,5 mrd NOK (se tabell 3.1). Finanssektoren har mye *finansielle* anleggsmidler og/eller immaterielle eiendeler, noe som forklarer høye bokførte verdier. For å kunne si noe om hvilke verdier som ikke fanges opp av årsregnskapet er det mer nyttig å studere *multipler*. En multiplere er det samme som et forholdstall, hvor man studerer verdier relative til hverandre for å kunne si noe om størrelsesforhold. Innen finans er Pris/Bok (P/B) en mye brukt multiplere, her benevnt markedsverdi/ bokverdi.

## Skjulte verdier

	Totalt	Eiendom	Finans	Forbruk	Industri	IT	Sjømat
<b>Markedsverdi/ bokverdi</b>	1,80	0,87	2,02	2,06	2,09	2,64	1,25
Standardavvik	1,39	0,25	2,16	1,31	1,10	1,80	0,77

Tabell 3.4 Markedsverdi EK dividert med bokverdi EK

Multipelen markedsverdi/bokverdi er sentral i denne studien, fordi den sier noe om størrelsen på de verdiene som *ikke* fanges opp av regnskapet. Vi ser at gjennomsnittlig multiplenummer for hele utvalget er 1,80. Dette indikerer at markedsverdien av selskapene i snitt er 1,8 ganger større enn bokverdien av egenkapitalen, i henhold til årsrapporten. Dette er nærmest en forutsetning for denne studien, siden den bygger på ideen om at eiendeler som humankapital ikke fanges opp av regnskapet. Dermed inngår slike verdier som en del av markedsverdien, men ikke bokverdien, av et selskap. På denne måten blir det en forutsetning at markedsverdien er større enn bokverdien.

Det høye standardavviket (1,39) indikerer at observasjonene i stor grad varierer fra dette gjennomsnittet. En grunn til at standardavviket er høyt er at utvalget består av mange *forskjellige* selskaper, hvor enkelte selskaper er vurdert 5-10 ganger bokverdien, mens andre selskaper har en bokverdi som er større enn markedsverdien. Vi ser at alle sektorene, foruten eiendom og sjømat, har en multiplenummer som ligger over gjennomsnittsverdien. En høy multiplenummer på finans og IT er som forventet.

Derimot er det overraskende med så høye multiplenummer på forbruk og spesielt industri, som oppfattes som mer tradisjonelle og kapitaltunge sektorer. Dette kan trolig nok forklares med den *brede* SIC-klassifiseringen av sektorene. Innen forbrukssektoren inngår for eksempel Schibsted, som er et nyhetskonsern og har en veldig høy markedsverdi i forhold til bokverdi. Og i sektoren industri, inngår for eksempel teknologikonsernet Kongsberg Gruppen.

## Oppsummert

Oppsummert kan vi konkludere med at variasjonen i utvalget er relativt høy, noe som indikerer at gjennomsnittsverdiene ikke kan fortelle oss særlig mye om de faktiske observasjonene i datasettet. Videre ser det også ut til at variasjonen innad i sektorene er relativt høy. Store standardavvik skyldes i stor grad det faktum at datasettet inneholder få observasjoner, spesielt på sektorbasis.

Likevel antyder verdiene at selskapene i utvalget er relativt store, spesielt målt i antall ansatte. Vi vet også at gjennomsnittsprisen på selskapene i utvalget følger gjennomsnittsprisen til alle selskapene notert på Oslo Børs og Oslo Axess i perioden 2004-2011.

Den beskrivende statistikken viser at flere av selskapene er vurdert til en markedsverdi høyere enn bokverdien av egenkapitalen, noe som kan sies å være en forutsetning for påstanden om at det eksisterer skjulte humankapitaleiendeler.

Neste kapittel forteller mer utfyllende om denne studiens metodiske framgangsmåte og presenterer regresjonsmodellen som ligger til grunn for estimeringen av humankapitaleiendelen.

## 4 METODE

---

Dette kapittelet gjengir framgangsmåten som er benyttet for å belyse problemstillingen, og begrunner de valgene som er gjort. Avslutningsvis vil studien reflektere rundt svakheter ved valg av metode.

### 4.1 Utgangspunkt

Denne utredningen tar utgangspunkt i Ballester, Livnat og Sinha sin studie "Labor Costs and Investments in Human Capital" fra 2002. Deres empiriske forskning er forklart mer inngående i litteraturkapittelet og kort oppsummert kan man si at de studerer finansmarkedets verdsettelse av *ansattrelaterte opplysninger*, gitt i årsrapporten. Primært sett er disse opplysningene å finne under posten kalt "lønn og andre personalkostnader" i årsrapporten.

Regresjonsmodellen som benyttes er hentet fra deres studie, og begrunnelse for valg av modell er mer eller mindre en gjengivelse av deres argumenter. Ballester *et al.* (2002) henter data fra Compustat<sup>2</sup> og har et noe selektivt utvalg siden rapportering av lønnskostnader og andre personalkostnader foregår på *frivillig basis* i USA.

I tillegg estimeres en enkel regresjonsmodell hentet fra en studie av Lajili og Zéghal (2005), som også studerer rapporterte lønnskostnaders innvirkning på selskapsverdi. Deres modell baserer seg på "accounting identity", ensbetydende med en antakelse om at bokverdien av egenkapitalen tilsvare markedsverdien. Modellen som studien baserer seg på er noe enkel, men den er likevel grei å bruke til sammenlikning med denne studiens resultater (se kapittel 2.4).

### 4.2 Modellspesifikasjon

I litteraturkapittelet (ref. kap. 2.5.3) ble det vist at selskapets humankapitalbeholdning ( $HC_t$ ) kan sees på som en evigvarende annuitet når  $t$  går mot uendelig. Studien antar at en andel ( $\beta$ ) av lønnskostnadene ( $w_t$ ) kan sees på som en investering i humankapital, og det er denne andelen studien skal forsøke å estimere.

Modellspesifikasjonen, og for så vidt hele studien, baserer seg på ideen om at deler av selskapets humankapital kan sees på som en *eiendel* som bør *aktiveres* i selskapets balanse og

---

<sup>2</sup> Compustat er en database bestående av finansiell, statistisk og markedsbasert informasjon om globale selskaper overalt i verden. Datasettene går helt tilbake til 1962. (Referanse: Wikipedia).



avskrives over en fornuftig levetid. I dette alternative regnskapet vil rapportert resultat være høyere, fordi deler av lønnskostnaden ( $\beta w_t$ ) aktiveres i balansen og denne delen bidrar derfor ikke som en driftskostnad som reduserer rapportert resultat. Forrige periodes avskrivning på humankapitaleiendelen ( $\delta HC_{t-1}$ ) vil redusere resultatet. Sammenlagt vil bokverdien av egenkapitalen tilsvare summen rapportert i henhold til IFRS pluss  $\beta w_t$  minus  $\delta HC_{t-1}$ .

Denne ideen kan bakes inn i Ohlsonmodellen (1995) på følgende måte:

$$P_t = \alpha_1(BV_t + HC_t) + \alpha_2[x_t^{alt} - r_f(BV_{t-1} + HC_{t-1})] + \gamma v_t$$

Merk her at  $BV_t$  er bokverdien av egenkapitalen i henhold til IFRS, og at vi derfor legger til  $HC_t$  for å finne bokverdien under det alternative regnskapssystemet. Vær oppmerksom på at  $[x_t^{alt} - r_f(BV_{t-1} + HC_{t-1})]$  er det samme som *unormal* inntjening/ avkastning i det alternative regnskapssystemet, definert som faktisk avkastning minus eiernes krav til avkastning. På grunn av antakelsen om risikonøytralitet er eiernes krav til egenkapitalavkastning lik risikofri rente,  $r_f$ . Under "clean surplus accounting" skal likningen ovenfor komme frem til samme  $P_t$  som den i Ohlsonmodellen (1995) (Ballester *et al.*, 2002).

Dersom humankapitalbeholdningens dynamikk er som beskrevet ovenfor (og mer inngående i kap. 2.5.3) viser Ballester *et al.* (2002) at man med litt manipulering kan skrive likningen ovenfor på følgende måte:

$$P_t = \alpha_1 BV_t + \alpha_2(x_t - r_f BV_{t-1}) + (\alpha_1 \beta \phi + \alpha_2 \beta) w_t - (\alpha_2 \delta \beta \phi + r_f \alpha_2 \beta \phi) w_{t-1} + \gamma v_t$$

Og på en mer sammenfattet og regresjonsliknende måte:

$$P_t \equiv A'_0 + A_1 + A_2(x_t - r_f BV_{t-1}) + A_3 w_t + A_4 w_{t-1}$$

Hvor

$$A'_0 \equiv \gamma v_t$$

$$A_1 \equiv \alpha_1$$

$$A_2 \equiv \alpha_2$$

$$A_3 \equiv \beta(\alpha_1 \phi + \alpha_2)$$

$$A_4 \equiv -\alpha_2 \beta \phi (\delta + r_f)$$

$$\phi \equiv \frac{1 + g}{\delta + g}$$

I likhet med Ohlsonmodellen (1995) er det et lineært forhold mellom de forklarende variablene. Ballester *et al.* (2002) er noe mer ambisiøs enn denne studien, og forsøker å estimere *både* lønnskostnadens investeringsandel ( $\beta$ ) og humankapitaleiendelens avskrivningssats ( $\delta$ ). Deres studie må derfor ta i bruk simulering for å kunne estimere begge parameterne. Denne studien velger å fokusere på den delen av lønnskostnadene som kan oppfattes som en investering i humankapital, og søker derfor å estimere investeringsandelen  $\beta$ , ved hjelp av  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  og  $A_3$ .

### 4.3 Modellestimering

Modellen, presentert ovenfor, skaleres med bokverdien av egenkapitalen ved periodens begynnelse,  $BV_{t-1}$ , for å redusere problemer med *heteroskedastisitet*. Heteroskedastisitet vil si at variansen til restleddet ( $\varepsilon_t$ ) avhenger av verdiene til forklaringsvariablene, noe som vil si at modellens prediksjonsevne varierer med de forklarende variablene (Midtbø, 2012:106). Dette påvirker signifikanstestene. Uten at det eksplisitt er beskrevet hvorfor, så har leddet  $-r_f BV_{t-1}$  falt bort fra Ballester *et al.* (2002) sin regresjonsmodell. Dette kan være en trykkfeil. I henhold til Ohlsons (1995) teoretiske modell er det unormal inntjening, og ikke rapportert inntjening, som skal inngå i modellen. Derfor estimerer denne studien spesifikasjonen til Ballester *et al.* (2002) både med og uten dette leddet:

$$\frac{P_t}{BV_{t-1}} = A_0 + A_1 \frac{BV_t}{BV_{t-1}} + A_2 \left( \frac{x_t}{BV_{t-1}} - r_f \right) + A_3 \frac{w_t}{BV_{t-1}} + A_4 \frac{w_{t-1}}{BV_{t-1}} + \varepsilon_t$$

En ekskludering av leddet betyr at "- $r_f$ " strykes fra det tredje leddet i spesifikasjonen. Videre betyr dette at spesifikasjonen estimeres med *rapportert* inntjening og ikke *unormal* inntjening, slik som det som er riktig i henhold til den teoretiske modellen. Regresjonsanalysene i kapittel 5 viser at "- $r_f$ " er av såpass liten størrelse at den har tilnærmet ingen innvirkning på resultatene.

I tillegg estimeres modellen med og uten det femte leddet ( $A_4 \frac{w_{t-1}}{BV_{t-1}}$ ) for å se hvilken innvirkning dette har på de estimerte verdiene. En inkludering av  $w_t$  og  $w_{t-1}$  samtidig innebærer høy multikollinearitet, som viser seg å gi utslag på resultatene. Multikollinearitet vil si at det er høy korrelasjon mellom to eller flere av forklaringsvariablene. Begrepet og tilhørende robusthetstester nevnes kort i slutten av dette kapittelet.

Risikofri rente er hentet fra rentestatistikken på Norges Bank sine hjemmesider, og for hvert år i studien er årsgjennomsnittet for 3-årig rente på norske statsobligasjoner brukt. Som en sensitivitetssjekk estimeres også modellene med en fast gjennomsnittlig rente for hele perioden, i likhet med Ballester *et al.* (2002).

I samsvar med flere tidligere studier (McCrae & Nilsson, 2001; Bell *et al.*, 2002; Lajili & Zéghal, 2005; Silvestri & Veltri, 2011) skaleres også modellen med antall utestående aksjer per 31.12 i periode  $t$ , for å se hva det gjør med resultatene.

$$\frac{P_t}{aksjer_t} = A_0 + A_1 \frac{BV_t}{aksjer_t} + A_2 \left( \frac{x_t - r_f}{aksjer_t} \right) + A_3 \frac{w_t}{aksjer_t} + \varepsilon_t$$

Studiens utvalg består av både store og mindre selskaper og derfor kan datasettet inneholde variasjoner som har oppstått på grunn av skalaforskjeller. Spesifikasjonens variabler *skaleres* med et passende mål for å *jevne ut* slike forskjeller. Det kan være vanskelig å finne ut hvilket mål som i størst grad tar høyde for skalaeffekter, og derfor er det lurt å prøve seg fram. En nærmere forklaring følger senere i kapitlet og en diskusjon rundt skaleringsmål presenteres i forbindelse med regresjonsanalysene i kapittel 5.

Det statistiske analyseverktøyet STATA brukes til å estimere modellene. Estimatorene som benyttes er *minste kvadraters metode* (OLS) og *faste effekter* (FE). OLS er en estimeringsmetode som forsøker å estimere den sammenhengen mellom variablene som minimerer variansen. Dette gir en rett linje gjennom de observerte punktene, og avstanden mellom linjen og punktene er kvadratet til avviket mellom de observerte og estimerte verdiene (Midtbø, 2012:98). Den andre metoden er nyttig når man jobber med paneldata, fordi den tar hensyn til individuelle effekter som ikke varierer med tiden, såkalte faste effekter. Dette kan for eksempel være egenskaper eller kjennetegn *innad* i et selskap, som kan ha påvirket den estimerte sammenhengen mellom de forklarende variablene og den avhengige variabelen. Ved å se på differansen mellom en observasjon og gjennomsnittet for observasjonene til den gruppen (les: selskapet), ekskluderes disse uobserverbare individuelle effektene fra modellen (Baltagi, 2005; Torres-Reyna, u.å.).

Alle modellene estimeres også med tid og sektor som *dummyvariabler*. Det vil si at STATA lager binære variabler, som kan anta verdiene 0 eller 1. Et av årene (eller sektorene) kodes ikke som en dummyvariabel og betegnes som referansekategorien. Dersom 2011 er referanseåret sammenliknes alle estimerte verdier med estimatene for 2011. På denne måten

kan man se om det er systematiske forskjeller mellom årene, og man kan filtrere ut noe av den sykliske tidsvariasjonen i perioder med relativt høye svingninger.

### 4.3.1 Inflasjonsjustering

Variablene i modellen justeres ikke for inflasjon, da tidligere relaterte studier heller ikke gjør det (Ballester et al., 2002; Lajili & Zéghal, 2005). Peasnell og O'Hanlon (2003) studerer dette spørsmålet mer inngående, basert på Ritter og Warr (2002) sin påstand om at bruk av nominelle verdier i RI-modellen fører til underestimering. Deres studie finner ingen bevis for at inflasjonsjustering er nødvendig.

### 4.3.2 Humankapitalberegninger

Parameterne av interesse er som nevnt  $\beta$ ,  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$  og  $A_3$ . Ved å omrokkere på  $A_3$  kan man finne  $\beta = \frac{A_3}{\alpha_1\phi + \alpha_2}$ . Denne beregningen krever også tall på  $\delta$  og  $g$ , som inngår i  $\phi$ . Vekstfaktoren,  $g$ , finnes som vekst i årlig lønnskostnad fra et år til det neste. For å ta høyde for endringer i selskapsstruktur estimeres veksten med utgangspunkt i *lønnskostnad per ansatt*.

$\beta$  estimeres også med en fast  $g$ , som finnes som gjennomsnittlig  $g$  for hvert enkelt selskap, for perioden. Med utgangspunkt i tidligere forskning gjør studien en antakelse om avskrivningsraten,  $\delta$ , på humankapitaleiendelen og eksperimenterer med flere ulike satser (hhv. 15, 20, 25, 30, 35 og 40 %).

Etter å ha beregnet den delen av lønnskostnadene som ansees som en investering ( $\beta$ ) finner studien selve humankapitaleiendelen  $HC_t$  ved å bruke annuitetsformelen presentert i litteraturkapittelet.

Beregningene foretas med utgangspunkt i de estimerte koeffisientene hentet fra de modellspesifikasjonene som vurderes som de mest hensiktsmessige.

### 4.3.3 Svakheter ved estimeringsmodellen

#### Risikonøytralitet

De fleste økonomiske modeller baserer seg på antakelser og forutsetninger som i realiteten er en forenkling av den faktiske virkeligheten. En svakhet ved estimeringsmodellen påstås å være antakelsen om risikonøytralitet, som innebærer at eiernes egenkapitalavkastningskrav er lik den risikofrie renten. Denne forutsetningen strider for eksempel imot kapitalverdimodellen (CAPM) som antar at investorer vil ha kompensasjon for den (systematiske) risikoen de påtar seg. Alle selskaper er utsatt for systematisk risiko (vanligvis målt ved  $\beta$ ) og vil minimum ha

kompensasjon for denne. Et eksempel er svingninger i økonomien som er felles for alle, for eksempel finanskrisen. På den annen side så er risikonøytralitet en svært vanlig antakelse i samfunnsøkonomiske modeller. Studiens utvalg består av store selskaper med gode muligheter til diversifisering og ikke enkeltinvestorer som mye av fokuset til CAPM ligger på. Dessuten vil svingninger i økonomien jevne seg ut når tidshorisonten går mot uendelig, noe som underbygger antakelsen om risikonøytralitet.

Alternativt kunne denne studien eksperimentert med ulike renter høyere enn den risikofrie renten, men for å bevare sammenlikningsgrunnlag med Ballester *et al.* (2002) sin studie har ikke dette blitt gjort.

### Vekstfaktoren

En annen svakhet er vekstfaktoren som inngår i beregningen av humankapitalbeholdningen som en evigvarende annuitet. For det første baserer beregningen seg på den historiske veksten som har vært i lønnskostnader, noe som vil si at man implisitt antar at historien vil *gjenta seg*. Det vil si at framtiden vil likne perioden 2004-2011. Vekstfaktoren,  $g$ , burde heller reflektert forventninger om fremtidig lønnsvekst.

Humankapitalbeholdningen som en *evigvarende annuitet* impliserer at bedriften er i "steady state", noe som vil si at man investerer like mye som man avskriver. Dersom det er tilfellet vil en  $g$  større enn inflasjonen implisere *evig* vekst, noe som er svært urealistisk og vil føre til en overestimering. Tilsvarende vil en vekst lavere enn inflasjonen føre til en underestimering, så sant det ikke er et selskap som gradvis bygges ned.

Som en rettferdiggjøring kan det nevnes at Hirschey og Weygandt (1985) estimerer verdien av FoU og markedsføring på liknende måte, hvor de antar at endringer i de to immaterielle eiendelene fører til endringer i multippelen  $MV/BV$  tilsvarende en *konstant*, som beregnes som en evigvarende annuitet. De antar konstant vekst og avskrivningssats.

### Avskrivningssats

Forskjellig fra Ballester *et al.* (2002) sin studie antar denne studien en konstant avskrivningssats ved beregningen av humankapitaleiendelen ( $HC_t$ ), og i tillegg felles for alle selskapene i utvalget. Humankapital avskrives på grunn av turnover og foreldelse av tilegnede kunnskaper og ferdigheter. På grunn av at disse faktorene varierer fra selskap til selskap og fra sektor til sektor, vil det egentlig være feil å anta en felles sats for hele utvalget. For eksempel er det naturlig å anta at IT-sektoren har en ganske høy avskrivningssats, fordi denne

sektoren er preget av kontinuerlig kunnskapstilførsel og raske teknologiske endringer, noe som fører til at gårsdagens kunnskap går fortere ut på dato.

Det viser seg at den estimerte størrelsen på humankapitalbeholdningen ikke er særlig sensitiv for endringer i avskrivningssatsen. Med utgangspunkt i tidligere forskning (ref. kapittel 2.3) har vi eksperimentert med ulike satser i sjiktet 15-40 %. Dette utdypes nærmere i kapittel 6.

### Skalering

Som nevnt innledningsvis i dette delkapittelet skaleres modellen både med  $BV_{t-1}$  og med antall utestående aksjer per 31.12 i periode  $t$ . *Skalaforskjeller* eksisterer i tverrsnittdataene på grunn av at store og små selskaper befinner seg i det samme utvalget og over tid på grunn av at selskapene endrer seg (Lo & Lys, 2000; Higgins, 2011). I denne forbindelsen vil skalaeffekter si at man kan observere større verdier for store selskaper og mindre verdier for små selskaper, dersom variasjonen i selskapsstørrelse er stor nok (Lo, 2004). For å *jevne ut* slike forskjeller mellom selskapene skaleres regresjonsvariablene med det som menes å være et passende mål.

De fleste tidligere studier skalerer Ohlsonmodellen (1995) med antall utestående aksjer, til tross for at det er et kjent problem at dette bryter med "clean surplus"-relasjonen, dersom man forventer fremtidige endringer i antall utestående aksjer (Ohlson, 2000). Mange av selskapene preges av endringer i selskapsstruktur, aksjesplitter og egenkapitalemisjoner, noe som fører til at antall utestående aksjer endrer seg hos flere av selskapene, i løpet av studieperioden. På den annen side viser Barth og Clinch (2001) at "antall utestående aksjer" er det mest effektive målet for å redusere skalaeffekter.

Skalaforskjeller kan påvirke regresjonsresultatene og føre til at modellens estimerte forklaringskraft og koeffisienter er "biased" (Lo & Lys, 2000). En diskusjon omkring skaleringsmål følger i kapittel 5.4.

## 4.4 Robusthetstester

### Heteroskedastisitet

En av regresjonsmodellens forutsetninger er at residualene har lik varians for alle de forklarende variablene i modellen (Ringdal, 2009:380). Dette kalles *homoskedastisitet*.

Heteroskedastisk varians på feilleddet i regresjonen kan for eksempel stamme fra skalaforskjeller mellom selskapene eller det faktum at modellen er feilspesifisert (Barth & Clinch, 2001; Midtbø, 2012). Heteroskedastisitet påvirker signifikanstestene, men påvirker

heldigvis ikke modellens forklaringskraft ( $R^2$ ) og OLS-estimatoren er fortsatt *forventningsrett* (Barth & Clinch, 2001; Midtbø, 2012). Forventningsrett vil si at estimatoren estimerer den ukjente verdien man er ute etter å estimere. Det vil si at forventningen til estimatoren  $\hat{p}$  er  $p$  (Hagen, 2007).

Denne studien estimerer en *Breusch-Pagan* (BP)-test og en *White*-test, i tillegg til at modellene estimeres både med og uten robuste standardfeil. Selv om korrelasjonen mellom residualene og forklaringsvariablene per definisjon er lik null, gjelder ikke det samme for korrelasjonen mellom de *kvadrerte* residualene og forklaringsvariablene (Midtbø, 2012:107). Derfor bruker BP-testen de kvadrerte residualene som avhengig variabel, og dersom p-verdien er signifikant ( $p < 0,05$ ), så vil heteroskedastisitet være et problem. White-testen bruker også de kvadrerte residualene som avhengig variabel, men inkluderer i tillegg de kvadrerte forklaringsvariablene og interaksjonen mellom dem (Midtbø, 2012:109). Nullhypotesen om homoskedastisitet forkastes ved signifikant p-verdi ( $p < 0,05$ ).

Et alternativ er å estimere med OLS og korrigere standardfeilene slik at de er gyldige selv når formen for heteroskedastisitet er ukjent (Woolridge, 2009; referert i Midtbø, 2012). Dette kalles robuste standardfeil og blir brukt i modellestimeringene hvor White- og/ eller BP-testen avviser homoskedastisitet. Robuste standardfeil bygger på asymptotisk teori og er derfor forbeholdt store utvalg, noe som antyder at dette ikke er en egnet "test" for denne studiens beskjedne utvalg.

Beskrivende statistikk viste at det er store variasjoner i datasettet, noe som er en kilde til heteroskedastisitet. Et "siste" alternativ er å glatte variablene, ved å for eksempel bruke gjennomsnittlige verdier per selskap i utvalget. Dette er ikke ønskelig, siden variablene allerede er skalert med  $BV_{t-1}$ , men kan være en aktuell løsning dersom man ikke blir kvitt heteroskedastisk varians på feilledet.

### **Multikollinearitet**

Multikollinearitet oppstår på grunn av sterk korrelasjon mellom de forklarende variablene, som for eksempel at både  $w_t$  og  $w_{t-1}$  inkluderes i den originale modellen til Ballester *et al.* (2002). Ved perfekt multikollinearitet er det umulig å predikere regresjonskoeffisientene, mens høy multikollinearitet gjør det vanskelig å beregne størrelsen på de individuelle effektene (Midtbø, 2012).

Studien ønsker å teste for multikollinearitet, fordi det kan føre til at modellens estimerte forklaringskraft og standardfeil er for høy (Midtbø, 2012). På grunn av dette beregnes VIF (Variance Inflation Factor) og *toleransen*, definert som  $1/VIF$ .

I tillegg utarbeides en korrelasjonsmatrise, for å studere korrelasjonen mellom de forklarende variablene mer inngående.

Studien tester også indirekte for multikollinearitet ved å estimere en modell hvor  $w_{t-1}$  ekskluderes fra modellspesifikasjonen.

### Ekstreme observasjoner

En observasjon kan sies å være *ekstrem*, dersom den ligger langt fra gjennomsnittet (har tyngde/ "leverage") og har store residualer og store avvik mellom de predikerte og observerte verdiene ("outlier") (Midtbø, 2012).

Det er interessant å vite om slike observasjoner, fordi da har studien muligheten til å estimere modellene både med og uten disse observasjonene. I denne studien vil disse observasjonene identifiseres grafisk, ved et  $lvr_2$ plot. Alternativt kunne man kjørt en statistisk Cooks D-test (eller en DFITS-test). Dette gjøres kun dersom den grafiske fremstillingen indikerer ekstreme/ betydningsfulle observasjoner.

### Modellenes signifikans

Hver eneste modellestimering viser en F-verdi som kan brukes til å si noe om modellens signifikans. Nullhypotesen er påstanden om at *ingen* av de forklarende variablene påvirker den avhengige variabelen, og avvises dersom F-verdien er signifikant (Midtbø, 2012). I denne studien regnes de estimerte verdiene som signifikante på et 5 %-nivå, det vil si en  $p < 0,05$ . F-testen er god å bruke ved sammenlikning av statistiske modeller.

### Normalfordelte restledd

Fordelingen til restleddet bør være symmetrisk, slik at sannsynligheten for å under- eller overestimere er omtrent lik (Midtbø, 2012). I følge Greene (2008; referert i Midtbø, 2012) er ikke normalitetsforutsetningen spesielt viktig, men i et lite utvalg er det likevel lurt å teste denne regresjonsforutsetningen. Dette kommer av at små utvalg i større grad påvirkes av observasjoner som ligger langt fra gjennomsnittet, enn hva store utvalg gjør.

For å teste om restleddene er normalfordelte kan man se på en grafisk fremstilling (rvfplot og/eller histogram), eller gjennomføre en skjevhets- og kurtosetest.



# 5 ANALYSE

Dette kapittelet vil forsøke å gi svar på hvorvidt rapporterte lønnskostnader har signifikant innvirkning på markedsverdien til selskapene i utvalget.

Analysen starter med en korrelasjonsanalyse for å studere hvor godt regresjonsvariablene samvarierer og for å avdekke mulige kilder til multikollinearitet. Videre presenteres en kort variansanalyse for å lære mer om variablenes fordeling og for å se om det er signifikante forskjeller mellom sektorene i utvalget. Ved hjelp av det statistiske analyseverktøyet STATA estimeres flere ulike spesifikasjoner og resultater fra regresjonsmodellene gjennomgås i kapittel 5.3. Til slutt følger en diskusjon omkring passende skaleringsmål, de estimerte resultatenes robusthet og resultater fra Lajili & Zéghal (2005) sin "accounting identity"-modell. Appendiks E inneholder alle modellestimeringene, for spesielt interesserte.

## 5.1 Korrelasjonsanalyse

Multikollinearitet ble nærmere forklart i foregående kapittel, og vil si at det er sterk korrelasjon mellom en eller flere av de forklarende variablene. I dette kapittelet presenteres korrelasjonsmatriser, for å undersøke i hvilken grad multikollinearitet kan være et problem.

	MV	BV	Årsresultat	Unormal avk.	Lønnskostnad t	Lønnskostnad t-1
MV	1.0000					
BV	0.8376*	1.0000				
Årsresultat	0.1190	0.0385	1.0000			
Unormal avk.	0.1172	0.0376	0.9996*	1.0000		
Lønnskostnad t	0.7362*	0.7263*	-0.0587	-0.0605	1.0000	
Lønnskostnad t-1	0.7064*	0.6986*	-0.0720	-0.0722	0.9818*	1.0000

Tabell 5.1 Korrelasjonsmatrise for alle variabler i Ballester et al. (2002)-modell

Korrelasjonsmatrisen viser *Pearsons R*, også kalt korrelasjonskoeffisienten, og stjerne (\*) indikerer at korrelasjonene er signifikante på 1%-nivået. I likhet med modellen presentert i forrige kapittel er alle variablene ovenfor skalert med  $BV_{t-1}$ . Dette er for å oppnå samsvar med modellen som estimeres i Ballester et al. (2002). Vi ser at flere av korrelasjonene er høye og signifikante. Det er sterk og signifikant multikollinearitet mellom variablene "unormal avkastning" og "årsresultatet". Dette er helt naturlig, og kommer av at unormal avkastning er definert som årsresultatet fratrukket risikofri avkastning på egenkapitalen. Siden "- $r_f$ " er det eneste som skiller disse to variablene fra hverandre (ref. kapittel 4.3) er det intuitivt med sterk korrelasjon mellom disse to variablene. Dette kommer av at en variabels korrelasjon ( $\rho$ ) med

seg selv er lik 1, og dermed vil en variabel som er *litt* forskjellig fra seg selv ha en  $\rho$  like under 1.

Denne periodens "lønnskostnad  $t$ " og forrige periodes "lønnskostnad  $t-1$ " er også signifikant korrelerte. Dette er helt naturlig, siden det er grunn til å tro at lønnskostnadene fra periode til periode ikke avviker særlig fra foregående periode så sant det ikke har vært store endringer i arbeidsstyrken. I denne studiens modellestimering medfører dette høy multikollinearitet, siden begge disse to inkluderes i den opprinnelige modellspesifikasjonen til Ballester *et al.* (2002). Dette er likevel ikke et brudd på regresjonsforutsetningen, siden det ikke er *perfekt* multikollinearitet. Men, resultater fra estimeringene som inkluderer begge disse variablene samtidig vil være vanskelige å tolke siden modeller med høy multikollinearitet kan medføre for høy  $R^2$  og for høye standardfeil.

En interessant observasjon er at lønnskostnaden er signifikant korrelert med markedsverdien av egenkapitalen, og at disse variablene samvarierer ganske godt. Dette indikerer at jo større lønnskostnaden er, desto høyere er markedsverdien av selskapene. Høye korrelasjoner er imidlertid ganske vanlig i analyser av aggregerte data, fordi oppsummerende statistikk har en tendens til å "jevne ut" individuell variasjon (Treiman, 2009; referert i Midtbø, 2012:85). Man må heller ikke glemme at det er forskjell på korrelasjon og *kausalitet*, og man må ikke tolke koeffisienten som at en økning i lønnskostnader vil forårsake en økning i markedsverdi, eller vice versa. Det kan være en tredje variabel som forklarer sammenhengen. I så fall er det en *spuriøs* sammenheng. Dette er grunnen til at vi ikke estimerer en bivariat regresjon, men inkluderer flere forklaringsvariabler - som for eksempel årsresultatet og bokverdien av egenkapitalen.

En annen interessant observasjon er at årsresultatet ikke er signifikant korrelert med markedsverdien, og den estimerte koeffisienten er forholdsvis lav. Det er ikke unaturlig å anta at markedet nedjusterer sin vurdering av selskapsverdien når selskapet rapporterer et dårlig årsresultat. Dette vil i så fall lede oss til å tro at det er forholdsvis høy samvariasjon mellom årsresultatet og markedsverdien av et selskap. På den annen side så reflekterer markedsverdien *forventninger om fremtiden* og tar høyde for at årets dårlige årsresultat *kan* ha vært påvirket av andre forhold, enn selskapets evne til å generere positive kontantstrømmer i fremtiden.

I multivariate regresjonsmodeller er det muligens mer interessant å se hvordan en variabel korrelerer med *alle* de andre variablene. I alle modellestimeringene estimeres derfor VIF, som

et mål på multikollinearitet. En verdi i intervallet 1-10 er akseptabelt ifølge ”tommelfingerregler” (Midtbø, 2012).

	MV	BV	Årsresultat	Unormal avk.	Lønnskostnad
MV	1.0000				
BV	0.9265*	1.0000			
Årsresultat	0.6447*	0.6924*	1.0000		
Unormal avk.	0.5039*	0.5452*	0.9792*	1.0000	
Lønnskostnad	0.3995*	0.4036*	0.2733*	0.2237*	1.0000

Tabell 5.2 Korrelasjonsmatrise Ballester et al. (2002,) skalert med antall aksjer

Allerede nevnt og begrunnet i forrige kapittel, så vil den opprinnelige modellen fra Ballester et al. (2002) også skaleres med antall utestående aksjer per 31.12 i periode  $t$ . Dette fører til at variablene endrer seg noe, og det samme gjør korrelasjonskoeffisientene. Spesielt endrer koeffisientenes signifikans seg, når modellen skaleres med antall utestående aksjer. Faktisk er alle korrelasjonene signifikante på 1%-nivået. Spesielt for årsresultatet kan det tyde på at resultat per aksje (eng: EPS) og aksjepris samvarierer bedre enn multiplene (ratioene) i forrige matrise (tabell 5.1). Dette kan muligens tolkes som en indikasjon på at antall utestående aksjer er et bedre mål på skala enn bokverdien ved periodens begynnelse.

Formålet med dette delkapittelet er likevel ikke å avgjøre hvilke mål som reduserer skalaeffekter mest effektivt, men å konstatere hvorvidt multikollinearitet vil bli et problem. Av tabell 5.2 ser vi at både lønnskostnaden og årsresultatet er høyt korrelerte med bokverdien av egenkapitalen, noe som indikerer høy multikollinearitet. Dette er likevel ikke problematisk, fordi modellen er spesifisert på en slik måte at den mer eller mindre legger opp til at det skal være høy multikollinearitet. Den delen av årsresultatet som ikke betales som dividende går med til å øke bokverdien av egenkapitalen (ref. ”clean surplus”-relasjonen) og det er derfor naturlig at det er høy samvariasjon mellom disse to variablene.

Ifølge Woolridge (2009; referert i Midtbø, 2012) er problemet med høy multikollinearitet blitt overdrevet. Denne studien vil likevel estimere VIF-målet for alle modellene for å forsøke å finne en modell med akseptabel grad av multikollinearitet. For denne studien er det kritisk at regresjonskoeffisientenes signifikanstester er gyldige, siden disse skal brukes til å estimere størrelsen på humankapitaleiendelen ( $HC_t$ ).

## 5.2 Variansanalyse

Studien ønsker å teste om det er signifikante forskjeller i observerte variabler mellom de ulike sektorene. Analysen sammenligner derfor variansen *innenfor* sektorene med variansen *mellom*

sektorene (Midtbø, 2012). En slik analyse vil fortelle oss mer om hvordan de ulike sektorene påvirkes av relevante variabler, og om sektorene er signifikant forskjellige fra hverandre.

Et histogram som viser variablenes frekvensfordeling og prosentvise fordeling viser at den avhengige variabelen i den opprinnelige Ballester *et al.* (2002)-modellen har en høyreskjev sannsynlighetsfordeling. I tillegg avviser en skjevhets- og kurtosetest nullhypotesen om normalitet. Denne viser at variabelen er signifikant ikke-normal både med tanke på skjevhet og spissitet (kurtose).

Den vanligste variansanalysen, ANOVA, er en parametrisk test som forutsetter at dataene følger normalfordelingen. En slik analyse blir noe upålitelig siden variablene ikke er normalfordelte. For å være på den sikre siden analyseres variablene også med en ikke-parametrisk test kalt *Kruskal-Wallis*. Kruskal-Wallis krever ikke at datasettet følger normalfordelingen, men testen forutsetter at dataene i ulike sektorer har samme fordeling. Begge testene viser at det er signifikante forskjeller i den avhengige variabelen,  $MV_t/BV_{t-1}$ , både mellom sektorene og over tid. Dette er for så vidt naturlig, siden det er svært forskjellige sektorer i utvalget. For eksempel eiendomssektoren med en gjennomsnittsverdi på 0,9 på den nevnte variabelen og IT-sektoren med høyeste multipl på 2,5. Det er også naturlig med forskjeller mellom år, spesielt siden studiens periode inkluderer finanskrisen som har preget de seneste årene i studieperioden og også har hatt ulik påvirkning på de forskjellige sektorene. En annen forklaring er at det er for få observasjoner i utvalget, og spesielt innad i sektorene, til å kunne uttrykke seg om forskjellenes signifikans.

Mer interessant er hvorvidt det er forskjeller i lønnskostnader mellom de ulike sektorene, og analysens p-verdi viser at nullhypotesen om lik varians kan forkastes. Det er med andre ord signifikante forskjeller i lønnskostnadsvariabelen mellom de ulike sektorene. Enda mer interessant er om det er forskjeller i lønn per ansatt mellom de ulike sektorene, noe variansanalysen viser at det også er. Dette kan ha flere forklaringer, og som nevnt i kapittel 3, så kan det skyldes ulik rapporteringspraksis, drastiske endringer i selskapsstruktur, for få observasjoner, det faktum at sektorene i denne studien er bredt definerte kategorier og så videre. Alternativt kan det selvfølgelig skyldes det faktum at enkelte sektorer ansetter høyt utdannede personer, mens andre sektorer kan benytte arbeidstakere med grunnskoleopplæring. Noen bedrifter kan også ha ”outsourcet” hele eller deler av virksomheten til utenlandske arbeidere, noe som kan resultere i lavere lønnskostnader og økte forskjeller mellom de observerte selskapene.

En videre variansanalyse er ikke særlig fruktbar, da vi allerede vet fra den beskrivende statistikken presentert i kapittel 3 at det er store variasjoner både innad og mellom sektorene.

### 5.3 Regresjonsanalyse

Dette delkapittelet presenterer estimater fra de ulike modellestimeringene. Formålet med kapittelet er å finne fram til en eller flere modellvarianter som gir adekvate estimater på koeffisientene, for å sikre at beregningen av humankapitaleiendelen blir mest mulig nøyaktig. Fokuset vil spesielt være på ulike versjoner av den opprinnelige Ballester *et al.* (2002)-modellen. Helt til slutt følger en kort presentasjon av modellestimeringen til Lajili & Zéghal (2005).

#### 5.3.1 Ballester *et al.*(2002)-modellen

Vi starter med en repetisjon og gjentar studiens modellspesifikasjon:

$$\frac{MV_t}{BV_{t-1}} = A_0 + A_1 \frac{BV_t}{BV_{t-1}} + A_2 \frac{x_t}{BV_{t-1}} + A_3 \frac{w_t}{BV_{t-1}} + A_4 \frac{w_{t-1}}{BV_{t-1}} + \varepsilon_t$$

Underveis vil denne modellen refereres til som ”den opprinnelige modellen” eller ”Ballester *et al.*(2002)-modellen”. Fra den foregående korrelasjonsanalysen vet vi at multikollineariteten vil være høy i denne modellen, siden  $w_t$  og  $w_{t-1}$  inngår i samme spesifikasjon. En mulig løsning er å ekskludere forrige periodes lønnskostnad ( $w_{t-1}$ ) fra modellen, for å se hvilken effekt dette har på de estimerte koeffisientene. På den annen side er det verre å utelate relevante variabler enn å inkludere irrelevante variabler (Midtbø, 2012). Studien vil forhåpentligvis ikke få problemer med en ekskludering, siden periodens lønnskostnad inkluderes. Modellen estimeres derfor også uten  $w_{t-1}$ .

Kontroll for sektor	Opprinnelig modell				Uten lønnskostnad i t-1			
			X				X	
$BV_t/BV_{t-1}$ ( $A_1$ )	1.361***	0,102	1.405***	0,113	1.372***	0,102	1.416***	0,114
$x_t/BV_{t-1}$ ( $A_2$ )	0.919**	0,266	0.837**	0,276	0.936***	0,265	0.857**	0,275
$w_t/BV_{t-1}$ ( $A_3$ )	1.083**	0,412	1.034*	0,415	0.690***	0,110	0.609***	0,138
$w_{t-1}/BV_{t-1}$ ( $A_4$ )	-0.444	0,448	-0.482	0,443				
Justert forklaringskraft	75 %		76 %		75 %		75 %	
F-verdi	188,49***		61,68***		251,01***		66,67***	
Antall observasjoner	257		257		257		257	

Tabell 5.3 Ballester *et al.*(2002)-modellen estimert med OLS

Kontroll for tid	Opprinnelig modell				Modell uten lønnskostnad i t-1			
			X				X	
$BV_t/BV_{t-1}$ ( $A_1$ )	1.420***	0,126	1.456***	0,118	1.406***	0,162	1.438***	0,118
$x_t/BV_{t-1}$ ( $A_2$ )	0.735*	0,293	0.021	0,287	0.803**	0,290	0.103	0,285
$w_t/BV_{t-1}$ ( $A_3$ )	1.07**	0,345	1.012**	0,330	0.684***	0,172	0.531**	0,162
$w_{t-1}/BV_{t-1}$ ( $A_4$ )	-0.482	0,373	-0.597	0,356				
Forklaringskraft	84 %		87 %		84 %		87 %	
F-verdi	261,73***		133,36***		345,67***		145,79***	
Rho	0,450		0,514		0,445		0,501	
Antall observasjoner	257		257		257		257	

Tabell 5.4 Ballester et al.(2002)-modellen estimert med FE

Tabell 5.3 viser den opprinnelige modellen estimert med OLS, med og uten dummyvariabler og med og uten lønnskostnaden i t-1. Tabell 5.4 viser tilsvarende modeller estimert med FE. Tre stjerner (\*\*\*) indikerer  $p < 0,001$ , to stjerner (\*\*) tilsvarer  $p < 0,01$  og en stjerne (\*) er  $p < 0,05$ . Dette vil gjelde for alle andre tabeller som presenteres, såfremt ikke annet presiseres. I skråskrift, til høyre for regresjonskoeffisientene, rapporteres standardavvik. Alle modellene er også estimert med og uten unormal avkastning. Dette medfører tilnærmet ingen endringer i de rapporterte resultatene, og derfor er disse å finne i appendiks E.

## OLS

Vi ser at OLS-estimatoren gir høye og positive koeffisienter for alle variablene (unntatt lønnskostnaden i t-1), noe som antyder at variablene som er innlemmet i spesifikasjonen er relevante. I alle modellene har bokverdien størst innvirkning på markedsverdi, noe som er intuitivt, siden markedsverdien reflekterer verdien av selskapet som helhet, deriblant årsrapportens bokførte verdier. Det faktum at bokverdien har en koeffisient større enn 1 underbygger oppfatningen om at det er forskjeller mellom markedsverdier og bokverdier, som inneholder "skjulte verdier" som for eksempel humankapital. Den estimerte regresjonskoeffisienten ( $A_1$ ) til  $BV_t/BV_{t-1}$  på rundt 1,40 er noe høyere enn Ballester *et al.* (2002), som finner at en fjerdedel av observasjonene har en estimert  $A_1$  som er 1,10 eller høyere. Den gjennomsnittlige  $A_1$  i deres studie er 0,75. Det vil si at én enhets økning i  $BV_t/BV_{t-1}$  gir en økning i markedsverdi på 0,75, mens i vår studie gir det en gjennomsnittlig økning på 1,40. Dette indikerer at bokverdivariabelen i denne studien forklarer markedsverdien til utvalget i enda større grad enn hva den gjør i studien til Ballester *et al.* (2002).

Årsresultatets regresjonskoeffisient på 0,8-0,9 antyder at en endring i årsresultatet har en markant effekt på markedsverdien av selskapet. Årsresultatet påvirker selskapets

dividendepolitikk, andelen fri egenkapital som kan brukes til fremtidige investeringer og så videre. Det er intuitivt at dersom et selskap rapporterer et negativt resultat, så vil det også gi en nedgang i markedsverdien og vice versa. Ballester *et al.* (2002) rapporterer en gjennomsnittlig  $A_2$  på hele 4,4, noe som er betydelig høyere enn 0,8-0,9. I deres studie har 50% av observasjonene en estimert koeffisient på 4,9 eller høyere. Noe av forskjellen kan forklares av ulik dividendepolitikk mellom USA og Norge, hvor det er større forventninger til og mer vanlig med utbetaling av dividende i USA. Statistikk viser at gjennomsnittlig utbytteandel fra de 500 største amerikanske selskapene (også kalt S&P500) har vært hele 55 % av årlig overskudd, mens utbytteandelen fra Oslo Børs i snitt har ligget rundt 25-30 % (NOU 2004:07). I denne sammenhengen vil årsresultatets størrelse være en avgjørende faktor for hvor stort utbyttet blir. En annen forklaring kan være at den høye koeffisienten tyder på at det observerte årsresultatet samvarierer bedre med markedsverdien. Dette er ikke tilfellet i denne studien, blant annet på grunn av at finanskrisen har skapt forstyrrelser.

Noe overraskende så har lønnskostnaden i periode  $t$  en veldig sterk og signifikant effekt på markedsverdien, med en koeffisient på rundt 0,60-0,70. Dette indikerer at en endring i lønnskostnaden på én enhet medfører en endring i markedsverdien på 0,60-0,70. Denne koeffisienten sier noe om hvor bratt regresjonslinjen (forholdet mellom markedsverdi og lønnskostnader) stiger. Estimater indikerer at økte lønnskostnader (hvor deler kan være investeringer i humankapital) oppfattes som positivt. Nok en gang er det relativt intuitivt, siden en økning i denne kostnadsposten kan antyde planer om ekspansjon, framtidig vekst, satsing på bestemte virksomhetsområder med videre, og for å få til dette er det behov for en kompetent og sammensveiset arbeidsstokk. En økning i lønnskostnadsnivået kan også reflektere en sterk fagforeningskultur i Norge. Lønnskostnaden i periode  $t-1$  er ikke signifikant, men det skyldes at "årets" lønnskostnad er inkludert i spesifikasjonen og det er naturlig å anta at lønnskostnaden i periode  $t$  bedre forklarer markedsverdien i periode  $t$ , enn lønnskostnaden i periode  $t-1$ . Ballester *et al.* (2002) rapporterer ikke regresjonskoeffisienten til lønnskostnadene ( $A_3$ ), fordi de estimerer investeringsandelen  $\beta$  direkte ved hjelp av simulering. Men, siden vi har informasjon om de estimerte verdiene på de andre parameterne som inngår i  $A_3$  kan vi regne oss fram til regresjonskoeffisienten på lønnskostnaden, som er 1,03 basert på gjennomsnittlige verdier. Vi ser at deres  $A_3$  er tilnærmet lik vår i den opprinnelige spesifikasjonen, hvor  $w_{t-1}$  inngår. Koeffisienten er noe høyere enn denne studiens dersom  $w_{t-1}$  ekskluderes, men den antas å variere en del siden verdiene den bygger på varierer ganske mye. En høyere  $A_3$  i deres studie kan også skyldes karakteristikk ved

utvalget deres, som at det er selektivt. Denne utredning påstår at lønnskostnader rapportert av amerikanske selskaper kan ha en sterkere innvirkning på markedsverdi (høyere  $A_3$ ), fordi markedet opplever en rapportering som *ekstra* positivt, siden det skjer på frivillig basis. På denne måten vil de amerikanske selskapene som rapporterer frivillig skille seg ut fra "mengden". Dersom det er slik at selskapene som rapporterer frivillig er de som investerer mye i humankapital (høyt lønnskostnadsnivå), så taler det for at regresjonskoeffisienten er høy og positiv.

Tallene i skråskrift (ved siden av koeffisientene) er estimatenes *standardavvik*. Disse sier noe om hvor sikre anslag modellen kan angi. Med bakgrunn i standardavvikene kan man konstruere konfidensintervall, som de sanne verdiene med en viss sannsynlighet vil havne innenfor. Det er veldig vanlig å betrakte et 95 % konfidensintervall som tilstrekkelig, noe som vil si at man beveger seg 1,96 standardavvik bort fra den estimerte koeffisienten. I den opprinnelige modellen er standardavvikene veldig store, noe som medfører et *bredt* konfidensintervall, som igjen antyder at den sanne verdien kan variere ganske mye fra estimatet i tabellen. Fra variansanalysen vet vi at dataene som variablene er konstruert fra ikke er normalfordelte og den deskriptive statistikken i kapittel 3 viste til store variasjoner i inndataene. I tillegg til dette estimeres modellen med få observasjoner, kun 257. Dette er faktorer som kompliserer estimeringsprosessen og bidrar til betydelig usikkerhet i modellen. Det er oppløftende å se at det hjelper betraktelig å estimere modellen uten lønnskostnaden i periode  $t-1$ . Vi ser at standardavviket til lønnskostnaden i periode  $t$  reduseres fra en høy på 0,415 til laveste på 0,110 i OLS-estimeringene. Nedsiden er at dette fortsatt gir et veldig bredt konfidensintervall. Ballester *et al.* (2002) rapporterer ikke standardavvik, men persentiler for koeffisientene. Det kan se ut til at deres estimator varierer like mye som denne studiens, hvor  $A_1$  varierer fra et minimum på -17,4 til et maksimum på 9,5 og estimatene til  $A_2$  varierer mellom -11,3 og 36,0. Dette er ytterpunktene av observasjonene i studien deres og ikke estimerte konfidensintervall. Presiseringen tjener som en illustrasjon på at Ballester *et al.* (2002) også ser ut til å estimere koeffisienter som kan avvike en del fra gjennomsnittet. Denne studiens 95 % konfidensintervall for de to koeffisientene tilsvarer hhv. [1.16, 1.56] og [0.40, 1.44]. Siden utvalget vårt består av få observasjoner og mange forskjellige typer selskaper er det naturlig med variasjon.

## FE

Faste effekter (FE)-estimatoren passer godt til paneldata. Dette kommer av at datasettet har en tverrsnittdimensjon ved seg, som gjør at det er vanskelig (umulig) å observere firmaspesifikke



effekter. Estimatorene inkluderer N-1 dummyvariabler for selskapene i utvalget og sammenlikner variansen innad i en gruppe, med variansen mellom gruppene. På denne måten fjernes selskaps-spesifikke effekter som er *faste* over tid og analysen kan konsentrere seg om variasjoner *innad* i gruppene (selskapene), det vil si avvik fra gruppens gjennomsnitt. Dermed reduseres bekymringene rundt spuriøse sammenhenger, altså at de uobserverbare effektene har innvirkning på forholdet mellom de observerte effektene (forklaringsvariablene) og markedsverdien.

Vi ser at en estimering med FE gir koeffisienter som er veldig like de vi fikk med OLS, selv om resultatene varierer noe mer på tvers av de ulike modellestimeringene. Koeffisienten til årsresultatet ( $A_2$ ) varierer fra 0,021 til 0,803, men i de tilfellene hvor den er signifikant så er ikke estimatet på 0,74 og 0,80 særlig forskjellig fra OLS-estimatene på 0,80-0,90. FE passer spesielt bra på variabler som varierer mye over tid innad i en gruppe, som for eksempel årsresultatet som kan ha tendenser til å variere over tid.

Estimatene på  $A_1$  varierer fra 1,41 til 1,46 på tvers av estimeringene og er veldig like de foregående OLS-estimatene som varierer mellom laveste på 1,36 og høyeste på 1,42.

Koeffisienten til årsresultatet er også svært lik og koeffisienten til lønnskostnadene ( $A_3$ ) er rundt 1 når  $w_{t-1}$  inkluderes. Når det siste leddet ekskluderes fra spesifikasjonen, så er  $A_3$  lik 0,68 sammenliknet med 0,69 i OLS-estimeringen.

Standardavviket for lønnskostnadens estimerte koeffisient halveres, fra 0,345 til 0,172, når leddet ( $w_{t-1}/BV_{t-1}$ ) ekskluderes fra spesifikasjonen. Det reduserte standardavviket fører også til et høyere signifikansnivå for koeffisienten, som nå har en p-verdi mindre enn 0,001. Vi ser at ved å kontrollere for tidsspesifikk variasjon reduseres standardavvikene noe. Dette kommer av at regresjonen baserer seg på mer (nøyaktig) informasjon, noe som gjør den i stand til å komme med "sikrere" estimater som fører til smalere konfidensintervaller.

En FE-regresjon estimerer også *intraklassekorrelasjonen*, målt ved  $\rho$ . Dette målet kartlegger graden av likhetstrekk innenfor gruppene (her: selskapene) i utvalget (Midtbø, 2012) og forteller hvor mye av den totale variansen som kan forklares av variasjonen mellom selskapene. Vi ser at  $\rho$  er relativt høy, noe som tyder på at den selskapsmessige variasjonen rundt gjennomsnittet er stor. Denne øker når man kontrollerer for tid, noe som indikerer at tidsspesifikke hendelser (for eksempel finanskrisen) har hatt kraftigere innvirkning på enkelte selskaper, relativt til de andre selskapene i utvalget.

## Begge

Alle modellene har eksepsjonelt sterk forklaringskraft ifølge Jacobsens (2000) tommelfingerregler som har en terskel på 0,70 (for å kunne kalles ”eksepsjonelt sterk forklaring”). Justert  $R^2$  varierer mellom 75 % og 76 % i OLS-estimeringene og mellom 84 % og 87 % i FE-estimeringene. Det er naturlig med høyere  $R^2$  for modellene som estimeres med FE, siden denne estimatoren klarer å forklare variasjonen bedre, etter å ha fjernet forstyrrelser skapt av firmaspesifikke effekter. I foregående kapittel ble det nevnt at multikollinearitet kan gi for høy forklaringskraft og/ eller standardfeil. En VIF- og toleransetest<sup>3</sup> påviser multikollinearitet i de to modellene fra venstre side og finner ikke multikollinearitet i modellene hvor lønnskostnaden i t-1 er ekskludert. Utfallet fra denne testen er som forventet, jamfør diskusjon i forbindelse med korrelasjonsanalysen. Modellen uten  $w_{t-1}$  har fortsatt høy forklaringskraft (til tross for akseptabel VIF), noe som kan antyde at forklaringskraften i den opprinnelige modellen ikke er kunstig høy.

F-verdien defineres som *forklart varians* delt på *ikke forklart varians* (Fox, 1997:123; Mickey *et al.*, 2004:45). Det vil si modellens gjennomsnittlige varians dividert med residualenes gjennomsnittlige varians (som helst skal være konstant). Alle modellene er signifikante, noe som signaliseres av F-verdiene med tilhørende p-verdier  $<0,001$ . Det betyr at nullhypotesen om at forklaringsvariablene ikke har innvirkning på den avhengige variabelen kan forkastes.

De to spesifikasjonene er forsøkt estimert med kontroll for sektor og/eller tid, uten at det ser ut til å hjelpe på resultatene. Ved å inkludere N-1 dummyvariabler for sektortilhørighet tar man høyde for en del av variasjonen som stammer fra forskjeller mellom sektorene. Vi ser at forklaringskraften øker noe, men det samme gjør standardavvikene. Når vi kontrollerer for tid, enten alene eller samtidig, er ikke årsresultatets koeffisient signifikant lengre. Studien er avhengig av signifikante koeffisienter i den videre beregningen av humankapitaleiendelen, og velger derfor å rapportere disse i appendikset.

Samtlige estimeringer antyder at bokverdien ( $A_1$ ) har størst innvirkning på markedsverdien og at én enhets endring i bokverdien medfører en endring på rundt 1,4 i markedsverdi. I modellestimeringene er denne koeffisienten signifikant på et 0,1 % nivå. Gjennomsnittlig  $A_2$  er estimert til 0,84-0,90 og er signifikant på 1%-nivået. I henhold til spesifikasjonen som Ballester *et al.* (2002) tar utgangspunkt i, så er denne studiens estimerte  $A_3 = 1.03$  og 1.08 ganske lik deres studie som estimerer en  $A_3$  lik 1,03. Dersom vi ekskluderer spesifikasjonens

---

<sup>3</sup> Variance Inflation Factor (VIF) er et mål på multikollinearitet og finnes som  $1/(1-R^2)$ . En VIF i intervallet 1-10 er akseptabelt. Toleransen er  $1/VIF$  og det er ønskelig at denne er større enn 0,10.

siste ledd for å ta høyde for sterk multikollinearitet faller estimatet noe, men  $A_3$  er fortsatt høy. Til tross for at begge tabellene presenterer to ulike spesifikasjoner estimert med to forskjellige estimatorene, så er resultatene særdeles like på tvers av modellestimeringene. Dette veier til dels opp for de estimerte standardavvikene. Samtlige modeller har eksepsjonelt høy forklaringskraft og er sterkt signifikante.

### 5.3.2 Ballester *et al.* (2002)-modellen skalert med antall aksjer

Studien nevnte i metodekapittelet at modellen også ville bli estimert med antall utestående aksjer per 31.12 i periode  $t$ , fordi dette oppfattes som en ”utbredt” praksis når Ohlsons (1995) RI-modell har blitt brukt for å verdsette immaterielle eiendeler. En av fordelene med å skalere variablene med antall utestående aksjer i periode  $t$  er at antallet observasjoner brukt i modellestimeringene øker, fra 257 til 306. I tillegg er variablene mer forståelige for folk flest, fordi de relaterer seg til et ”per aksje”-mål, som ”bokverdi per aksje”, ”resultat per aksje” og ”lønnskostnad per aksje”.

Ved å bruke ”antall aksjer” som skaleringsmål får vi følgende modellspesifikasjon:

$$\frac{P_t}{aksjer_t} = A_0 + A_1 \frac{BV_t}{aksjer_t} + A_2 \left( \frac{x_t - r_f}{aksjer_t} \right) + A_3 \frac{w_t}{aksjer_t} + \varepsilon_t$$

Også denne modellen estimeres med ulike estimeringsmetoder som OLS og FE, med og uten dummyvariabler for tid og/eller sektor samt med og uten unormal avkastning.

	Modell estimert med OLS				Modell estimert med FE			
Kontroll for tid								X
Kontroll for sektor			X					
<b>BV<sub>t</sub>/aksjer (A<sub>1</sub>)</b>	1.350***	0,046	0.941***	0,037	1.106***	0,068	1.137***	0,070
<b>x<sub>t</sub>/ aksjer (A<sub>2</sub>)</b>	-0.048	0,284	0.344*	0,167	0.360*	0,170	0.184	0,177
<b>w<sub>t</sub>/ aksjer (A<sub>3</sub>)</b>	0.044	0,073	0.030	0,046	0.011	0,062	-0.007	0,064
Justert forklaringskraft	86 %		95 %		63 %		66 %	
F-verdi	623,08***		510,93***		144,26***		46,37***	
Rho					0,691		0,6924	
Antall observasjoner	306		306		306		306	

Tabell 5.5 Ballester *et al.* (2002)-modellen skalert med antall aksjer

Parametrene signifikans endrer seg noe når modellen skaleres med antall aksjer og dette tolkes som et tegn på at den opprinnelige spesifikasjonen er skalert med et mer passende mål, siden den gir flere signifikante koeffisienter til tross for at den er estimert på bakgrunn av færre observasjoner.

I likhet med forrige modellspesifikasjon har  $A_1$  positiv og sterk signifikant innvirkning på aksjeprisen (markedsverdi per aksje). De estimerte koeffisientene er relativt like

koeffisientene som forrige modellspesifikasjon ga. En fordel med denne modellen er at den i mye større grad klarer å predikere koeffisienten til bokverdi per aksje. Det ser vi av de små standardavvikene, på mellom 0,04 og 0,07. Dette fører til at vi, med stor presisjon, kan si noe om bokverdiens effekt på markedsverdiene. Dette skyldes blant annet en økning i antall observasjoner, noe som leder til mer presise estimater. Den estimerte  $A_1$  variere en del mer mellom estimeringene, fra laveste på 0,94 til høyeste på 1,35. Den estimerte koeffisienten er høyere enn Lajili & Zéghal (2005) som også estimerer koeffisienten til bokverdi per aksje. De finner  $A_1$  lik 0,69.

Når OLS-modellen kontrollerer for sektortilhørighet er den estimerte bokverdikoefisienten under 1, men den er fortsatt høy. Dette trenger ikke å bety at markedsverdien er lavere enn bokverdien. Det reflekterer heller det faktum at når modellen kontrollerer for sektor, så klarer den bedre å predikere bokverdiens innvirkning på markedsverdien av selskapene, og registrerer at det også er faktorer *utenom* bokverdi per aksje som har innvirkning på markedsverdien.

Én enhets økning i resultat per aksje gir en økning i markedsverdien på 0,34-0,36 ( $A_2$ ). Dette er lavere enn økningen på 0,70-0,90, som vi fikk under forrige modellspesifikasjon. Disse koeffisientene er ikke sammenliknbare, siden de kommer fra to forskjellige spesifikasjoner. Ved å inkludere sektor som dummyvariabel blir resultat per aksje ( $A_2$ ) signifikant på et 5 % nivå. Til tross for at resultatet er signifikant, er standardavviket så stort at verdien ikke forteller oss særlig mye. Koeffisienten kan med 95 % sikkerhet havne en plass innenfor intervallet [0.016, 0.670] som er så bredt at det er mer eller mindre unyttig. Det samme gjelder for  $A_2$  når spesifikasjonen estimeres med FE og kontroll for tid.

Lønn per aksje ( $A_3$ ) er ikke signifikant i noen av modellestimeringene, noe som nærmest kan sies å være et godt tegn basert på de lave koeffisientestimatene. En svakhet ved denne modellestimeringen er at antall aksjer ikke er justert for aksjesplitter, egenkapitalemisjoner og liknende. Dette fører til at antall aksjer per 31.12 kan variere mye for enkelte selskaper i utvalget, noe som igjen kan gi utslag på estimatene.

Estimatene for  $A_3$  er ikke i overensstemmelse med Lajili & Zéghal (2005) som estimerer koeffisienten til lønn per aksje lik 0,827 med en p-verdi lavere enn 0,01. Dette kan delvis forklares med at deres studie estimerer signifikansnivået ved bruk av en énhalet t-test, mens denne studiens p-verdier er basert på en tohalet t-test. En enhalet test tester signifikansnivået basert på en forventning om *positive* eller *negative* verdier (Stockburger, 1996). Siden Lajili & Zéghal forventer at lønn per aksje har *positiv* innvirkning på aksjeprisen, så tester de kun

med én hale. Dersom riktig retning velges kan det føre til at testen lettere avviser nullhypotesen, altså den blir lettere signifikant (Stockburger, 1996). En annen forklaring til at de får signifikante resultater, mens vi ikke får det er at deres utvalg er selektivt. Dette argumentet ble redegjort for i forrige delkapittel.

Standardavvikene er noe lavere for de signifikante koeffisientene når Ballester *et al.*(2002)-modellen skaleres med utestående aksjer. Dette kan være én av grunnene til at FE fungerer dårlig. Estimatoren passer best dersom det er variasjoner innad i gruppene, siden det er de vi ønsker og studere ved å holde andre effekter faste. En annen forklaring kan være at utvalget er for lite til at faste effekter fungerer like bra som estimeringsmetode, som det gjør ved store paneldatasett. Få observasjoner per gruppe fører til at det er vanskelig å observere variasjoner innad i gruppene.

En forutsetning for FE er at de faste effektene faktisk er faste over tid. Hvis de ikke er faste over tid vil vi heller ikke lykkes med å skille ut effekten (estimere koeffisienten) forklaringsvariablene har på den avhengige variabelen. Selv om variasjonen mellom selskapene er stor, er den ikke nødvendigvis stor innad i selskapene. Dette kan føre til at forklaringsvariabler som er ”faste” utelates i estimeringen. For at FE skal kunne brukes så må kovariansen mellom forklaringsvariabelen på tidspunkt  $t$  og den faste effekten  $c$  være forskjellig fra null.  $Cov(x_t, c) \neq 0$ . Dersom kovariansen er lik 0, så er  $c$  en *tilfeldig* effekt og ikke en fast effekt.

Forklaringskraften til denne spesifikasjonen er veldig høy, i likhet med den opprinnelige spesifikasjonen. Dette indikerer at selskapenes bokverdi forklarer markedsverdien veldig godt, siden det tilnærmet kun er denne koeffisienten som er signifikant når Ballester *et al.* (2002)-modellen skaleres med antall aksjer. I tråd med diskusjonen i forrige avsnitt, så faller forklaringskraften fra 86 % til 63 % når denne spesifikasjonen estimeres med FE framfor OLS. Sammenliknet med Lajili & Zéghal (2005) er forklaringskraften fortsatt høy. Deres modellspesifikasjon estimeres med OLS og har en forklaringskraft på 36 %. Dette skyldes blant annet at deres spesifikasjon ikke inkluderer årsresultatet. VIF-testene viser at multikollinearitet ikke er et problem i noen av modellestimeringene i tabell 5.5, noe som indikerer at de justerte forklaringskraftene er gyldige.

Alle modellene er også estimert med unormal avkastning, og som tidligere er disse resultatene såpass like resultatene som er presentert i dette delkapittelet. Derfor rapporteres disse kun i appendiks E.

### 5.3.3 Valg av skaleringsmål

I denne studiens datasett eksisterer det skalaforskjeller fordi store selskaper som DNB og mindre selskaper som Nordic Semiconductor inngår i det samme utvalget. På grunn av forskjeller i størrelser oppstår også forskjeller i relevante tallstørrelser, som at markedsverdien av DNB er 114 mrd NOK, mens markedsverdien av Nordic Semiconductor er i overkant av 2 mrd NOK. Denne typen forskjeller skaper unødvendig variasjon i datasettet. Vi kan ta høyde for denne variasjonen ved å skalere spesifikasjonens variabler med et *passende* mål. De ulike estimeringene tyder på at hvilken variabel den opprinnelige spesifikasjonen skaleres med har ganske stor innvirkning på resultatene. Kort oppsummert presterer den opprinnelige Ballester *et al.* (2002)-spesifikasjonen bedre totalt sett, enn modellspesifikasjonen nylig gjennomgått. Flere faktorer har innvirkning her.

For det første er ikke de to spesifikasjonene identiske. Den opprinnelige modellen kan kun estimeres med 257 observasjoner på grunn av at den skaleres med bokverdien av egenkapitalen i periode  $t-1$ , mens en skalering med utestående aksjer i periode  $t$  gir en estimering med 306 observasjoner. Denne studien så ikke at det var hensiktsmessig å skalere "forrige" periodes lønnskostnad med "årets" utestående aksjer, og derfor ekskluderes hele dette leddet i den siste spesifikasjonen. Dessuten vet vi at multikollinearitet mest sannsynlig ville gjort en inkludering lite hensiktsmessig.

Modellenes forklaringskraft sier noe om hvor god modellspesifikasjonen er, altså hvor godt de uavhengige variablene forklarer den avhengige variabelen. Modellspesifikasjonen skalert med antall aksjer og med kontroll for sektor har en forklaringskraft på hele 95 %, mot den opprinnelige modellen som har høyeste forklaringskraft lik 87 %. Dette underbygger Barth og Clinch (2001) sin studie, til en viss grad, som kommer fram til at aksjer er et mer effektivt mål på skalaforskjeller enn blant annet bokverdien av egenkapitalen. Den høye forklaringskraften sier oss likevel ikke stort annet enn at bokverdi per aksje i stor grad forklarer markedsverdi per aksje, siden dette *nesten* er den eneste signifikante regresjonskoeffisienten når modellen skaleres med antall aksjer. Mest sannsynlig er heller ikke denne signifikant på grunn av tydelig heteroskedastisitet i denne modellspesifikasjonen. Brown *et al.* (1999) viser derimot at skalering med utestående aksjer ikke er et godt mål.

Tidligere forskning ser ikke ut til å enes om hva som er et godt mål på skalaforskjeller. Formålet er å redusere forskjeller mellom selskapene som har oppstått på grunn av selskapenes størrelse. Empiri har vist at det gjerne er slik at store selskaper for eksempel har større bokverdi av egenkapital, mens små selskaper har lavere verdier. Dette kan gjelde

selskapenes verdier, kostnadsposter, inntekter og liknende. Ved å skalere variablene med et *passende* mål, så reduseres disse forskjellene som har oppstått fordi små og store selskaper befinner seg i samme utvalg. Dette fører indirekte til at modellens heteroskedastisitet reduseres og forklaringskraften øker (Lo, 2004).

I denne studien og med dette datasettet kan det argumenteres for at en skalering med bokverdi er mer egnet enn utestående aksjer. En stor svakhet ved studien er at antall utestående aksjer per 31.12 ikke er justert for aksjesplitt, emisjoner, tilbakekjøp og andre forhold som kan føre til store og ”uforklarlige” endringer i antall aksjer. Det betyr at enkelte selskaper kan ha veldig høy verdi per aksje et år, fordi de har få aksjer utestående og så synker verdien drastisk neste år fordi selskapet har foretatt en aksjesplitt og for eksempel femdoblet antall utestående aksjer. Dette er tydelig en ulempe ved studien, og gjør resultatene i foregående kapittel vanskelige å tolke. En skalering med antall aksjer vil også bryte med ”clean surplus”-relasjonen som Ohlson(1995)-modellen bygger på (Ohlson, 2000). I motsetning til antall aksjer er det sjelden man opplever slike drastiske endringer i bokverdien av egenkapitalen. Endringer i denne kan skyldes økt gjeld, investeringer, avskrivninger og liknende. Men, den kan endre seg ganske fort dersom et selskap driver aktivt med kjøp og salg av tilknyttede selskaper, datterselskaper og eierinteresser i andre selskaper (også kalt M&A). Studien har heller ikke tatt høyde for dette, men dersom bokverdien av egenkapitalen endrer seg drastisk er det naturlig å anta at også størrelsesforholdet til de andre regnskapspostene endrer seg, noe som gjør denne variabelen til et bedre mål.

Det er ikke dermed sagt at bokverdien av egenkapitalen er et *passende* mål. Med tanke på utredningens problemstilling er en skalering med bokverdien av egenkapitalen nærmest ironisk, siden studien bygger på ideen om at gigantselskaper kan ha enormt høy selskapsverdi og likevel ha lave regnskapsverdier, som for eksempel bokverdien av egenkapitalen. For et konsultentselskap, hvor kjernevirksomheten er salg av humankapital, vil ikke bokverdien av egenkapitalen nødvendigvis reflektere selskapets *størrelse*. Et bedre mål kan kanskje være antall ansatte, men etter fremveksten av internettbedrifter kan verdifulle selskaper like gjerne drives av maskiner og roboter som mange ansatte. Det ser ut til at den beste fremgangsmåten er å teste flere skaleringsmål, slik som denne studien gjør. Det perfekte skaleringsmålet finnes ikke, og valget består i å veie fordeler mot ulemper.

I valget mellom denne studiens to skaleringsmål kan man oppsummere med at endringer i bokverdien av egenkapitalen kan oftere forklares ut fra selskapenes størrelse enn endringer i antall utestående aksjer.

### 5.3.4 Estimatenes robusthet

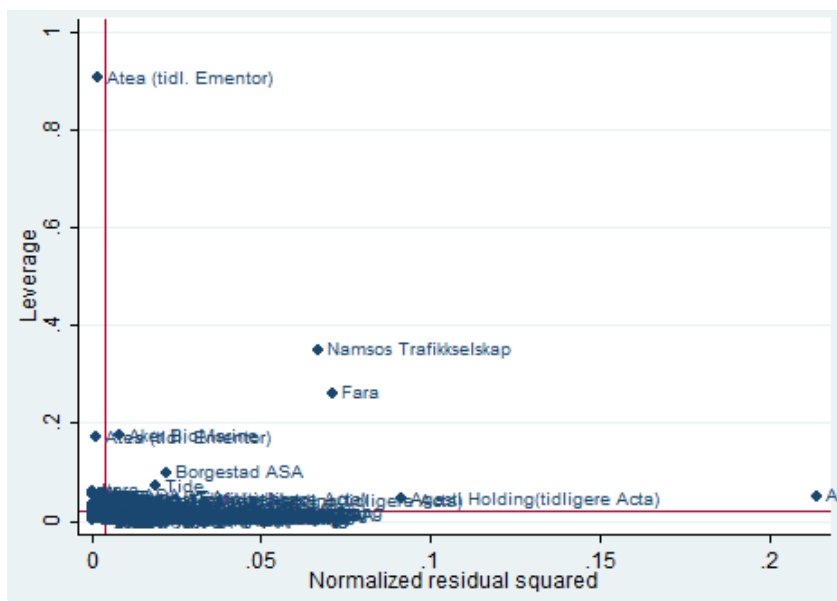
I dette delkapittelet vil studien vurdere de estimerte resultatene fra de ulike variantene av Ballester *et al.* (2002)-spesifikasjonen. Nedenfor følger en oversiktlig oppsummering av robusthetstestene (ref. kapittel 4.4) som vil bli brukt for å sikre at modellene er statistisk gyldige og signifikante, men også i vurderingen av modellestimeringenes kvalitet relativt til hverandre.

ROBUSTHETSTESTER	
Ekstreme observasjoner	Lvr2plot, alternativt Cooks D
Normalfordelte restledd	Skjevhets- og kurtosetest, histogram, rvfplot
Multikollinearitet	VIF og toleranse, korrelasjonsmatrise, varianter av mod.spes.
Heteroskedastisitet	Breusch Pagan (BP)-test, White-test, robuste standardfeil, gjennomsnittlige variabler
Modellens signifikans	F-verdi og tilhørende p-verdi

Tabell 5.6 Robusthetstester

#### Ekstreme observasjoner

Et lvr2plot (se figur 5.1) fremstiller observasjonene grafisk, hvor X-aksen måler uteliggere ("outliers"), mens Y-aksen måler tyngde ("leverage"). For at en observasjon skal klassifiseres som ekstrem må den både være uteligger og ha tyngde. Observasjoner som plasseres øverst i høyre hjørne (høyt oppe på begge aksene) er betydningsfulle enheter, som studien bør vurdere å ta hensyn til. Grafene viser at enkelte observasjoner enten har tyngde, eller er uteliggere, men gir ingen indikasjoner på betydningsfulle enheter (også kalt ekstreme observasjoner).

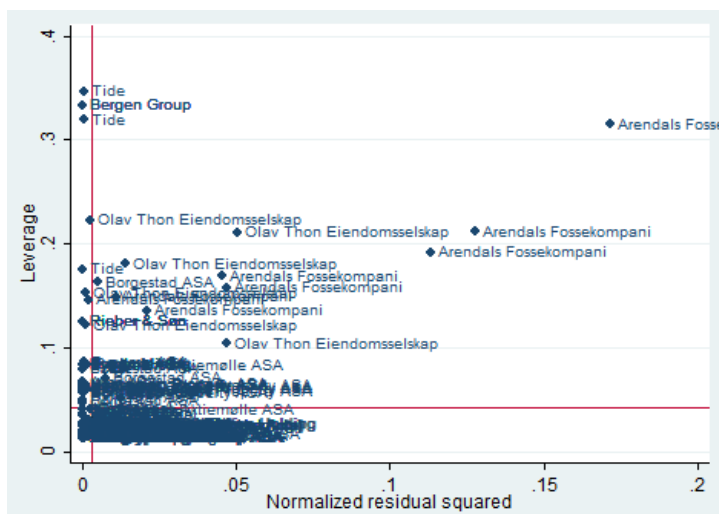


Figur 5.1 Lvr2plot for den opprinnelige modellen estimert med OLS



Ifølge Midtbø (2012) er det sjelden noen god idé å utelate den betydningsfulle enheten, og en bedre strategi er å estimere modellen med og uten de betydningsfulle enhetene og deretter sammenligne resultatene. Ved å utelate de betydningsfulle enhetene faller justert  $R^2$  ned til 42 %, noe som tolkes som et dårlig tegn. Dette kan for eksempel komme av at disse observasjonene bidrar til å forklare tidsseriedimensjonen bedre, og det er ikke naturlig å for eksempel fjerne enkelte observasjoner i 2008 fordi det var et spesielt år.

Når Ballester *et al.*(2002)-spesifikasjonen skaleres med antall aksjer kommer det mer tydelig fram at ekstreme observasjoner *kan* være problematiske.



Figur 5.2 Lvr2plot for den opprinnelige modellen skalert med antall aksjer

Av grafen ovenfor ser vi tydelig at flere av observasjonene ser ut til å ha tyngde (høyt oppe på y-aksen), og de fleste observasjonene av Arendals Fossekompani ser ut til å være uteliggere (langt ute på x-aksen). I dette utvalget er observasjoner med tyngde mer eller mindre naturlig, på grunn av stor variasjon mellom selskapene, som impliserer at gjennomsnittet er et upassende mål for å beskrive observasjonene. Én observasjon er helt klart betydningsfull. Det er Arendals Fossekompani som ligger helt alene oppe i høyre hjørne. I små utvalg, som denne studien, kan ekstreme observasjoner ha stor innvirkning på regresjonskoeffisientene (Stock & Watson, 2012; referert i Midtbø, 2012:115) og det kan også påvirke restleddets normalfordeling.

En Cooks D-test bekrefter at 22 enheter som kan klassifiseres som betydningsfulle. Modellen estimeres uten disse, noe som fører til at regresjonskoeffisienten til resultat per aksje ( $A_2$ ) blir sterkt signifikant og har stor innvirkning på markedsverdien. Utelatelsens forbedrede resultater er spesielt synlige når modellen estimeres med FE (se tabell 5.7 under).

	Ekskl. ekstreme obs.	
Forklarende variabler		
<b>BV<sub>t</sub>/aksjer (A<sub>1</sub>)</b>	0.898***	0,043
<b>x<sub>t</sub>/ aksjer (A<sub>2</sub>)</b>	1.272***	0,228
<b>w<sub>t</sub>/ aksjer (A<sub>3</sub>)</b>	0.388***	0,106
Justert forklaringskraft	83 %	
Antall observasjoner	284	
F-verdi	388,65***	
Rho	0,82	

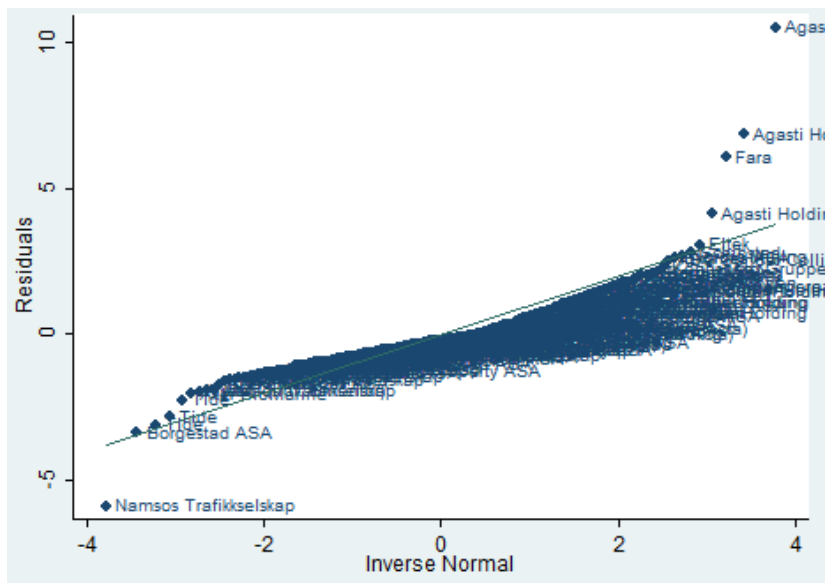
Tabell 5.7 Modell skalert med aksjer, ekskl. ekstreme observasjoner, estimert med FE

Forklaringskraften øker fra 63 % til 83 %, og samtlige koeffisienter er sterkt signifikante. Den estimerte regresjonskoeffisienten til lønn per aksje ( $A_3 = 0,39$ ) er lavere enn koeffisienten Lajili & Zéghal (2005) kommer fram til ( $A_3 = 0,83$ ), men deres studie har et selektivt utvalg sammenliknet med denne studien. Det ser ut til at ekstreme observasjoner har spesielt påvirket  $A_2$ , siden denne koeffisienten var lav (rundt 0,35) og nå er 1,27. De estimerte standardavvikene er noe lavere for  $A_1$  og noe høyere for  $A_3$ . F-testen viser at modellen er signifikant. I dette tilfellet øker rho til 0,82, noe som tyder på at variansen som kan forklares av faste effekter har økt. Ved å ekskludere ekstreme observasjoner reduseres variasjonen i datasettet, noe som kan gi en økning i variabler som ikke varierer over tid, såkalte faste effekter.

Til tross for bedre resultater er ikke en ekskludering av betydningsfulle enheter ønskelig. Dette kommer av at de gjenværende observasjonene forklarer tidsvariasjoner dårligere, dersom et år midt i perioden forsvinner. Enkelte argumenterer for å ekskludere slike verdier fordi de kan skyldes registreringsfeil som har skjedd under innsamlingsprosessen. På den annen side vil ikke dette være særlig problematisk dersom slike feil skjer *tilfeldig*, for da vil feilene spres utover observasjonene i utvalget. Små utvalg, som denne studien, vil helt klart være mer sensitive ovenfor registreringsfeil og betydningsfulle enheter siden disse observasjonene tvinger regresjonslinjen for mye i en bestemt retning. De fleste studier forsøker å si noe om virkeligheten, og dersom ekstreme observasjoner er ”vanlig”, så er det kanskje best å inkludere alle observasjonene i utvalget. Allerede nevnt, så finnes det bransjer hvor sykluser og svingninger er vanlige, og en ekskludering av slike observasjoner fører i verste fall til en manipulering av virkeligheten.

### Normalfordelt restledd

Grafiske fremstillinger av det predikerte restleddet (figur 5.3) og skjevhets- og kurtosetester viser at residualene *ikke* er normalfordelte.



Figur 5.3 Et q-q-plot av residualene i den opprinnelige spesifikasjonen

Figur ovenfor viser avvik fra normalitet. Dersom residualene hadde vært perfekt normalfordelte, ville de ha ligget nøyaktig på 45 graders linjen (Midtbø, 2012). Statistiske skjevhets- og kurtosetester i STATA bekrefter ikke-normalitet. Dette er problematisk siden en av regresjonsforutsetningene er kravet om et normalfordelt restledd.

Lumley *et al.* (2002) tester viktigheten av denne forutsetningen på et stort offentlig datasett, som er *tydelig skjevfordelt*. Studien trekker 1 000 forskjellige utvalg med  $x$  antall observasjoner i hver. Deretter estimeres den samme regresjonen for hvert utvalg. Videre undersøker de hvor ofte estimatet for hele utvalget ( $x = 6\,918$ ) ligger innenfor det estimerte konfidensintervallet (fra de små utvalgene). Med et signifikansnivå på 5 % ville *normalfordelte* data vært innenfor i 95 % av tilfellene. Studien finner at utvalgene med  $x \geq 500$  observasjoner ligger tett opptil et konfidensintervall på 95 %. For mindre utvalg,  $x = 65$  og  $x = 129$ , konkluderer de med at  $p$ -verdiene er gyldige dersom de estimerte koeffisientene er *sterkt* signifikante,  $p < 0,001$  (Lumley *et al.*, 2002:159). Kleinbaum *et al.* (2007:48) skriver at det bør være *kraftig brudd* på normalitetsforutsetningen før resultatene blir *ugyldige*, og Midtbø (2012:106) benevner denne forutsetningen som den *minst* viktige.

I den opprinnelige modellen er det kun bokverdikoefisienten som kan sies å være sterkt signifikant, i henhold til Lumley *et al.* (2002) sin definisjon ( $p < 0,001$ ). Likevel kan resultatene holde til et 95 % konfidensintervall, fordi variablene ikke har like lang hale som det ekstreme datasettet brukt i Lumley *et al.* (2002). I den opprinnelige modellen ekskludert for lønnskostnaden i  $t-1$  er alle koeffisientene sterkt signifikante, og denne studiens utvalg på 257 observasjoner er større enn de minste utvalgene i Lumley *et al.* (2002).

Det finnes også alternative metoder når variablene ikke er normalfordelte, som for eksempel *variabeltransformasjon* eller *bootstrapping*. Transformasjon vil si at man ”manipulerer” variablene for å oppnå en fordeling som er mer lik normalfordelingen, mens bootstrapping er en ikke-parametriske framgangsmåte hvor man unngår strenge antakelser om dataenes fordeling (Fox, 1997:494). Denne studien tester ikke disse metodene, siden det verken er utbredt i liknende forskning (for eksempel Ballester *et al.*, 2002; Lajili & Zéghal, 2005) og siden det er så tydelig at variablene ikke er normalfordelte. Studien kan bekrefte at en estimering med gjennomsnittlige variabler per selskap eller med "first difference"-estimatoren ikke hjelper på restleddets fordeling.

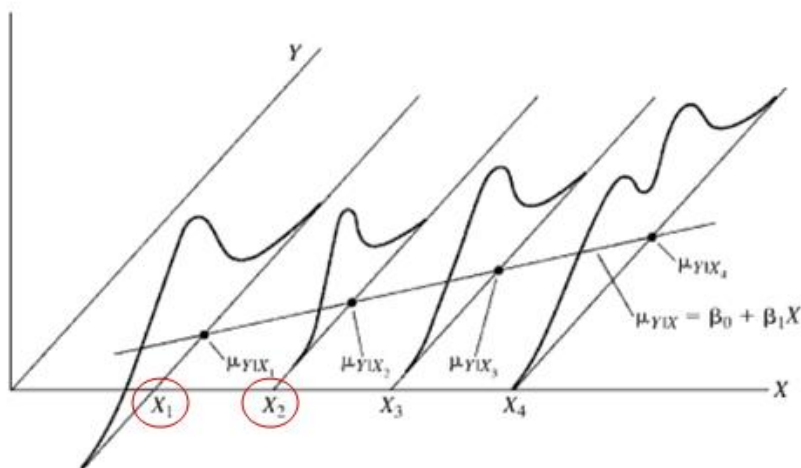
Til tross for skjevfordelingen er de estimerte effektene utrolig like på tvers av ulike modellspesifikasjoner og estimeringsmetoder, noe som ansees som et godt tegn.

### Multikollinearitet

Allerede nevnt underveis har VIF-tester blitt utført etter de forskjellige modellestimeringene. I tillegg til dette er det redegjort for to korrelasjonsmatriser i kapittel 5.1. I den opprinnelige Ballester *et al.* (2002)-spesifikasjonen er multikollinearitet problematisk på grunn av at både  $w_t$  og  $w_{t-1}$  er inkludert. Dette problemet løses ved å ekskludere  $w_{t-1}$  fra spesifikasjonen. Når modellen skaleres med antall aksjer er ikke multikollinearitet et problem.

### Heteroskedastisitet

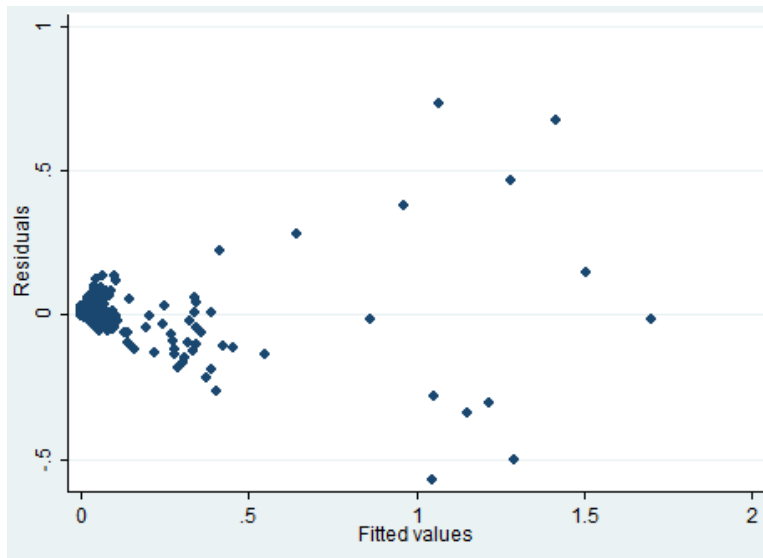
Figur 5.4, hentet fra Kleinbaum *et al.* (2007:47), illustrerer heteroskedastisitet.



Figur 5.4 Eksempel på heteroskedastisitet

Vi ser at variansen til Y ved  $X_1$  er større enn variansen til Y ved  $X_2$ . Dersom variansen hadde vært homoskedastisk skulle Y hatt lik varians for alle  $X$ 'er (Kleinbaum *et al.*, 2007). En

alternativ variant er at *residualene* har lik varians for alle X'er. I modellen vår er variansen liknende den som er illustrert ovenfor, den er heteroskedastisk.



Figur 5.5 Rvfplot for den opprinnelige modellen skalert med antall aksjer

Et *residual versus fitted*-plot (se figur 5.5) plottet residualene fra den opprinnelige modellen skalert med antall aksjer mot de predikerte verdiene (Midtbø, 2012). Her ser vi veldig tydelig at residualenes spredning øker for økte verdier av den predikerte, noe som antyder heteroskedastisitet. For den opprinnelige spesifikasjonen er ikke heteroskedastisk varians like tydelig, men BP-testen og White-testen bekrefter at variansen til feilledet er ikke-konstant.

Heteroskedastisitet har ikke innvirkning på modellens forklaringskraft og OLS-estimatoren er fortsatt forventningsrett (Midtbø, 2012). Det største problemet er likevel at heteroskedastisitet påvirker de individuelle signifikanstestene, og gjør dem ugyldige. Men, ifølge Fox (1997:306) og Kleinbaum *et al.* (2007:120) tolererer testene *mild* heteroskedastisitet. Studien tolker mild heteroskedastisitet som en p-verdi som ligger like under 0,005, som altså er i vippeposen for heteroskedastisitet eller ikke. I denne studien er alle testene sterkt signifikante, og vi kan si farvel til forhåpningen om mild heteroskedastisitet.

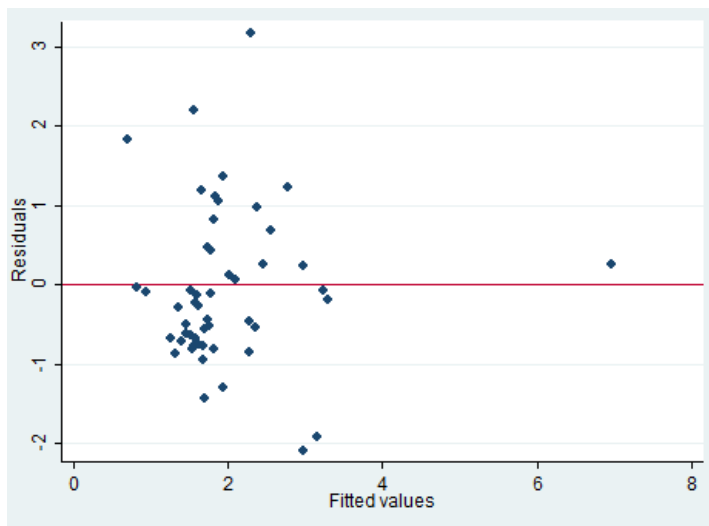
Dersom man kjenner formen på den heteroskedastiske variansen kan man ta hensyn til den ved å bruke en GLS-modell ("generalized least squares"), men dette er en estimator som fungerer dårlig på små utvalg. Alternativt kan man estimere modellen med *robuste standardfeil*, som er gyldige til tross for heteroskedastisk varians (Midtbø, 2012:109).

Modellene ovenfor er forsøkt estimert med robuste standardfeil, og da er ikke koeffisientene til årsresultatet og lønnskostnaden signifikante lengre (se appendiks E). Men, estimering med

robuste standardfeil er kun asymptotisk korrekte og gir derfor ikke særlig mening på denne studiens beskjedne utvalg.

Et annet opphav til heteroskedastisitet kan være at modellen er feilspesifisert og derfor estimeres den i ulike varianter og med ulike estimatorer.

Forskjeller mellom selskapene og sektorene, samt variasjoner over tid er opphavet til den heteroskedastiske variansen. FE-estimatoren filtrerer vekk variasjonen mellom selskapene og eliminerer derfor en stor kilde til heteroskedastisitet. Et annet alternativ er å estimere modellene hvor variablene konstrueres som gjennomsnittsverdier per selskap. Det vil si at i stedet for å ha 257 *unike* verdier, har man nå 257 observasjoner, men kun 50 unike verdier (én per selskap).



Figur 5.6 Rvfplot for den opprinnelige spesifikasjonen, ved bruk av gj.snittsvariabler

Vi ser at med bruk av gjennomsnittsvARIABLER har rvfplottet har endret seg radikalt, og vi ser ikke tegn til systematiske endringer i spredningen for endrede verdier av den predikerte.

Dessverre forkaster White-testen nullhypotesen om homoskedastisitet, og vi har derfor *motstridende* resultater. Til tross for det lille utvalget estimeres modellen også med robuste standardfeil, og alle koeffisientene er *fortsatt signifikante*. Oppsummert tyder den grafiske fremstillingen, BP-testen og robuste standardfeil på at det *ikke* er heteroskedastisk varians på residualene når modellen estimeres med gjennomsnittlige variabler.

UTEN LØNN I t-1				
Kontroll for tid			X	
Forklarende variabler				
<b>Gj(A<sub>1</sub>)</b>	1.157***	0,147	1.152***	0,149
<b>Gj(A<sub>2</sub>)</b>	1.014***	0,265	0.966***	0,272
<b>Gj(A<sub>3</sub>)</b>	0.719***	0,085	0.715***	0,085
<b>Justert forklaringskraft</b>	48 %		48 %	
F-verdi	96,7***		28,68***	
Antall observasjoner	306		306	

Tabell 5.8 Opprinnelig modell uten  $w_{t-1}$ , estimert med gjennomsnittsvariabler

Tabellen rapporterer resultatene for de mest interessante estimeringene. Det vil si de som gir samtlige signifikante koeffisienter, lavest standardavvik og ikke har problemer med multikollinearitet eller heteroskedastisitet.

Vi ser at en glatting av variablene (les: gjennomsnitt) fører til at forklaringskraften faller betydelig. Dette kommer av at gjennomsnittet er et dårlig mål på de faktiske observasjonene i et datasett med stor spredning. Likevel er forklaringskraften fortsatt ”sterk” i henhold til Jacobsens (2000) tommelfingerregler. Både lønnskostnaden og årsresultatet får økt forklaringskraft, målt ved koeffisientene, mens bokverdien får noe redusert forklaringskraft. Dette skyldes blant annet at årsresultatet og lønnskostnaden er de variablene som varierer mest fra før av, og derfor har mest å ”tjene” på en glatting. Vi ser at standardavviket til lønnskostnaden reduseres betraktelig, og et 95 % konfidensintervall er nå ganske smalt.

## 5.4 "Accounting Identity"-modellen

For å styrke studiens resultater og underbygge eventuelle funn eller forklare eventuelle ikke funn estimeres også en enkel modellspesifikasjon hentet fra Lajili & Zéghal (2005). Modellen bygger på en idé om at markedsverdien er *lik* bokverdien av egenkapitalen, derav navnet ”accounting identity”. Studien ble redegjort for mer inngående i kapittel 2.4 og vi begrenser oss til å repetere modellspesifikasjonen her:

$$\frac{MV_t}{aksjer_t} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{BV_t}{aksjer_t} + \alpha_2 \frac{w_t}{aksjer_t} + \varepsilon_t$$

Spesifikasjonen er identisk med LZ-modellen (2005) bortsett fra at vi ekskluderer variabelen ”regulate”, siden det er lik rapporteringsplikt for selskapene på Oslo Børs - noe som ikke er tilfellet under amerikansk lovgivning (USGAAP). En svakhet ved å estimere modellen med

denne studiens datasett er at dataene ikke er justert i forhold til aksjesplitter, noe som medfører at antall utestående aksjer ikke nødvendigvis er et godt mål på skalaforskjeller (ref. kapittel 5.3.4).

	OLS		FE		Lajili & Zéghal (2005)
BV <sub>t</sub> /aksjer ( $\alpha_1$ )	1,345***	0,034	1,152***	0,064	0,690**
w <sub>t</sub> /aksjer ( $\alpha_2$ )	0,044	0,073	0,010	0,063	0,827**
Forklaringskraft	86 %		62 %		36 %
F-verdi	937,61***		212,61***		6,84**
HC/MV					13 %
Antall observasjoner	306		306		160

Tabell 5.9 LZ-modellen (2005) estimert med OLS og FE

Vi ser at også denne modellspesifikasjonen utelukkende gir signifikante regresjonskoeffisienter for bokverdi per aksje. Forklaringsvariablene er identiske med to av variablene som inngår i Ballester *et al.* (2002)-modellen, når den skaleres med antall aksjer. I Ballester *et al.* (2002)-modellen fikk vi  $A_1$  lik 1,35 med OLS og lik 1,11 med FE, så og si de samme koeffisienten som bokverdi per aksje har i tabellen ovenfor. I begge tilfellene er våre koeffisienter høyere enn Lajili & Zéghal (2005) som får en koeffisient på 0,69 som er signifikant på 1 %-nivået i en énhalet t-test. Dette kan delvis forklares med at L&Z (2005:131) justerer bokverdien av egenkapitalen for pensjonsfordeler og pensjonsforpliktelser. Denne studien gjør ikke det, men har valgt å ekskludere pensjonskostnader fra lønnskostnadene som er rapportert i årsrapporten. Dette ble nærmere diskutert i kapittel 3.2.3.

I motsetning til Lajili & Zéghal estimerer vi ikke signifikante  $\alpha_2$ . Dette kan forklares av flere forhold som at utvalget er for lite, observasjonene er for ulike, antall aksjer er et dårlig skaleringsmål, det er for få forklaringsvariabler og så videre. L&Z (2005) finner trolig lettere en signifikant koeffisient, til tross for få observasjoner, fordi de har et selektivt utvalg, muligens en tidsperiode med mindre variasjoner, de har tatt høyde for endringer i selskapsstruktur og de utfører signifikanstestene med énhalet t-tester i motsetning til denne studiens tohalet tester.

Vi ser at denne studiens modellestimeringer gir betydelig høyere forklaringskraft enn hva L&Z (2005) estimerer for sin modell. Dette kan kanskje tyde på at å justere bokverdien av egenkapitalen for pensjonsfordeler- og forpliktelser ikke er en god idé, siden våre  $\alpha_1$  er høyere og har sterkere signifikans. En annen mulig forklaring er at vårt utvalg er dobbelt så stort som L&Z (2005) sitt.



Alle modellene i kapittel 5.4 er også estimert med og uten tid og sektor som dummyvariabler. Dette gir ikke særlige endringer i resultatene annet enn noe økt forklaringskraft. Appendix E inneholder disse modellestimeringene.

### 5.4.1 Robusthetstester

Grafiske fremstillinger viser at restleddet ikke er normalfordelt, at det er problemer forbundet med heteroskedastisitet og et lvr2plot indikerer uteliggere, men gir ikke tegn til betydningsfulle enheter. En Cooks D-test viser at 16 observasjoner har en cook større enn grenseverdien. Modellen estimeres derfor uten disse betydningsfulle enhetene, noe som fører til at begge forklaringsvariablene blir signifikante (se tabell 5.10).

	OLS		FE	
BVt/aksjer ( $\alpha_1$ )	1,168***	0,03	0,885***	0,084
wt/aksjer ( $\alpha_2$ )	0,147*	0,077	0,449***	0,101
Forklaringskraft	89 %		39 %	
F-verdi	1199,30***		76,00***	
<b>HC/MV</b>	<b>4, 2 %</b>		<b>12, 7 %</b>	
Antall observasjoner	290		290	

Tabell 5.10 LZ-modellen (2005), ekskludert betydningsfulle enheter

\* $p < 0,10$ , \*\* $p < 0,05$ , \*\*\* $p < 0,001$

Tabellen ovenfor viser tydelig forbedrede resultater når de betydningsfulle enhetene ekskluderes. Vi ser at størrelsen på den estimerte  $\alpha_1$  (bokverdi per aksje) reduseres noe, men den har fortsatt lavt standardavvik, er sterkt signifikant og i begge tilfeller høyere enn L&Z (2005) sin estimerte regresjonskoeffisient på 0,69. Denne modellestimeringen gir signifikante koeffisienter for  $\alpha_2$  (lønn per aksje), noe som stemmer overens med resultatene til L&Z (2005). Våre estimater ( $\alpha_2 = 0,15$  og  $0,45$ ) er noe lavere enn deres  $\alpha_2$  på  $0,83$ , men forklaringskraften til modellene våre er høyere og modellene er signifikant på  $0,1$  %-nivået sammenliknet med  $1$  %-nivået i L&Z (2005) sin modell.

Disse observasjonene antyder at endringer i lønnskostnader oppfattes å ha større effekt på markedsverdien av amerikanske selskaper, relativt til norskregistrerte selskaper. En stor del av denne observasjonen kan trolig forklares av amerikansk lovgivning, hvor selskaper som rapporterer lønnskostnader skiller seg fra mengden, mens dette ikke er tilfellet i Norge. Det vil si at L&Z (2005) har et selektivt utvalg, mens denne studien har ikke det.

En grafisk fremstilling antyder heteroskedastisitet til tross for ekskluderingen av betydningsfulle enheter. Dette kommer blant annet av at antall utestående aksjer ikke er et godt skaleringsmål, blant annet fordi det ikke er justert for aksjesplitter, noe som medfører

store variasjoner i datasettet. Dette kan forklare hvorfor FE fungerer bra som estimeringsmetode, med tanke på signifikante koeffisienter. Vi prøver også en estimering med gjennomsnittlige variabler per selskap, men blir ikke kvitt heteroskedastisk varians på feilledet.

For å kunne estimere humankapitaleiendelen må vi ha signifikante koeffisienter, og vi kan derfor anta at heteroskedastisitet ikke er et problem når modellen estimeres uten betydningsfulle enheter og med FE som estimeringsmetode. Denne antakelsen er ikke helt på villspor, siden faste effekter kontrollerer for variasjoner mellom selskapene og siden utelatelse av betydningsfulle enheter også reduserer variasjon. Studien vil likevel understreke at en ekskludering av ekstreme observasjoner ikke er ønskelig (ref. tidligere diskusjon).

Lajili & Zéghal (2005) bruker følgende formel:

$$\text{Lønn i prosent av MV} = \frac{\alpha_2 \text{Lønn per aksje}}{\text{MV per aksje}}$$

Studien estimerer lønnskostnadens innvirkning på markedsverdien i prosent av markedsverdien, ved bruk av gjennomsnittsverdier for hele utvalget. Denne studien får  $(0,449 \cdot 0,0313) / 0,1105 = 12,7 \%$ , sammenliknet med Lajili & Zéghal (2005:132) som får 13 %. Med en antakelse om at resultatene fra FE-estimeringen i tabell 5.10 er gyldige, så finner vi at humankapitaleiendelen i prosent av markedsverdien med 95 % sikkerhet ligger i intervallet [7.1 %, 18.3 %].

I studien deres betegnes dette som at ”lønnskostnadene kan forklare [12,7 %] av en økning i aksjeprisen”. Estimater sammenliknes med Ballester *et al.* (2002), som finner at investeringer i humankapital kan forklare 5 % av markedsverdien til selskapene i utvalget.

Lajili & Zéghal (2005) sin studie er veldig enkel sammenliknet med Ballester *et al.* (2002), blant annet fordi de antar at *hele* lønnskostnaden multiplisert med regresjonskoeffisienten vurderes som en investering i humankapital. Det kan i alle fall oppfattes slik siden de sammenlikner resultatet med funn fra Ballester *et al.* (2002)-studien. Den estimerte lønnskostnadseffekten på 12,7 % tjener mer som en illustrasjon enn en ”sannhet”. Det positive er at våre resultater er veldig like Lajili & Zéghal (2005) sine resultater. Til tross for at vi estimerer en lavere  $\alpha_2$  (lønn per aksje) enn L&Z (2005), så ender vi opp med en cirka like stor humankapitaleiendel. Dette kommer av at denne studiens utvalg har høyere lønnskostnader per aksje enn selskapene i deres studie.

En kort oppsummering av hovedtrekkene i dette kapittelet er på sin plass. Vi finner at variablene ikke er normalfordelte. Dette leder til problemer med heteroskedastisitet i modellen. For å redusere den ikke-konstante variansen til feilleddene estimeres alle modellene med faste effekter, i tillegg til OLS. Vi finner at bruk av variablenes gjennomsnittsverdier per selskap gir en modellestimering uten heteroskedastisk varians. På bakgrunn av en tidligere studie (Lumley *et al.*, 2002) konkluderer vi med at sterkt signifikante regresjonskoeffisienter løser problemet med normalitetsforutsetningen. En ekskludering av lønnskostnaden i t-1 fra spesifikasjonen løser problemene med multikollinearitet. For å unngå brudd i tidsdimensjonen ved datasettet konkluderer vi med at det er best å inkludere betydningsfulle enheter. En diskusjon rundt skaleringsmål leder oss til en konklusjon om at bokverdien av egenkapitalen er et bedre mål i denne sammenhengen, enn antall utestående aksjer.

Videre skal vi fokusere på de estimerte effektene fra den opprinnelige Ballester *et al.* (2002)-spesifikasjonen og undersøke hvorvidt finansmarkedet vurderer deler av lønnskostnadene som en investering i humankapital. Beregningene baseres utelukkende på modellestimeringer som tilfredsstillende de fleste konklusjonene i oppsummeringen ovenfor.

## 6 RESULTATER

Forrige kapittel studerte modellestimeringene fra de ulike spesifikasjonene og testet hvorvidt resultatene var robuste. I flere av modellene så vi at heteroskedastisitet var problematisk og i samtlige modeller hadde restleddet en ikke-normal fordeling. Til tross for dette ga enkelte varianter av modellestimeringene sterkt signifikante koeffisienter, og disse vil bli brukt til å si noe mer om hvorvidt markedet vurderer rapporterte lønnskostnader som en investering i bedrifters humankapital.

### 6.1 Estimering av humankapitaleiendelen

For å tallfeste hvor stor andel av lønnskostnadene som sees på som en investering i humankapital baserer studien seg på estimeringsmetoden gjennomgått i kapittel 2.5.3.

Regresjonskoeffisienten til bokverdien, årsresultatet og lønnskostnaden samt en *antatt* avskrivningssats og selskapenes faktiske lønnsvekst brukes for å estimere investeringsandelen,  $\beta$ . Deretter multipliseres lønnskostnaden i periode  $t$  ( $w_t$ ) med investeringsandelen i periode  $t$  ( $\beta_t$ ) og med en multiplikator,  $\emptyset$ . Hvor  $\emptyset$  er en funksjon av avskrivningssatsen og lønnskostnadens vekstfaktor.

Tabell 6.1 viser et sammendrag av modellene som vil bli brukt i humankapitalberegningen. Disse modellene er valgt ut på bakgrunn av analysen i forrige kapittel.

	Opprinnelig modell uten lønn i t-1					
	(1)		(2)		(3)	
$A_1$	1.371511***	0,102	1.157386***	0,147	1.40625***	0,162
$A_2$	.9356772***	0,265	1.014185***	0,265	.8034009**	0,290
$A_3$	.6902089***	0,11	.7193716***	0,085	.6841216***	0,172
Forklaringskraft	75 %		48 %		84 %	
F-verdi	251,01***		96,7***		345,67***	
Observasjoner	257		306		257	
Estimeringsmetode	OLS		OLS		FE	
Variabler	Fra opprinnelig mod.		Gjennomsnitt		Fra opprinnelig mod.	
Heteroskedastisitet	Ja		Nei		Nei	

Tabell 6.1 Resultater fra modellestimeringene som brukes for å finne  $HC_t$

Modell (1) og (3) er hentet fra tabell 5.3 og 5.4, og er estimeringer av den opprinnelige spesifikasjonen ekskludert lønnskostnaden i periode  $t-1$ . Disse modellene er estimert med hhv. OLS og FE. Modell (2) er hentet fra gjennomgangen av robusthetstester og denne er estimert med gjennomsnittlige variabler per selskap, for å unngå problemet med heteroskedastisitet.

Humankapitaleiendelen,  $HC_t$ , beregnes for hver observasjon i utvalget, foruten den første observasjonen i hvert selskap som brukes til å estimere lønnsveksten. Lønnsveksten ( $g$ ) estimeres med bakgrunn i lønnskostnad per ansatt, for å forsøke og ta høyde for endringer i selskapsstruktur. For å være på den sikre siden beregnes også  $HC_t$  med bakgrunn i *gjennomsnittlig lønnsvekst* per selskap. Studien eksperimenterer med *ulike avskrivningssatser* på bakgrunn av tidligere forskning (se kapittel 2.3). I likhet med Ballester *et al.* (2002:367) ekskluderes alle observasjoner hvor  $HC_t$  estimeres å utgjøre mer enn 90 % av markedsverdien.

Gjennomsnittet er ikke nødvendigvis et godt mål på humankapitaleiendelen, siden det er variasjoner i de observerte variablene. Derfor estimeres  $HC_t$  også med bakgrunn i regresjonskoeffisientenes standardavvik, hvor studien konstruerer 95 % konfidensintervall. Dette gir et bånd på estimatene og forteller oss hvor mye estimatet kan antas å variere.

Det første studien observerer er at  $HC_t/MV_t$  ikke er særlig følsom for hvorvidt årlig vekst i lønnskostnadene brukes, eller om gjennomsnittlig lønnsvekst per selskap brukes. For å oppnå mest mulig samsvar med datasettet rapporteres resultatene med årlig lønnsvekst her. Dette kommer av at varierende satser best reflekterer datasettet, som har sterkt varierende observasjoner. Estimeringene med gjennomsnittlig lønnsvekst finnes i appendiks F.

En annen observasjon er at beregningene er betraktelig mer sensitive ovenfor endringer i regresjonskoeffisientene enn de er ovenfor endringer i avskrivningssatsen. Dette er positivt siden tidligere forskning har brukt en god del forskjellige avskrivningssatser, noe som gjør det vanskelig å finne ut hvilken sats som er egnet for dette utvalget. For det andre så vet vi at det er store variasjoner mellom selskapene og sektorene, noe som også impliserer at humankapitalens avskrivningssats kan variere mellom selskapene. For å oppnå sammenlikningsgrunnlag med Ballester *et al.* (2002) så er en avskrivningssats på 35 % mest interessant. På denne måten unngår vi forhåpentligvis overestimering, og dessuten tar vi høyde for mobile arbeidsmarkeder og raske teknologiske endringer som er faktorer som bidrar til økt avskrivningssats. Blant tidligere relevant forskning er det få studier som har estimert avskrivningssatsen selv. Ballester *et al.* (2002) kom fram til 34 % for humankapital, mens Hirschey og Weygandt (1985) estimerte en sats mellom 10 - 20 % for FoU.

Studien estimerer derfor humankapitaleiendelen med en avskrivningssats på hhv. 15, 20, 25, 30, 35 og 40 prosent. Resultater fra alle estimeringene finnes i appendiks F.

	(1) HC/MV	(2) HC/MV	(3) HC/MV	Ballester <i>et al.</i> (2002)
$\delta = 15\%$	15 - 20 %	22 - 21 %	12 - 20 %	$\delta = 0,34$ $\beta = 0,16$ HC/MV = 5 %
$\delta = 25\%$	14 - 18 %	21 - 19 %	12 - 19 %	
$\delta = 35\%$	14 - 17 %	20 - 17 %	11 - 18 %	
Gj( $\beta$ ) når $\delta = 0,35$ HC/(MV-BV) når $\delta = 0,35^4$	0,14 23 %	0,16 26 %	0,14 22 %	HC/ (MV-BV) = 16 %  N = 269

Tabell 6.2 Humankapitaleiendelen i prosent av markedsverdi, snitt for 2004-2011

Tabell 6.2 viser de estimerte 95 % *konfidensintervallene* for tre ulike avskrivningssatser, for de tre modellene (1), (2) og (3), presentert i tabell 6.1.

I tråd med økonomisk teori, så reduseres verdien av eiendelen når avskrivningssatsen øker. På tvers av modellene varierer den estimerte eiendelen en del, men vi ser at intervallene innad i hver av de tre modellene er *omtrent* like store uavhengig av avskrivningssatsen.

Dette tyder på at det er forholdet mellom regresjonskoeffisientene til de tre forklaringsvariablene som har størst innvirkning. Dette er spesielt tydelig dersom vi ser på tabell (2), som har lavt standardavvik for lønnskostnadskoeffisienten og høyt standardavvik for bokverdi- og årsresultatkoeffisientene (ref. tabell 6.1). Her ser vi at ”nedre” grense i konfidensintervallet gir størst estimert humankapitaleiendel. Dette kommer av at når vi går 1,96 standardavvik til venstre for de estimerte koeffisientene, så reduseres lønnskostnadskoeffisienten *noe*, mens de to andre koeffisientene reduseres *betraktelig*. Dette forklarer at vi får et ”omvendt” konfidensintervall.

Det kommer enda tydeligere frem av formelen til investeringsandelen,  $\beta$ :

$$\beta = \frac{A_3}{\alpha_1 \phi + \alpha_2},$$

hvor  $A_3$  er lønnskostnadskoeffisienten,  $\alpha_1$  er regresjonskoeffisienten til bokverdien og  $\alpha_2$  er koeffisienten til årsresultatet.

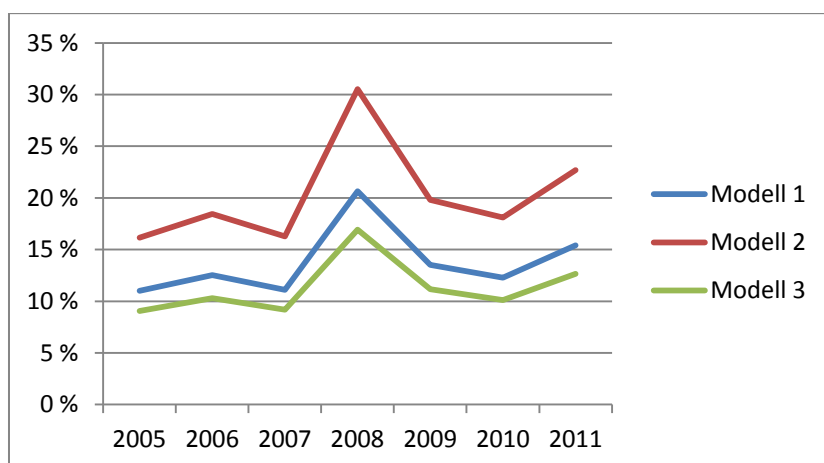
Modell (1) er den opprinnelige modellen til Ballester *et al.* (2002), estimert med OLS, men uten lønnskostnaden i t-1. Denne modellen har ikke problemer med multikollinearitet, slik som den opprinnelige modellspefikasjonen. Her kan man protestere på at dette reduserer sammenlikningsgrunnlaget, siden Ballester *et al.* (2002) inkluderer lønnskostnaden i forrige periode, mens denne studien ikke gjør det. En grunn for å ekskludere lønnskostnaden i t-1 er at en estimering av den opprinnelige modellen gir en "skyhøy" regresjonskoeffisient for

<sup>4</sup> Én observasjon i 2006 er ekskludert fra beregningene, hvor  $HC_{2006}$  er 50 ganger så stor som forskjellen mellom  $MV_{2006}$  og  $BV_{2006}$

lønnskostnaden ( $A_3$ ) og en negativ koeffisient for lønnskostnaden i t-1 ( $A_4$ ). Dersom man følger formelen (ovenfor) "slavisk" vil dette føre til en overestimering av investeringsandelen,  $\beta$ , siden den høye koeffisienten utelukkende skyldes det faktum at  $w_{t-1}$  inngår i modellen. Selv om multikollinearitet ikke er problematisk, så er heteroskedastisitet problematisk i denne modellen. På tross av dette er det svært oppløftende å se at estimatene i tabell 6.2 er relativt like.

Heteroskedastisitet er hovedgrunnen til at den samme modellen er estimert med gjennomsnittlige forklaringsvariabler per selskap i utvalget, modell (2). Dette fører til et noe høyere estimat på humankapitaleiendelen, men bredden på konfidensintervallet er omtrentlig den samme.

Modell (3) estimerer spesifikasjonen med faste effekter som estimeringsmetode. I STATA kan man ikke bruke de "vanlige" kommandoene på testene for heteroskedastisitet og det er derfor usikkert hvorvidt denne modellen har problemer med heteroskedastisk varians. Det vi vet er at metoden tar høyde for variasjonen mellom selskapene i utvalget, noe som er en stor kilde til heteroskedastisitet. Estimeringsmetoden med faste effekter kan fungere dårligere enn OLS-estimatoren på grunn av studiens lille utvalg, og få observasjoner per enhet. Likevel antar vi at den virkelige humankapitaleiendelen faller innenfor intervallet på 11-18 %. De to andre modellene har også intervaller som ligger rundt dette, noe som styrker resultatenes gyldighet.



Figur 6.1 Gjennomsnittlig årlig utvikling for  $HC_t/MV_t$  med avskrivningssats lik 35 %

Figuren ovenfor illustrerer gjennomsnittlig humankapitaleiendel per år for selskapene i utvalget. I tabell 6.2 har vi valgt å rapportere snittet for hele perioden, fordi det baserer seg på flere observasjoner. I 2005 har vi minst observasjoner, mens i 2010 har vi flest observasjoner. Grafene i figur 6.1 er basert på en avskrivningssats på 35 % og de estimerte

regresjonskoeffisientene (ikke intervallene). Vi ser at modellene estimerer noe ulikt nivå på humankapitaleiendelens størrelse i prosent av markedsverdien, hvor modell 3 har de laveste estimatene og modell 2 har de høyeste. I 2008 vokser humankapitaleiendelen kraftig, før den faller sterkt i 2009. En første innskytelse er at dette må ha en sammenheng med finanskrisen og bedrifters behov for å kutte kostnader. På grunn av at arbeidsstyrken er beskyttet av arbeidsmiljøloven, så kan det ta tid før lønnskostnadene reduseres, noe som forklarer etterslepet hvor fallet i eiendelen kommer i 2009 og ikke i 2008. En nærmere titt på de årlige lønnsvekstsatsene viser at veksten fra 2007 til 2008 er cirka dobbelt så stor som den gjennomsnittlige veksten for hele perioden. Dette skyldes enkelte ekstreme observasjoner. Selv om vi bruker vekst i lønnskostnad per ansatt har vi tydeligvis ikke klart å ta høyde for alle endringer i selskapsstruktur og andre forhold som kan forklare en "unormalt" høy lønnsvekst. En annen forklaring er at markedsverdien til selskapene faller i 2008, og dersom  $HC_{2008}$  er relativt lik de andre årene, så vil dens størrelse relativt til markedsverdien øke. Bortsett fra spissen i midten ser det ut til at *nivået* på humankapitaleiendelen i prosent av markedsverdi er relativt stabil i studieperioden, men det er vanskeligere å si noe om hvor høyt den strekker seg på y-aksen. Det blir en avveining mellom modell 1, 2 og 3.

Ut fra tabell 6.2 ovenfor kan man si at den gjennomsnittlige humankapitaleiendelen (HC) for studiens utvalg utgjør rundt 14-18 % av selskapenes markedsverdi, dersom en  $\delta$  rundt 35 % er mest nærliggende. Siden  $HC_t = w_t * \beta * \emptyset$  kommer det tydelig fram at inkluderingen av arbeidsgiveravgift i lønnskostnaden ( $w_t$ ) kan føre til et overestimat. I kapittel 3.2.3 kom det frem at arbeidsgiveravgiften i snitt utgjør 12,7 % av lønnskostnadene. Vi kan derfor nedjustere lønnskostnadene med 12,7 % for å se hvilken innvirkning det har på den estimerte  $HC_t$ . Med en avskrivningssats på 35 % estimerer modell (1) og (3) at HC i snitt er 14 % av markedsverdien, mens modell (2) finner 16 %. Vi ser at estimatene fortsatt ligger innenfor intervallet på 14-18 %, og arbeidsgiveravgiften kan ikke sies å ha særlig stor innvirkning. Ballester *et al.* (2002) har ikke mulighet til å skille ut denne typen kostnader, siden amerikanske selskaper rapporterer alt under ett i posten "lønn og relaterte kostnader". I den videre fortsettelsen beholder vi derfor resultatene rapportert i tabell 6.2.

Resultatet på 14-18 % kan ikke generaliseres, blant annet på grunn av brudd på regresjonsforutsetningene og fordi den store variasjonen i datasettet indikerer at utvalget ikke er representativt for hele populasjonen (sektorvis eller Oslo Børs). Med hvilken sannsynlighet vi kan si at humankapitaleiendelen utgjør 14-18 % er det mer uklart rundt. Dette skyldes



store variasjoner i datasettet. Det eneste vi kan si er at det er høyst sannsynlig at markedet vurderer *deler* av lønnskostnadene som en investering i humankapital.

## 6.2 Sammenlikning med Ballester *et al.* (2002)

Ballester *et al.* (2002) estimerer investeringsandelen  $\beta$  og avskrivningssatsen  $\delta$  ved bruk av simulering. Dette utføres som en prøve-og-feile-prosess i et statistikkprogram kalt SAS.

Ballester, Livnat & Sinha (2002)	
A <sub>1</sub>	0,75
A <sub>2</sub>	4,41
A <sub>3</sub>	1,03
Investeringsandel ( $\beta$ )	0,16
Avskrivningssats ( $\delta$ )	0,34
<b>HC/MV</b>	<b>5 %</b>
<b>HC/ (MV-BV)</b>	<b>16 %</b>
Antall observasjoner	269

Tabell 6.3 Resultater fra Ballester *et al.* (2002) sin studie

Tabellen ovenfor viser de mest relevante resultatene fra Ballester *et al.* (2002)-studien. I den publiserte artikkelen står det ingenting om koeffisientenes signifikans eller modellens forklaringskraft.

I likhet med denne studien har Ballester *et al.* (2002) kommet fram til en investeringsandel ( $\beta$ ) på 0,16. Vår  $\beta$  varierer mellom 0,14-0,16. Det vil si at det gjennomsnittlige selskapet i utvalget bruker rundt 14-16 % av lønnskostnadene på investeringer i humankapital. Det er positivt å se at andelen er såpass stor. Deres studie finner at humankapitaleiendelen kan forklare rundt 16 % av forskjellen mellom markedsverdi og bokverdi (MV-BV), mens denne studien finner 22-26 %. Disse verdiene er ikke særlig nyttige å sammenlikne, siden størrelsen i stor grad beror på forskjellen mellom markedsverdi og bokverdi hos selskapene i utvalget. Dersom forskjellen er mindre i vår studie vil estimatet automatisk bli høyere (dersom vi holder humankapitaleiendelen konstant).

Deres studie finner at humankapitaleiendelen (HC) utgjør 5 % av markedsverdien til selskapene i utvalget, med en avskrivningssats på 34 %. Sammenliknet med denne studien, som finner 14-18 %, høres det ut som en liten andel, men selskapenes størrelse tatt i betraktning er dette en ganske stor andel. Dette poenget påpekes av forskerne selv. Gjennomsnittsselskapet i deres utvalg har 34 310 ansatte og i snitt 25 mrd dollar i bokførte eiendeler, så det er stor forskjell på deres typiske selskap og denne studiens "typiske" selskap.

På mange måter kunne man forvente et lavere estimat på humankapitaleiendelen i denne studien, siden utvalget stammer fra mange ulike sektorer og på ingen måter er selektivt. Med bakgrunn i amerikansk lovgivning er det ikke helt urimelig å tro at de selskapene som frivillig velger å rapportere slike kostnader, gjør det fordi de tror det har *innvirkning* på verdien av selskapet. Ellers ville det ikke være noe poeng i å rapportere slike kostnader. Dette leder oss i så fall til en påstand om at selskapene i et selektivt utvalg burde ha en høyere humankapitaleiendel enn selskapene i et ikke-selektivt utvalg. Denne påstanden er ikke holdbar dersom vi skal tro på denne studiens estimater.

Vår HC/MV ser ut til å ligge i intervallet 11-20 %, men muligens nærmere 20 % enn 11 %, dersom vi tror på modell (1) og (2). Det kan være flere grunner til at denne studien estimerer en høyere humankapitaleiendel enn Ballester *et al.* (2002).

For det første kan et høyere lønnsnivå i Norge, sammenliknet med USA, være en forklaring på forskjellen i HC mellom de to studiene. Statistikk fra SSB viser at av de 34 OECD-landene, så har Norge det høyeste nominelle lønnsnivået, målt per person i 2010, mens USA ligger cirka midt på listen ([www.ssb.no](http://www.ssb.no), 2011). I tillegg til dette er det en sterk fagforeningskultur i Norge. Siden studien antar at rapporterte lønnskostnader indirekte kan brukes som et mål på bedrifters investeringer i humankapital, så vil høyere lønnskostnader i Norge muligens medføre en høyere regresjonskoeffisient ( $A_3$ ) for leddet " $w_t/BV_{t-1}$ ", noe som gir en høyere estimert investeringsandel ( $\beta$ ). Om dette ikke er tilfellet, så multipliseres likevel  $\beta$  med lønnskostnadene og dermed vil større lønnskostnader bety et større estimat på  $HC_t$ . Uansett om det gjennomsnittlige lønnsnivået var identisk i de to studiene, så baserer begge studiene seg på nominelle tall. Dersom man antar at lønnsveksten minimum tilsvarer årlig inflasjon vil denne studien, som studerer en senere tidsperiode, ha høyere lønnskostnader (målt i absolutte verdier) enn Ballester *et al.* (2002) som tar for seg perioden 1978-1997.

En annen mulig forklaring er at lønnsveksten blant selskapene i denne studien har vært høyere enn lønnsveksten i Ballester *et al.* (2002)-studien. Dette kan skyldes ulik tidsperiode, men også forskjellige typer selskaper i studienes utvalg. Ballester *et al.* (2002) finner at de selskapene som frivillig rapporterer lønnskostnadene i årsrapporten er systematisk forskjellige fra de ikke-rapporterende selskapene. Dette fører til at selskapene i deres utvalg har tendenser til å være større, mer arbeidskraftintensive, mer lønnsomme og opererer typisk i mer konsentrerte og regulerte industrier, enn de ikke-rapporterende selskapene i deres utvalg. Vi vet allerede at denne studien har betydelig mindre selskaper enn Ballester *et al.* (2002), målt i antall ansatte

(hhv. 3 000 versus 34 000). I mindre selskaper kan det argumenteres for at den enkelte ansatte har større innflytelse og dermed større påvirkningskraft i lønnsoppgjøret, enn hva tilfellet er i gigantselskaper. Dessuten opererer amerikanske bedrifter på et marked hvor arbeidsledigheten er langt høyere, noe som gjør at det er større konkurranse (etterspørsel) om arbeidsplassene enn hva det er i Norge. Isolert sett vil økt etterspørsel etter arbeid redusere lønnsveksten, fordi det "alltid" finnes arbeidstakere som er villige til å påta seg arbeidet for den gitte lønnen.

I forrige delkapittel så vi at *forholdet* mellom regresjonskoeffisientene påvirker den estimerte investeringsandelen  $\beta$ . Av tabell 6.3 ser vi at Ballester *et al.*(2002) estimerer koeffisienter som avviker fra denne studiens estimater. Spesielt er årsresultatets regresjonskoeffisient på 4,4 langt høyere enn vår koeffisient som varierer mellom 0,8 og 1,0. Deres høye koeffisient bidrar til å redusere den estimerte  $\beta$ , som dermed reduserer den estimerte humankapitaleiendelen (HC).

Et høyere estimat på HC i prosent av markedsverdien kan også delvis forklares av finanskrisen og at selskapenes markedsverdi falt. Isolert sett vil dette gi økt HC/MV. Når økonomien er i resesjon er det naturlig at selskapene kutter lønnskostnadene, men det er ofte begrenset hvor mye de kan kutte. En studie på norske bedrifter gjennom finanskrisen finner at investeringer i humankapital var én av to investeringskategorier som økte under krisen, og den eneste som økte i etterkant av krisen (Knudsen & Lien, 2011). Dette forklares med at en resesjon medfører fall i etterspørselen og en økning i ledig kapasitet, noe som fører til at alternativkostnaden ved å gi de ansatte opplæring synker. Studien finner at bedriftene som opplever et "passelig" etterspørselsfall velger å utvikle den ledige kapasiteten, i stedet for å avvile den (Knudsen & Lien, 2011).

# 7 AVSLUTNING

---

## 7.1 Oppsummering og konklusjon

Innledningsvis til denne utredningen ble følgende problemstilling presentert:

*Vurderer markedet deler av de rapporterte lønnskostnadene som en investering i humankapital og hva er størrelsen på en eventuell eiendel?*

Med utgangspunkt i problemstillingen har denne masteroppgaven registrert opplysninger om 50 norske børsnoterte selskaper, som til sammen utgjør et datasett med 306 observasjoner. En kjent regnskapsmodell, utviklet av Ohlson (1995), danner grunnmuren i studiens modellspesifikasjon, hvor rapporterte lønnskostnader sees på som et informasjonssignal som potensielt påvirker selskapenes markedsverdi.

Modellspesifikasjonen estimeres i flere ulike varianter og med to forskjellige estimatorer. Flere av estimatene viser at utvalgets rapporterte lønnskostnader har positiv og signifikant innvirkning på selskapenes markedsverdi. Estimatene fra tre av modellestimeringene brukes i videre beregninger for å anslå selskapenes investeringsandel  $\beta$ , som brukes for å kalkulere størrelsen på den gjennomsnittlige humankapitaleiendelen. I snitt bruker selskapene rundt 14-16 % av lønnskostnadene på investeringer i humankapital, noe som er i tråd med Ballester *et al.* (2002) som finner 16 % og Lajili & Zéghal (2005) som finner 13 %. Eiendelens størrelse estimeres på bakgrunn av ulike avskrivningssatser i intervallet 15-40 %, med og uten gjennomsnittlig arbeidsgiveravgift og i tillegg estimeres nedre og øvre grense for å gi et bånd på hvor mye estimatene kan antas å variere. En sammenlikning med en tidligere studie utført av Ballester *et al.* (2002) samt de nevnte sensitivitetssjekkene resulterer i en humankapitaleiendel som er estimert til å utgjøre 14-18 % av utvalgets gjennomsnittlige markedsverdi.

Hvorvidt dette estimatet er et godt mål på selskapenes humankapitaleiendel beror på momenter som modellspesifikasjonen, datainnsamlingsprosessen, utvalgsstørrelsen og observerte variasjoner i datasettet - som alle har vist seg å være kompliserende faktorer underveis i studien.

Først og fremst på grunn av utvalgsstørrelsen har datasettet blitt påvirket av observasjoner som ligger langt fra gjennomsnittet, noe som har medført at forklaringsvariablene har en

høyreskjev fordeling. Videre har dette ført til brudd på regresjonsforutsetningen om et normalfordelt restledd. Studien antar å ha kommet rundt dette problemet ved å utelukkende basere estimeringen av humankapitaleiendelen på sterkt signifikante koeffisienter. Til tross for dette har variasjoner i rom og over tid medført problemer forbundet med heteroskedastisitet. For å lette på dette problemet har modellspesifikasjonen blitt estimert i flere ulike varianter, med en estimator som tar høyde for faste effekter, og til slutt resonnerer seg frem til tre modeller som er brukbare i denne sammenhengen.

Estimatenes troverdighet bygger også på selve modellspesifikasjonen, og vi har sett at skaleringsmålet har relevant innvirkning på koeffisientenes standardavvik og signifikans. Til tross for få variabler har de aller fleste spesifikasjonene særdeles høy forklaringskraft, noe som er tegn på at variablene forklarer regresjonslinjen ganske bra.

Beregningene i kapittel 6 antyder at det *eksisterer* en humankapitaleiendel, og at denne ligger en plass mellom 11-20 % av utvalgets markedsverdi. Hvor høyt konfidensintervall vi kan knytte til estimatene er usikkert, men dersom vi antar at koeffisientene fra regresjonsanalysene er gyldige, så ser det ut til at humankapitaleiendelen med 95 % sikkerhet ligger en plass i intervallet 14-18 % av markedsverdi. Når eiendelen estimeres med lønnskostnader ekskludert gjennomsnittlig arbeidsgiveravgift faller også estimatene innenfor dette intervallet. Konfidensintervallet baserer seg på en antakelse om en avskrivningssats lik 35 %. I forhold til tidligere litteratur omkring humankapitalens levetid (se kapittel 2.3) har vi inntrykk av at en sats på 35 % er ganske høyt. Til tross for at beregningene ikke er særlig følsomme ovenfor avskrivningssats, så trekker vi den slutningen at dette gir et estimert intervall som mest sannsynlig ikke er for høyt.

På bakgrunn av turnover, kunnskapsintensitet, teknologiske endringer og bedriftenes lønnskostnadsnivå vil humankapitaleiendelens virkelige størrelse variere på tvers av selskapene i utvalget. I snitt forklarer den mer enn én femtedel av forskjellen mellom markedsverdi og bokverdi. Dette reduserer informasjonsgapet betraktelig og illustrerer hvilken betydning bedrifters ansatte har for selskapsverdi.

## **7.2 Implikasjoner og forslag til framtidig forskning**

Resultater fra denne studien viser at humankapitaleiendelen er stor og at den kan forklare så mye som en femtedel av forskjellen mellom markedsverdi og bokverdi. Forhåpentligvis kan studien brukes som et underlag i debatten omkring dagens regnskapsprinsipper og dens evne

til å reflektere selskapenes sanne verdier. Nå som vi vet mer om størrelsen på eiendelen kan det gi insentiver til å utvikle økonomiske verktøy som kan fungere som måleinstrumenter for selskapenes humankapitaleiendeler og andre immaterielle eiendeler.

Denne masterutredningen bidrar også til å si noe om hvilke resultater man kan oppnå med et tilfeldig utvalg, framfor et selektivt utvalg som er tilfellet i Ballester *et al.*(2002) og Lajili & Zéghal (2005). Studien viser også hvilken innvirkning rapporterte lønnskostnader har på markedsverdi og resultatene kan fungere som argumenter for en endring i USGAAP, hvor rapportering av denne typen kostnader fortsatt skjer på frivillig basis.

Studien viser at investeringer i humankapital, målt ved rapporterte lønnskostnader, har positiv og signifikant innvirkning på utvalgets markedsverdi og forhåpentligvis vil bedrifter innse et behov for å vite mer om avkastningen på denne typen investeringer. Den høye avkastningen som tidligere forskning har funnet (ref. kap. 2.2) indikerer at mange bedrifter trolig underinvesterer i denne typen kapital. I følge Schultz (1961) er investeringer i humankapital essensielt for økonomisk vekst og utvikling, og denne typen forskning burde være av interesse både for bedrifter og myndigheter.

Ettersom investeringer i FoU ofte fører til økt innovasjon og kunnskaper om nye og ukjente områder, kan man påstå at en utvikling i selskapers humankapital også stammer fra investeringer i FoU. I så fall kan deler av FoU-verdiene representere bedriftenes kunnskapskapital. Dette impliserer at en andel av humankapitaleiendelen indirekte kommer fra økte investeringer i FoU, noe som åpner for andre mål på investeringsandelen  $\beta$ , utenom de rapporterte lønnskostnadene. Det kan derfor være interessant å se på interaksjonen mellom FoU og humankapital og hvorvidt det eksisterer synergieffekter fra investeringer i en eller begge disse immaterielle eiendelene.

# REFERANSER

---

- Aabø, M. (2006): *Meglerhusene på Oslo Børs - Analytikerens informasjonsmiljø og egenskaper ved analytikerens resultatestimater*. Masteroppgave ved Norges Handelshøyskole. Veiledet av Frode Sættem og Kjell Henry Knivsflå.
- Almeida, R. & P. Carneiro (2008): *The Return to Firm Investments in Human Capital*. The World Bank's Social Protection Discussion Papers, no. 0822.
- Ballester, M., M. Garcia-Ayuso & J. Livnat (2003): *The Economic Value of the R&D Intangible Asset*. European Accounting Review, vol. 12, no. 4, pp. 605-633.
- Ballester, M., J. Livnat & N. Sinha (2002): *Labor Costs and Investments in Human Capital*. Journal of Accounting, Auditing & Finance 17, pp. 351-372.
- Ballot, G., F. Fakhfakh & E. Taymaz (2001): *Firm's human capital, R&D and performance: a study on French and Swedish firms*. Labor Economics 8, pp. 443-462.
- Ballow, J. J., R. Burgman & Michael J. M. (2004): *Managing for shareholder value: intangibles, future value and investment decisions*. Journal of Business Strategy vol. 25, no. 3, pp. 26-34.
- Baltagi, B. H. (2005): *Econometric Analysis of Panel Data*. 3. utgave. John Wiley & Sons Inc., Chichester.
- Bartel, Ann P. (2000): *Measuring the Employer's Return on Investments in Training: Evidence from the Literature*. Industrial Relations, vol. 39, no. 3, pp. 502-524.
- Barth, M. E., M. B. Clement, G. Foster & R. Kasznik (1998): *Brand Values and Capital Market Valuation*. Review of Accounting Studies 3, pp. 41-68. Kluwer Academic Publishers, Boston.
- Barth, M. & G. Clinch (2001): *Scale Effects in Capital Markets-Based Accounting Research*. Graduate School of Business, Stanford University.
- Becker, G.S., (1962). *Investment in human capital: a theoretical analysis*. Journal of Political Economy 70, pp. 9-49.
- Bell, T. B., W. R. Landsman, B. L. Miller & S. Yeh (2002): *The Valuation Implications of Employee Stock Option Accounting for Profitable Computer Software Firms*. The Accounting Review 77, no. 4, pp. 971-996.
- Brown, S., Lo, L. & Lys, T. (1999): *Use of R2 in Accounting Research: Measuring Changes in Value Relevance over the Last Four Decades*. Journal of Accounting and Economics 28, pp. 83-115.

- Bårdsen, G. & R. Nymoen (2011): *Innføring i Økonometri*. Fagbokforlaget, Bergen.
- Cantrell, S., J. M. Benton, R. J. Thomas, Meredith Vey & Linda Kerzel (2005): *The Accenture Human Capital Development Framework: Assessing, Measuring and Guiding Investments in Human Capital to Achieve High Performance* (White Paper). Accenture.
- Dominguez, A.A. (2011): *The Impact of Human Resource Disclosure on Corporate Image*. Journal of Human Resource Costing & Accounting 15, iss. 4, pp. 279-298.
- Egeland, S. (2009): *Regnskapsmanipulering og regnskapskvalitet: Kartlegging av diagnostiseringsmetoder med mulig anvendelsespotensiale*. Masteroppgave ved Universitet i Agder. Veiledet av Arne Dag Sti.
- Fox, J. (1997): *Applied Regression Analysis, Linear Models, and Related Methods*. Sage Publications. California, USA.
- Gujarati, D. N. (2003): *Basic Econometrics*. 4. utg, McGraw-Hill. New York, USA.
- Hagen, P. C. (2007): *Innføring i sannsynlighetsregning og statistikk*. 5. utg. Cappelen, Oslo.
- Heckman, J., L. Lochner & P. Todd (2005): *Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond*. The Institute for the Study of Labor (IZA). Discussion Paper no. 1700.
- Higgins, H. N. (2011): *Forecasting Stock Price with the Residual Income Model*. Review of Quantitative Finance and Accounting, 36, no. 4, pp. 583-604.
- Hirschey, M. & J. J. Weygandt (1985): *Amortization Policy for Advertising, Research and Development Expenditures*. Journal of Accounting Research 23, no. 1, pp. 326-335.
- Hægeland, Torbjørn (2003): *Økonomisk avkastning av utdanning*. Utdanning 2003, Statistisk Sentralbyrå, pp. 197-216.
- Jacobsen, D.I. (2000): *Hvordan gjennomføre undersøkelser? Innføring i samfunnsvitenskapelig metode*. Høyskoleforlaget.
- Jakobsen, T. G. & J. Jakobsen (2012): *Paneldataanalyse og sammenslåing av datasett*, kapittel i Eikemo, Andreas og Tommy Høyvarde Clausen (red.) *Kvantitativ analyse med SPSS*. Trondheim: Tapir akademisk forlag.
- Kiker, B. F. (1966): *The Historical Roots of the Concept of Human Capital*. Journal of Political Economy, vol. 74, no. 5, pp. 481-499.
- Kleinbaum, D.G., L.L Kupper, A. Nizham & K.E. Muller (2007): *Applied Regression Analysis and Other Multivariable Methods*. Duxbury, Thomson Learning. USA.



- Knudsen, E. S. & L. B. Lien (2012): *Norske bedrifter gjennom krisen: en oversikt*. Magma, utgave 6, s. 40-51.
- Lajili, K. & D. Zéghal (2005): *Labor cost voluntary disclosures and firm equity values: Is human capital information value-relevant?*. Journal of International Accounting, Auditing and Taxation 14, pp.121-138.
- Lazaer, Edward P. & Michael Gibbs (2009): *Personnel Economics in Practice*. 2. utg. John Wiley & Sons, Inc, USA.
- Lev, Baruch, Bharat Sarath & Theodore Sougiannis (2004): *R&D Reporting Biases and their Consequenses*. Working Paper. University of New York og University of Illinois.
- Lo, K. (2004): *The effects of scale differences on inferences in accounting research: coefficient estimates, tests of incremental association, and relative value relevance*. Sauder School of Business, Canada og MIT Sloan School of Management, USA.
- Lo, K. & T. Lys (2000): *The Ohlson Model: Contribution to Valuation Theory, Limitations, and Empirical Applications*. Sauder School of Business, University of British Columbia.
- Low, J., & Kalafut, P. C. (2002). *Invisible advantage : how intangibles are driving business performance*. Cambridge, Mass.: Perseus Publishing.
- Lumley, T., P. Diehr, S. Emerson & L. Chen (2002): *The Importance of the Normality Assumption in Large Public Health Data Sets*. Annual Reviews 23, pp. 151-169. Department of Biostatistics. University of Washington, Seattle.
- McCrae, M. & H. Nilsson (2001): *The Explanatory and Predictive Power of Different Specification of the Ohlson (1995) Valuation Models*. European Accounting Review 10, no. 2, pp. 315-341.
- Mickey, R.M., O.J. Dunn & V.A. Clark (2004): *Applied Statistics: Analysis of Variance and Regression*. 3. utgave, Wiley forlag. New Jersey, USA.
- Midtbø, T. (2012): *Stata - en entusiastisk innføring*. Universitetsforlaget, Oslo.
- Myrbakken, E. (2006): *IFRS på norsk: forskrift om internasjonale regnskapsstandarder*. DnR forlaget, Oslo.
- Norges offentlige utredninger (2004:07): *Statens forretningsmessige eierskap*. Kapittel 8.6.4. Norges offentlige utvalg, Oslo.
- O'Hanlon, J. & K. Peasnell (2003): *Residual income valuation: Are inflation adjustments necessary?*. Management School, Lancaster University.
- Ohlson, J. A. (1995): *Earnings, Book Value and Dividends in Equity Valuation*. Contemporary Accounting Research 11, pp. 661-687.

Ohlson, J. A. (2000): *Residual Income Valuation: The Problems*. Stern School of Business, New York University. New York City.

Phillips, J. J. (1994): *Measuring Return on Investment*. Vol 1. American Society for Training and Development. Alexandria, Virginia.

Pine, J. & J. C. Tingley (1993): *ROI of Soft-Skills Training*. Training, pp.55-60.

Schultz, Theodore W. (1961): *Investment in Human Capital*. The American Economic Review, Vol. 51, No. 1, Mars 1961, side 1-17. American Economic Association, Nashville.

Ringdal, K. (2009): *Enhet og mangfold*. 2. utgave. Fagbokforlaget, Bergen.

Skog, O. (2005): *Kompendium til Kurs i Anvendt Tidsserieanalyse*. Institutt for sosiologi og samfunnsgeografi, Universitetet i Oslo.

Sneve, E. (1999): *Measures that Matter*. Publisert i Econa utg nr 1.

Studenmund, A. H. (2011): *Using Econometrics - A Practical Guide*. Utg. 6. Pearson Education, USA.

## Internettkilder

Acemoglu, D. & D. Autor (u.å.). *Lectures in Labor Economics*. Massachusetts Institute of Technology (MIT). Link: <http://economics.mit.edu/files/4689> [22. September 2012]

Børsprosjektet NHH: <http://mora.rente.nhh.no/borsprosjektet/>

Card, D. (23.08.2006): *Jacob Mincer, 84, Pioneer On Labor Economics, Dies*. New York Times.

Link: <http://query.nytimes.com/gst/fullpage.html?res=9507E6D7123EF930A1575BC0A9609C8B63> [23.10.2012]

Columbia News (01.09.2006): *Remembered: Jacob Mincer, Father of Modern Labor Economics*. Link: <http://www.columbia.edu/cu/news/06/09/mincer.html> [22.10.2012]

Folkestad, S. (2006): *Skifter jobb i høyt tempo*. Hentet fra [www.forskning.no](http://www.forskning.no) [30.10.2012]. Link: <http://www.forskning.no/artikler/2006/desember/1166007042.08>

Kern, A. F. (2009): *Human Capital Development Theory: Implications for Education - Comparisons of Influential Twenty-First Century Economicists Samuel Bowles and Gary S. Becker*. Pennsylvania State University

Link: [http://www.personal.psu.edu/afk119/blogs/career\\_tech\\_ed/2009/12/human-capital-development-theory.html](http://www.personal.psu.edu/afk119/blogs/career_tech_ed/2009/12/human-capital-development-theory.html) [29.10.2012]

Oslo Børs (2012): [www.oslobors.no](http://www.oslobors.no)

Oslo Børs VPS (2012): *Nøkkeltall om konsernet*.

Link: <http://www.osloborsvps.no/Oslo-Boers-VPS/Om-konsernet/Noekkeltall> [05.11.2012]

Rosen, S. (2008): *Human Capital*. The New Palgrave Dictionary of Economics.

Link: [http://www.dictionaryofeconomics.com/article?id=pde2008\\_H000100&edition=current&q=human&topicid=&result\\_number=8](http://www.dictionaryofeconomics.com/article?id=pde2008_H000100&edition=current&q=human&topicid=&result_number=8) [16.10.2012]

Skatteetaten (2012): *Arbeidsgiveravgift*. Lignings-ABC.

Link: <http://www.skatteetaten.no/no/Radgiver/Rettskilder/Handboker/Lignings-ABC/Kapitler/A/?mainchapter=14374#x14374> [01.12.2012]

Solberg, S. M. (2012): *Her er den norske snittlønnen*. www.na24.no.

Link: <http://www.na24.no/article3365675.ece> [04.12.2012]

Statistisk Sentralbyrå (2009): *Den norske nasjonalformuen - hva består den av?*.

Link: <http://www.ssb.no/forskning/artikler/2009/2/1235484890.0.html> [17.11.2012]

Statistisk Sentralbyrå (2011): *Lønnsnivå og kjøpekraft i OECD-landene*.

Link: [http://www.ssb.no/magasinet/norge\\_verden/art-2011-09-12-01.html](http://www.ssb.no/magasinet/norge_verden/art-2011-09-12-01.html) [14.12.2012]

Stockburger, D.W. (1996): *Introductory Statistics: Concepts, Models, and Applications*. Missouri State University.

Link: <http://www.psychstat.missouristate.edu/introbook/sbk25m.htm> [16.12.2012]

Store Norske Leksikon (u.å.). *Internrente - økonomi*.

Link: <http://snl.no/internrente/%C3%B8konomi> [30.10.2012]

Torres-Reyna, O. (u.å.): *Panel Data Analysis: Fixed and Random Effects*. Princeton University. Link: <http://dss.princeton.edu/training/Panel101.pdf> [29.11.2012]

## Årsrapporter

Henviser til en oversikt over alle selskapene i appendiks C.1.

# APPENDIKS

Appendiksene er knyttet til hvert kapittel, slik at appendiks B tilhører kapittel 2, appendiks C til kapittel 3 og så videre. Dette er grunnen til at appendiks A og D ikke finnes.

## Appendiks B

### Appendiks B.1

Forfatter	Data	Utvalg	Metode	Funn
Almeida & Carneiro	Årlig spørreundersøkelse utført av arbeidstilsynet (Portugese Ministry of Employ)	1500 industriselskap i Portugal	Estimerer differensiert prod.funksjon og kostnadsfunksjon vha. GMM-SYS	8.6 % (marginal) avkastning på en ekstra time opplæring
Ballot, Fakhfakh & Taymaz	Årsregnskap, spørreundersøkelse, intervju, informasjon fra arbeidstilsynet	90 franske og 200 svenske bedrifter	Estimerer differensiert prod.funksjon vha. GMM-SYS. Bruker "value added" for å estimere avkastning.	288 % avkastning ("value added") på humankapitalbeh. for Frankrike og 441 % for Sverige
Pine & Tingley	Data direkte fra selskapet på kostnader og produktivitet	Garrett Engine, 4 verkstedteam	Eksperiment- og kontrollgruppe. Måler virkning før og etter opplæring. Beregner kostnadsbesparelse	Avkastning på 125 % på investering i opplæringsprogram. Basert på \$55 dollar kostnadsbesparelse per reparasjon.
Phillips	Data direkte fra selskapet på kostnader og produktivitet	International Oil, 11 ansatte	Måler 11 mnd før og etter opplæring. Beregner besparelse.	Avkastning på 200 % på investering i opplæringsprogram.

Tabell B.1

*En oppsummering av avkastning av opplæring på arbeidsplassen*

## Appendiks B.2

Utledningen bygger i stor grad på appendiks 1 fra Ohlson sin artikkel "Earnings, Book Values and Dividends in Equity Valuation" (1995), og er mer eller mindre en gjengivelse.

LIM-modellen har sitt utspring i RIV-modellen og bygger på følgende forutsetninger:

1. Et selskaps markedsverdi kan uttrykkes som nåverdien av alle fremtidige dividender
2. Clean surplus relation: Selskapets resultat kan distribueres til eierne i form av dividende, noe som reduserer selskapets bokverdi, eller det kan reinvesteres i selskapet og øke dets egenkapital. Det vil si at  $BV_t = BV_{t-1} + x_t - d_t$
3. En dividendeutbetaling reduserer bokverdien av selskapet, men påvirker ikke *nåværende* resultat
4. Forskjellen mellom markedsverdi og bokverdi kan uttrykkes som nåverdien av all fremtidig unormal avkastning
5. Unormal avkastning ( $x_t^a$ ) og "annen informasjon" ( $v_t$ ) følger en første ordens autoregressiv prosess

Forutsetningene er nærmere forklart i kapittel 2.5 og leder til LIM-modellen, som vi nå skal se.

Ohlson (1995:682) definerer en 2x2 matrise

$$P \equiv R_f^{-1} \begin{pmatrix} \omega & 1 \\ \gamma & 0 \end{pmatrix}$$

Informasjonsdynamikken i spesifikasjonen av den autoregressive prosessen kan uttrykkes på følgende måte:

$$(\tilde{x}_{t+1}^a, \tilde{v}_{t+1}) = R_f P (x_t^a, v_t) + (\tilde{\epsilon}_{1t+1}, \tilde{\epsilon}_{2t+1})$$

og

$$R_f^{-\tau} E_t [\tilde{x}_{t+\tau}^a] = (1,0) P^\tau (x_t^a, v_t)$$

Gitt forutsetning 1) og 2) kan man kombinere siste uttrykk med RIV-modellen:

$$P_t - BV_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} R_f^{-\tau} E_t [\tilde{x}_{t+\tau}^a] = (1,0) [P + P^2 + \dots] (x_t^a, v_t)$$

$$\equiv (\alpha_1, \alpha_2)(x_t^a, v_t)$$

Summen av matriseserien,  $P+P^2+\dots$ , konvergerer fordi maksimum "characteristic root" av  $P$  er mindre enn 1. Ved bruk av algebra kan man vise at summen av matriseserien er lik  $P[1-P]^{-1}$ .

Man får:

$$(\alpha_1, \alpha_2) = (1,0)P[1 - P]^{-1}$$

Og via eksplisitte beregninger:

$$\alpha_1 = \frac{\omega}{R_f - \omega}$$

$$\alpha_2 = \frac{R_f}{(R_f - \omega)(R_f - \gamma)}$$

## Appendiks C

### Appendiks C.1 Oversikt selskaper

Sektor	Selskap
Eiendom	Borgestad
Eiendom	Northern Logistic Property
Eiendom	Norwegian Property
Eiendom	Olav Thon Eiendomsselskap
Energi	Bergen Group
Finans	ABG Sundal Collier Holding
Finans	Agasti Holding
Finans	Aker
Finans	DNB
Finans	Imarex
Finans	Skien Aktiemølle
Finans	Zoncolan
Forbruksvarer	BWG Homes
Forbruksvarer	Ekornes
Forbruksvarer	Gyldendal
Forbruksvarer	Hurtigruten
Forbruksvarer	Kongsberg Automotive Holding
Forbruksvarer	Polaris Media
Forbruksvarer	Schibsted
Forsyning	Arendals Fossekompagni
Industri	Tomra Systems
Industri	Veidekke
Industri	Orkla
Industri	Kongsberg Gruppen
Industri	AF Gruppen
Industri	Tide
Industri	Namsos Trafikkselskap
Industri	Infratek

Sektor	Selskap
IT	Fara
IT	Nordic Semiconductor
IT	Data Respons
IT	Eltek
IT	Atea
IT	Itera
Konsumvarer	Rieber & Søn
Material	Byggma
Material	Nordic Mining
Sektor	Selskap
Sjømat	Lerøy Seafood Group
Sjømat	Grieg Seafood Group
Sjømat	Aker Seafoods
Sjømat	SalMar
Sjømat	Marine Harvest
Sjømat	Norway Pelagic
Sjømat	Domstein
Sjømat	Codfarmers
Sjømat	Cermaq
Sjømat	Austevoll Seafood
Sjømat	AKVA Group
Sjømat	Aker Biomarine
Sjømat	Sølvtrans Holding

### Appendiks C.2 Observasjoner fordelt på sektor

Sektor	Ant. selskaper	Ant. observasjoner
Sjømat	13	75
Forbruksvarer	7	39
Eiendom	4	24
Finans	7	41
Andre	5	31
Industri	8	59
IT	6	38
Sum	50	307

(Tall i mrd. NOK)	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Markedsverdi Oslo Børs	932	1402	1916	2180	1003	1530	1807	1576
Antall noterte selskaper 31.12	188	219	229	269	259	237	239	237
Gjennomsnittspris Børsen	4,957	6,402	8,367	8,104	3,873	6,456	7,561	6,650
Endring gjennomsnittspris		29 %	31 %	-3 %	-52 %	67 %	17 %	-12 %
Markedsverdi utvalget	87,2	236,5	346,3	383,6	157,3	296,9	365,1	267,1
Antall selskaper utvalget 31.12	21	26	34	42	44	46	47	47
Gjennomsnittspris utvalget	4,152	9,096	10,186	9,134	3,574	6,454	7,768	5,683
Endring gjennomsnittspris		119 %	12 %	-10 %	-61 %	81 %	20 %	-27 %
MV utvalg/ MV Børsen (representasjon)	9 %	17 %	18 %	18 %	16 %	19 %	20 %	17 %



	<b>Totalt</b>	<b>Eiendom</b>	<b>Finans</b>
<b>Antall selskaper</b>	50	4	7
<b>Antall ansatte</b>	2 959	116	4 765
Standardavvik	5 999	121	9 790
<b>Lønn og andre personalkostnader</b>	1 270 213	52 167	2 453 148
Standardavvik	2 348 359	35 935	4 100 339
<b>Inntekter</b>	6 103 656	847 125	10 400 000
Standardavvik	11 600 000	663 227	18 500 000
<b>Driftsresultat</b>	742 103	638 763	2 771 854
Standardavvik	2 397 270	1 255 133	5 782 179
<b>Årsresultat</b>	614 682	89 825	2 366 159
Standardavvik	2 239 814	1 177 423	4 523 514
<b>Eiendeler</b>	45 400 000	13 100 000	290 000 000
Standardavvik	251 000 000	12 300 000	639 000 000
<b>Bokverdi egenkapital</b>	5 312 314	3 782 332	18 700 000
Standardavvik	15 100 000	3 630 355	33 600 000
<b>Gjeld</b>	40 100 000	9 335 829	271 000 000
Standardavvik	238 000 000	9 025 171	606 000 000
<b>Markedsverdi egenkapital</b>	6 991 015	3 443 807	20 900 000
Standardavvik	18 200 000	3 556 818	38 300 000
<b>Lønnskostnad per ansatt</b>	583,50	954,00	912,60
Standardavvik	349,70	708,00	382,90
<b>Lønnskostnad/ markedsverdi</b>	0,53	0,07	0,20
Standardavvik	0,90	0,12	0,23
<b>Markedsverdi/ bokverdi</b>	1,80	0,87	2,02
Standardavvik	1,39	0,25	2,16

	Forbruk	Industri	IT	Sjømat
<b>Antall selskaper</b>	7	8	6	13
<b>Antall ansatte</b>	2 654	6 453	1 369	1 685
Standardavvik	2 558	9 361	1 620	2 110
<b>Lønn og andre personalkostnader</b>	1 303 246	2 728 014	651 253	465 865
Standardavvik	1 347 578	3 195 845	794 558	535 856
<b>Inntekter</b>	4 521 539	12 700 000	3 543 400	3 963 317
Standardavvik	4 137 527	17 900 000	5 382 415	4 383 625
<b>Driftsresultat</b>	428 635	838 977	58 789	342 939
Standardavvik	701 171	1 275 097	209 247	832 649
<b>Årsresultat</b>	279 445	923 461	29 762	256 808
Standardavvik	629 078	2 804 860	235 432	681 269
<b>Eiendeler</b>	5 402 586	14 800 000	2 383 533	5 776 732
Standardavvik	5 075 327	27 500 000	3 081 104	6 804 123
<b>Bokverdi egenkapital</b>	1 893 380	7 188 892	849 249	2 748 200
Standardavvik	1 710 033	15 100 000	1 091 694	3 448 153
<b>Gjeld</b>	3 509 205	7 579 119	1 534 284	3 028 531
Standardavvik	3 554 615	12 700 000	2 035 186	3 440 075
<b>Markedsverdi egenkapital</b>	4 348 383	11 500 000	1 276 319	3 326 332
Standardavvik	5 194 137	21 400 000	1 600 865	4 454 134
<b>Lønnskostnad per ansatt</b>	486,50	492,50	657,40	460,30
Standardavvik	95,80	121,40	142,90	314,50
<b>Lønnskostnad/ markedsverdi</b>	0,78	0,89	0,65	0,30
Standardavvik	1,81	0,91	0,51	0,33
<b>Markedsverdi/ bokverdi</b>	2,06	2,09	2,64	1,25
Standardavvik	1,31	1,10	1,80	0,77

For hver variabel vises gjennomsnittsverdi for utvalget og sektoren. På linjen under vises standardavviket. Sektorene material, konsum, energi og forsyning er ekskludert på grunn av for få selskaper.

## Appendiks E

Ballester et al. (2002)-modellen, opprinnelig spesifikasjon

	OLS, opprinnelig modell							
Kontroll for tid					X			X
Kontroll for sektor			X					X
Forklarende variabler								
<b>BVt/BVt-1</b>	1.361089***	.1024478	1.405848***	.1139578	1.338734***	.0997558	1.368526***	.1113023
<b>xt/ BVt-1</b>	.9189665**	.2658341	.8366681**	.2758293	.418541	.2733469	.3620394	.2825598
<b>wt/ BVt-1</b>	1.083649**	.4120308	1.034336*	.4148168	1.006846*	.4143765	1.021781*	.4176184
<b>wt-1/ BVt-1</b>	-.4440937	.4483381	-.4821352	.4432513	-.4250882	.4496861	-.5035355	.4455486
<b>Justert forklaringskraft</b>	75 %		76 %		77 %		78 %	
Antall observasjoner	257		257		257		257	
<b>F-verdi</b>	188,49***		61,68***		85,83***		47,59***	

*Opprinnelig spesifikasjon estimert med OLS*

	FE, opprinnelig modell			
Kontroll for tid				X
Forklarende variabler				
<b>BVt/BVt-1</b>	1.420596	0,126	1.455117	0,118
<b>xt/ BVt-1</b>	.7351777	0,293	.02076	0,287
<b>wt/ BVt-1</b>	1.070637	0,345	1.012713	0,33
<b>wt-1/BVt-1</b>	-.4822373	0,373	-.5969908	0,356
<b>Justert forklaringskraft</b>	0,8376		0,8713	
F-verdi	261,73***		133,36***	
Rho	0,45		0,514	
Antall observasjoner	257		257	

*Opprinnelig spesifikasjon estimert med FE*

	OLS, opprinnelig modell med unormal avkastning							
Kontroll for tid					X			X
Kontroll for sektor			X					X
Forklarende variabler								
<b>BVt/BVt-1</b>	1.36077***	.1024861	1.405521***	.113999	1.338734***	.0997558	1.368526***	.1113023
<b>(xt/BVt-1)-rf</b>	.9156698**	.266156	.834586**	.2761454	.418541	.2733469	.3620394	.2825598
<b>wt/ BVt-1</b>	1.095329**	.4120409	1.044879*	.4148253	1.006846*	.4143765	1.021781*	.4176184
<b>wt-1/ BVt-1</b>	-.4568143	.4482229	-.4935851	.4430709	-.4250882	.4496861	-.5035355	.4455486
<b>Justert forklaringskraft</b>	0,7757		0,7549		0,7682		0,7757	
Antall observasjoner	257		257		257		257	
<b>F-verdi</b>	188,38***		61,66***		85,83***		47,59***	

*Opprinnelig spesifikasjon med unormal avkastning, estimert med OLS*

Ballester et al.(2002)-modellen uten lønnskostnad i t-1

	OLS, uten lønn i t-1							
Kontroll for tid					X			X
Kontroll for sektor			X					X
Forklarende variabler								
<b>BVt/BVt-1</b>	1.371511***	.1019022	1.415969***	.1136199	1.348991***	.0991426	1.37986***	.1109141
<b>xt/ BVt-1</b>	.9356772***	.2652884	.8573921**	.2752738	.4296319	.2730362	.378034	.2823694
<b>wt/ BVt-1</b>	.6902089***	.1095469	.6087862***	.1379367	.6282012***	.1061065	.5745332***	.1334664
<b>Justert forklaringskraft</b>	0,7455		0,7548		0,7683		0,7754	
Antall observasjoner	257		257		257		257	
<b>F-verdi</b>	251,01***		66,67***		95,31***		50,11***	

Opprinnelig modell uten lønnskostnad i t-1, estimert med OLS

Fixed effects uten lønn i t-1				
Kontroll for tid				X
Forklarende variabler				
<b>BVt/BVt-1</b>	1.40625***	0,162	1.438481***	0,118
<b>xt/ BVt-1</b>	.8034009**	0,29	.1031525	0,285
<b>wt/ BVt-1</b>	.6841216***	0,172	.5305869**	0,162
<b>Justert forklaringskraft</b>	84 %		87 %	
F-verdi	345,67***		145,79***	
Rho	0,445		0,501	
Antall observasjoner	257		257	

Opprinnelig modell uten lønnskostnad i t-1, estimert med FE

	OLS uten lønn t-1 med unormal avkastning							
Kontroll for tid					X			X
Kontroll for sektor			X					X
Forklarende variabler								
<b>BVt/BVt-1</b>	1.371585***	.1019431	1.416044***	.1136631	1.348991***	.0991426	1.37986***	.1109141
<b>(xt/BVt-1)-rf</b>	.9307341**	.2657656	.8532908**	.2757706	.4296319	.2730362	.378034	.2823694
<b>wt/ BVt-1</b>	.6905175***	.1096061	.6090551***	.138002	.6282012***	.1061065	.5745332***	.1334664
<b>Justert forklaringskraft</b>	0,7454		0,7547		0,7683		0,7754	
Antall observasjoner	257		257		257		257	
<b>F-verdi</b>	250,79***		66,63***		95,31***		50,11***	

Fixed effects uten lønn i t-1, unormal avkastning				
Kontroll for tid			X	
Forklarende variabler				
<b>BVt/BVt-1</b>	1.40675***	.1264885	1.438481***	.1183805
<b>(xt/BVt-1)-rf</b>	.7986229**	.2901602	.1031525	.2845965
<b>wt/ BVt-1</b>	.6837533***	.1725189	.5305869**	.1628012
<b>Justert forklaringskraft</b>	0,8362		0,8695	
Antall observasjoner	257		257	
<b>F-verdi</b>	345,45***		145,71***	
<b>Rho</b>	0,4459		0,501	

### Ballester et al. (2002)-spesifikasjonen skalert med antall aksjer

#### Modell skalert med aksjer, estimert med OLS

Kontroll for tid			X	X
Kontroll for sektor		X		X
Forklarende variabler				
<b>BVt/aksjer</b>	1.350099***	.0455136	.940811***	.036606
<b>xt/ aksjer</b>	-.0477877	.284602	.3435666*	.1667752
<b>wt/ aksjer</b>	.0437294	.0728601	.0307054	.0460968
<b>Justert forklaringskraft</b>	86 %		95 %	
Antall observasjoner	306		306	
<b>F-verdi</b>	623,08***		510,93***	
<b>BP-test</b>	Heteroskedastisitet i alle			
<b>White</b>	Ingen multikollinearitet			
<b>VIF</b>	Ingen normalfordelte restledd			
<b>1/VIF</b>	Grafisk viser tegn til betydningsfulle enheter			
<b>Normalfordelt restledd</b>	22 observasjoner har cook > 4/306			
<b>Betydningsfulle enheter</b>				
<b>Cooks D</b>				

#### Modell skalert med aksjer, estimert med OLS og unormal avkastning

Kontroll for tid			X	X
Kontroll for sektor		X		X
<b>BVt/aksjer</b>	1.337909***	.0438224	.8863154	.0351981
<b>(xt-rf*BVt-1)/ aksjer</b>	-.0207661	.3073416	.2100175	.1614597
<b>wt/ aksjer</b>	.1124077	.095026	.0558364	.0543896
<b>Justert forklaringskraft</b>	86 %		96 %	
Antall observasjoner	257		257	
<b>F-verdi</b>	514,67***		527,33***	
<b>BP-test</b>	Heteroskedastisitet i alle			
<b>White</b>	Ingen multikollinearitet			
<b>VIF</b>	Ingen normalfordelte restledd			
<b>1/VIF</b>	Grafisk viser tegn til betydningsfulle enheter			
<b>Normalfordelt restledd</b>	19 observasjoner har cook>4/257			
<b>Betydningsfulle enheter</b>				
<b>Cooks D</b>				

**Modell skalert med aksjer, estimert med FE**

Kontroll for tid			X	
Forklarende variabler				
<b>BVt/aksjer</b>	1.106066***	.0676944	1.136697***	.0704164
<b>xt/ aksjer</b>	.3606017*	.1701226	.1836429	.1777019
<b>wt/ aksjer</b>	.0111568	.0622983	-.0067517	.0638171
<b>Justert</b>				
<b>forklaringskraft</b>	63 %		66 %	
Antall observasjoner	306		306	
<b>F-verdi</b>	144,26***		46,37***	
<b>Rho</b>	0,691		0,6924	

*Spesifikasjon skalert med ant. aksjer, estimert med FE*

**Modell skalert med aksjer, estimert med FE og unormal avk.**

Kontroll for tid			X	
Forklarende variabler				
<b>BVt/aksjer</b>	1.002729***	.0898732	1.039542***	.0918504
<b>(xt-rf*BVt-1)/ aksjer</b>	.1410334	.1671811	-.0581495	.1750191
<b>wt/ aksjer</b>	.0368526	.0774606	.0163096	.0792353
<b>Justert</b>				
<b>forklaringskraft</b>	53 %		56 %	
Antall observasjoner	257		257	
<b>F-verdi</b>	75,69***		28,00***	
<b>Rho</b>	0,766		0,766	

*Spesifikasjon skalert med ant. aksjer, estimert med unormal avkastning og FE*

Ballester et. al (2002)-modellen estimert med robuste standardfeil

Kontroll for tid			X	X
Kontroll for sektor		X		X
Forklarende variabler				
<b>BVt/BVt-1</b>	1.36*** (0,139) <sup>5</sup>	1,41*** (0,171)	1.34*** (0,130)	1,37*** (0,162)
<b>xt/ BVt-1</b>	0.92 (0,750)	0,84 (0,731)	0.42 (0,698)	0,36 (0,675)
<b>wt/ BVt-1</b>	1,08 (1,115)	1,03 (1,129)	1,01 (1,000)	1,02 (1,027)
<b>wt-1/ BVt-1</b>	-0.44 (1,105)	-0,48* (1,067)	-0.43 (1,003)	-0,5*(0,984)
<b>Konstantleddet</b>	-0.12 (0,132)	-0,73** (0,230)	-0.73** (0,444)	0,35 (0,458)
Justert forklaringskraft	0.75	0,75	0,77	0,78
AIC <sup>6</sup>	916.76	915,66	898,6	898,56
BIC	934.50	965,35	937,64	969,54
Antall observasjoner	257	257	257	257

*Opprinnelig spesifisering estimert med OLS og robuste standardfeil*

Kontroll for tid			X	X
Kontroll for sektor		X		X
<b>BVt/BVt-1</b>	1,36*** (0,139)	1,41*** (0,172)	1,34*** (0,130)	1,37*** (0,162)
<b>(xt/BVt-1)-rf</b>	0,92 (0,749)	0,83 (0,730)	0,42 (0,698)	0,36 (0,675)
<b>wt/ BVt-1</b>	1,1 (1,117)	1,04 (1,131)	1,01 (1,000)	1,02 (1,027)
<b>wt-1/ BVt-1</b>	-0,46*(1,107)	-0,49*(1,069)	-0,43*(1,003)	-0,5 (0,984)
<b>Konstantleddet</b>	-0,09 (0,127)	-0,70** (0,233)	0,97* (0,442)	0,36 (0,458)
Justert forklaringskraft	0,75	0,75	0,77	0,78
AIC	916,87	915,73	898,6	898,56
BIC	934,61	965,42	937,64	969,54
Antall observasjoner	257	257	257	257

*Opprinnelig spesifisering estimert med unormal avkastning, OLS og robuste standardfeil*

<sup>5</sup> Tall i parentes er estimerte standardfeil

<sup>6</sup> AIC er Akaiikes informasjonskriterium og BIC er det Bayesianiske informasjonskriterium. Dette er to ustandardiserte mål på modellens forklaringskraft og kan brukes i sammenlikning av ulike modeller. Jo høyere verdier, desto dårligere forklaringskraft (Midtbø, 2012:103).

Kontroll for tid		X		X
Kontroll for sektor				
Modifisert modell (xt/BVt-1)-rf			X	X
<b>BVt/BVt-1</b>	1,42*** (0,247)	1,46*** (0,206)	1,42*** (0,247)	1,46*** (0,206)
<b>xt/ BVt-1</b>	0,73 (1,094)	0,02 (0,973)		
<b>(xt/BVt-1)-rf</b>			0,73 (1,093)	0,02 (0,973)
<b>wt/ BVt-1</b>	1,07 (1,038)	1,01 (0,858)	1,08 (1,046)	1,01 (0,858)
<b>wt-1/ BVt-1</b>	-0,48* (0,894)	-0,6*(0,746)	-0,49*(0,9)	-0,6 (0,746)
Justert forklaringskraft	84 %	87 %	84 %	87 %
AIC	728,65	680,95	728,68	680,95
BIC	742,84	716,44	742,88	716,44
Antall observasjoner	257	257	257	257

*Modell estimert med og uten unormal avkastning, med robuste standardfeil og FE som estimeringsmetode*

Kontroll for tid			X	X
Kontroll for sektor		X		X
<b>BVt/BVt-1</b>	1,37*** (0,117)	1,42*** (0,149)	1,35*** (0,113)	1,38*** (0,144)
<b>xt/ BVt-1</b>	0,94 (0,769)	0,86 (0,75)	0,43 (0,716)	0,38 (0,697)
<b>wt/ BVt-1</b>	0,69*** (0,164)	0,61*** (0,223)	0,63*** (0,147)	0,57** (0,202)
Justert forklaringskraft	0,75	0,75	0,77	0,78
AIC	915,76	914,91	897,53	897,94
BIC	929,95	961,05	933,02	965,37
Antall observasjoner	257	257	257	257

*Modell estimert med OLS og robuste standardfeil, uten lønnskostnad i t-1*

Kontroll for tid			X	X
Kontroll for sektor		X		X
<b>BVt/BVt-1</b>	1.37*** (0,117)	1.42*** (0,149)	1.35*** (0,113)	1.38*** (0,144)
<b>(xt/BVt-1)-rf</b>	0.93 (0,769)	0.85 (0,751)	0.43 (0,716)	0.38 (0,679)
<b>wt/ BVt-1</b>	0.69*** (0,164)	0.61** (0,223)	0.63*** (0,147)	0.57** (0,201)
Justert forklaringskraft	0.75	0.75	0.77	0.78
AIC	915.93	915.04	897.53	897.94
BIC	930.12	961.18	933.02	965.37
Antall observasjoner	257	257	257	257

*Modell estimert med OLS, robuste standardfeil, unormal avkastning, uten lønnskostnad i t-1*



Kontroll for tid		X		X
Med unormal avkastning			X	X
<b>BVt/BVt-1</b>	1,41*** (0,246)	1,44*** (0,208)	1.41*** (0,246)	1.44*** (0,208)
<b>xt/ BVt-1</b>	0,8 (1,184)	0,1 (1,069)		
<b>(xt/BVt-1)-rf</b>			0.80 (1,183)	0.10 (1,069)
<b>wt/ BVt-1</b>	0,68 (0,378)	0,53 (0,300)	0.68 (0,379)	0.53 (0,300)
Justert forklaringskraft	0,83	0,86	0.83	0.86
AIC	728,75	682,57	728.89	682.57
BIC	739,40	714,52	739.54	714.52
Antall observasjoner	257	257	257	257

*Modell med robuste standardfeil, med og uten unormal avkastning, uten lønn i t-1, estimert med FE*

	First difference fixed effects			
Med unormal avkastning			X	
Forklarende variabler	SD		SD	
<b>BVt/ BVt-1</b>	1,385***	0,143	1,383***	0,144
<b>xt/ BVt-1</b>	-0,242	0,294		
<b>(xt/ BVt-1) - rf</b>			-0,23	0,295
<b>wt/ BVt-1</b>	0,669**	0,22	0,673**	0,2203
<b>Konstantleddet</b>	-0,2411**	0,0808	-0,248**	0,0801
<b>Justert forklaringskraft</b>	87 %		87 %	
AIC	553,61		553,67	
BIC	566,92		566,98	
Antall observasjoner	206		206	

*Opprinnelig modell uten lønn i t-1, estimert med AR(1) faste effekter (xtregar, fe)*



Fixed Effects									
Kontroll for tid			X				X		
Med unormal avkastning					X			X	
Forklarende variabler		SD			SD			SD	
<b>BVt/aksjer</b>	1.11***	0,21	1.14***	0,21	1.00***	0,12	1.04***	0,11	
<b>xt/ aksjer</b>	0.36	0,52	0.18	0,52					
<b>(xt -rf*BVt-1)/aksjer</b>					0.14	0,47	-0.06	0,47	
<b>wt/ aksjer</b>	0.01	0,09	-0.01	0,08	0.04	0,09	0.02	0,08	
<b>Konstantleddet</b>	0.02	0,01	0.01	0,016	0.03***	0,005	0.03*	0,015	
<b>Justert forklaringskraft</b>	0.63		0.64		0.52		0.55		
AIC	-939.11		-944.28		-806.51		-813.27		
BIC	-927.94		-907.04		-795.86		-781.33		
Antall observasjoner	306,00		306,00		257,00		257,00		

*Modell skalert med aksjer, estimert med FE og robuste standardfeil*

First difference fixed effects (skalert med aksjer)						
Modifisert modell (xt/BVt-1)-rf			X			
Forklarende variabler		SD			SD	
<b>BVt/aksjer</b>	0,661***	0,11	0,512***	0,128		
<b>xt/ aksjer</b>	0,549**	0,157				
<b>(xt-rf*BVt-1)/aksjer</b>			0,601**	0,169		
<b>wt/ aksjer</b>	0,137	0,099	0,037	0,148		
<b>Konstantleddet</b>	0,048***	0,005	0,066***	0,006		
<b>Justert forklaringskraft</b>	26 %		13 %			
AIC	-844,69		-689,91			
BIC	-830,44		-676,6			
Antall observasjoner	206		206			

*Modell skalert med aksjer, estimert med AR(1) faste effekter og robuste standardfeil*

Lajili & Zéghal (2005)-modellen med robuste standardfeil

	OLS						FE			
Kontroll for tid		X			X			X		
Kontroll for sektor			X		X					
Forklarende variabler										
<b>BVt/aksjer</b>	1.34*** 0,13	1.35*** 0,13	0.98*** 0,08	0.98*** 0,07	1.15*** 0,15	1.16*** 0,145				
<b>wt/ aksjer</b>	0.04 0,12	0.02 0,12	0.03 0,05	0.02 0,05	0.01 0,09	-0.01 0,082				
<b>Konstantleddet</b>	-0.00 0,004	0.01 0,016	-0.02 0,018	-0.03 0,03	0.02 0,009	0.01 0,017				
Justert forklaringskraft	0.86	0.86	0.95	0.95	0.62	0.64				
AIC	-535.36	-529.04	-854.18	-861.06	-935.40	-944.77				
BIC	-524.19	-491.80	-809.50	-790.31	-927.96	-911.26				
Antall observasjoner	306	306	306	306	306	306				

	OLS skalert med Bvt-1				FE skalert med Bvt-1	
		X		X		X
Kontroll for tid				X		X
Kontroll for sektor			X			X
Forklarende variabler						
<b>Bvt/ Bvt-1</b>	1.41***	0,095	1.47***	0,123	1.36***	0,103
<b>wt/ Bvt-1</b>	0.64***	0,142	0.55**	0,195	0.60***	0,139
<b>Konstantleddet</b>	-0.07	0,088	-0.73***	0,149	1.03*	0,461
Justert R <sup>2</sup>	0.73		0.75		0.77	
AIC	926.09		922.93		898.10	
BIC	936.74		965.52		930.04	
Antall observasjoner	257,00		257,00		257,00	
					0.83	0.87
					736.31	680.75
					743.40	709.14
					257,00	257,00

LZ-modellen skalert med  $BV_{t-1}$ , estimert med robuste standardfeil

## Appendiks F

### Humankapitalberegning basert på modell (1)

Estimert humankapitalbeholdning i prosent av markedsverdi. Regresjonskoeffisientene er hentet fra en modellestimering hvor OLS er brukt som metode, og hvor  $w_{t-1}$  er ekskludert fra spesifikasjonen.

Basert på estimert koeffisient									
Avskrivningssats	HC/MV snitt	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	Vekstrate
15 %	18 %	14 %	16 %	14 %	27 %	17 %	16 %	20 %	Årlig
20 %	17 %	13 %	15 %	13 %	26 %	16 %	15 %	19 %	Årlig
25 %	16 %	13 %	15 %	13 %	25 %	16 %	15 %	18 %	Årlig
30 %	16 %	13 %	15 %	13 %	24 %	16 %	14 %	18 %	Årlig
35 %	16 %	12 %	14 %	12 %	23 %	15 %	14 %	17 %	Årlig
40 %	15 %	12 %	14 %	12 %	23 %	15 %	13 %	17 %	Årlig
15 %	17 %	14 %	15 %	14 %	25 %	16 %	15 %	18 %	Gjennomsnittlig
20 %	16 %	13 %	15 %	13 %	24 %	16 %	14 %	18 %	Gjennomsnittlig
25 %	16 %	13 %	15 %	13 %	24 %	16 %	14 %	18 %	Gjennomsnittlig
30 %	15 %	12 %	14 %	13 %	23 %	15 %	14 %	17 %	Gjennomsnittlig
35 %	15 %	12 %	14 %	12 %	22 %	15 %	13 %	17 %	Gjennomsnittlig
40 %	15 %	12 %	14 %	12 %	22 %	15 %	13 %	16 %	Gjennomsnittlig

Basert på nedre grense i 95 % konfidensintervall for estimerte koeffisienter									
Avskrivningssats	HC/MV snitt	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	Vekstrate
15 %	15 %	12 %	13 %	12 %	22 %	14 %	13 %	16 %	Årlig
20 %	14 %	12 %	13 %	12 %	22 %	14 %	13 %	16 %	Årlig
25 %	14 %	11 %	13 %	11 %	21 %	14 %	13 %	16 %	Årlig
30 %	14 %	11 %	13 %	11 %	21 %	14 %	12 %	16 %	Årlig
35 %	14 %	11 %	13 %	11 %	21 %	14 %	12 %	15 %	Årlig
40 %	14 %	11 %	12 %	11 %	20 %	13 %	12 %	15 %	Årlig
15 %	14 %	12 %	13 %	12 %	21 %	14 %	13 %	16 %	Gjennomsnittlig
20 %	14 %	11 %	13 %	12 %	21 %	14 %	13 %	16 %	Gjennomsnittlig
25 %	14 %	11 %	13 %	11 %	20 %	14 %	12 %	15 %	Gjennomsnittlig
30 %	14 %	11 %	12 %	11 %	20 %	13 %	12 %	15 %	Gjennomsnittlig
35 %	14 %	11 %	12 %	11 %	20 %	13 %	12 %	15 %	Gjennomsnittlig
40 %	13 %	11 %	12 %	11 %	20 %	13 %	12 %	15 %	Gjennomsnittlig

Basert på øvre grense i 95 % konfidensintervall for estimerte koeffisienter										
Avskrivningssats	HC/MV snitt	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	Vekstrate	
15 %	20 %	15 %	18 %	15 %	31 %	19 %	17 %	22 %	Årlig	
20 %	19 %	15 %	17 %	15 %	29 %	18 %	17 %	21 %	Årlig	
25 %	18 %	14 %	16 %	14 %	28 %	17 %	16 %	20 %	Årlig	
30 %	17 %	14 %	16 %	14 %	27 %	17 %	15 %	19 %	Årlig	
35 %	17 %	13 %	15 %	13 %	25 %	16 %	15 %	19 %	Årlig	
40 %	16 %	13 %	15 %	13 %	24 %	16 %	14 %	18 %	Årlig	
15 %	18 %	15 %	17 %	15 %	28 %	18 %	16 %	20 %	Gjennomsnittlig	
20 %	18 %	14 %	16 %	14 %	27 %	17 %	16 %	19 %	Gjennomsnittlig	
25 %	17 %	14 %	16 %	14 %	26 %	17 %	15 %	19 %	Gjennomsnittlig	
30 %	17 %	13 %	15 %	14 %	25 %	16 %	15 %	18 %	Gjennomsnittlig	
35 %	16 %	13 %	15 %	13 %	24 %	16 %	14 %	18 %	Gjennomsnittlig	
40 %	16 %	13 %	14 %	13 %	23 %	15 %	14 %	17 %	Gjennomsnittlig	

### Humankapitalberegning basert på modell (2)

Estimert humankapitalbeholdning i prosent av markedsverdi. Regresjonskoeffisientene er hentet fra en modellestimering hvor OLS er brukt som metode, og hvor  $w_{t-1}$  er ekskludert fra spesifikasjonen. Regresjonen er utført med gjennomsnittsvARIABLER per selskap i utvalget.

Basert på estimert koeffisient										
Avskrivningssats	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	HC/MV snitt	Vekstrate	
15 %	17 %	19 %	17 %	34 %	20 %	19 %	24 %	21 %	Årlig	
20 %	16 %	18 %	16 %	32 %	20 %	18 %	23 %	20 %	Årlig	
25 %	15 %	18 %	16 %	30 %	19 %	17 %	22 %	20 %	Årlig	
30 %	15 %	17 %	15 %	29 %	18 %	17 %	21 %	19 %	Årlig	
35 %	14 %	17 %	15 %	28 %	18 %	16 %	20 %	18 %	Årlig	
40 %	14 %	16 %	14 %	27 %	17 %	16 %	20 %	18 %	Årlig	
15 %	16 %	18 %	16 %	30 %	20 %	18 %	22 %	20 %	Gjennomsnittlig	
20 %	16 %	18 %	16 %	29 %	19 %	17 %	21 %	19 %	Gjennomsnittlig	
25 %	15 %	17 %	15 %	28 %	18 %	16 %	21 %	19 %	Gjennomsnittlig	
30 %	15 %	17 %	15 %	27 %	18 %	16 %	20 %	18 %	Gjennomsnittlig	
35 %	14 %	16 %	14 %	26 %	17 %	15 %	19 %	18 %	Gjennomsnittlig	
40 %	14 %	16 %	14 %	25 %	17 %	15 %	19 %	17 %	Gjennomsnittlig	

Basert på nedre grense i 95 % konfidensintervall for estimerte koeffisienter									
Avskrivningssats	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	HC/MV snitt	Vekstrate
15 %	18 %	20 %	18 %	34 %	22 %	20 %	25 %	22 %	Årlig
20 %	17 %	20 %	17 %	33 %	21 %	19 %	24 %	22 %	Årlig
25 %	17 %	19 %	17 %	32 %	21 %	19 %	24 %	21 %	Årlig
30 %	17 %	19 %	17 %	31 %	20 %	19 %	23 %	21 %	Årlig
35 %	16 %	18 %	16 %	31 %	20 %	18 %	23 %	20 %	Årlig
40 %	16 %	18 %	16 %	30 %	19 %	18 %	22 %	20 %	Årlig
15 %	17 %	20 %	18 %	32 %	21 %	19 %	24 %	22 %	Gjennomsnittlig
20 %	17 %	19 %	17 %	32 %	21 %	19 %	23 %	21 %	Gjennomsnittlig
25 %	17 %	19 %	17 %	31 %	20 %	18 %	23 %	21 %	Gjennomsnittlig
30 %	16 %	19 %	16 %	30 %	20 %	18 %	22 %	20 %	Gjennomsnittlig
35 %	16 %	18 %	16 %	29 %	20 %	18 %	22 %	20 %	Gjennomsnittlig
40 %	16 %	18 %	16 %	29 %	19 %	17 %	21 %	19 %	Gjennomsnittlig

Basert på øvre grense i 95 % konfidensintervall for estimerte koeffisienter									
Avskrivningssats	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	HC/MV snitt	Vekstrate
15 %	16 %	19 %	16 %	35 %	19 %	18 %	23 %	21 %	Årlig
20 %	15 %	18 %	15 %	31 %	19 %	17 %	22 %	20 %	Årlig
25 %	15 %	17 %	15 %	29 %	18 %	17 %	21 %	19 %	Årlig
30 %	14 %	16 %	14 %	28 %	17 %	16 %	20 %	18 %	Årlig
35 %	14 %	16 %	14 %	26 %	17 %	15 %	19 %	17 %	Årlig
40 %	13 %	15 %	13 %	25 %	16 %	15 %	18 %	16 %	Årlig
15 %	15 %	18 %	16 %	30 %	19 %	17 %	21 %	19 %	Gjennomsnittlig
20 %	15 %	17 %	15 %	28 %	18 %	16 %	20 %	18 %	Gjennomsnittlig
25 %	14 %	16 %	14 %	27 %	17 %	15 %	19 %	18 %	Gjennomsnittlig
30 %	14 %	16 %	14 %	25 %	17 %	15 %	19 %	17 %	Gjennomsnittlig
35 %	13 %	15 %	13 %	25 %	16 %	14 %	18 %	16 %	Gjennomsnittlig
40 %	13 %	15 %	13 %	24 %	16 %	14 %	18 %	16 %	Gjennomsnittlig



### Humankapitalberegning basert på modell (3)

Estimert humankapitalbeholdning i prosent av markedsverdi. Regresjonskoeffisientene er hentet fra en modellestimering hvor FE er brukt som metode, og hvor  $w_{t-1}$  er ekskludert fra spesifikasjonen.

Basert på estimert koeffisient									
Avskrivningssats	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	HC/MV snitt	Vekstrate
15 %	14 %	16 %	14 %	26 %	17 %	15 %	19 %	17 %	Årlig
20 %	13 %	15 %	13 %	25 %	16 %	15 %	19 %	17 %	Årlig
25 %	13 %	15 %	13 %	25 %	16 %	15 %	18 %	16 %	Årlig
30 %	13 %	14 %	13 %	24 %	15 %	14 %	18 %	16 %	Årlig
35 %	12 %	14 %	12 %	23 %	15 %	14 %	17 %	16 %	Årlig
40 %	12 %	14 %	12 %	23 %	15 %	14 %	17 %	15 %	Årlig
15 %	13 %	15 %	13 %	25 %	16 %	15 %	18 %	17 %	Gjennomsnittlig
20 %	13 %	15 %	13 %	24 %	16 %	14 %	18 %	16 %	Gjennomsnittlig
25 %	13 %	15 %	13 %	24 %	16 %	14 %	17 %	16 %	Gjennomsnittlig
30 %	12 %	14 %	13 %	23 %	15 %	14 %	17 %	15 %	Gjennomsnittlig
35 %	12 %	14 %	12 %	23 %	15 %	13 %	17 %	15 %	Gjennomsnittlig
40 %	12 %	14 %	12 %	22 %	15 %	13 %	16 %	15 %	Gjennomsnittlig

Basert på nedre grense i 95 % konfidensintervall for estimerte koeffisienter									
Avskrivningssats	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	HC/MV snitt	Vekstrate
15 %	9 %	11 %	10 %	18 %	12 %	11 %	13 %	12 %	Årlig
20 %	9 %	11 %	9 %	17 %	11 %	10 %	13 %	12 %	Årlig
25 %	9 %	11 %	9 %	17 %	11 %	10 %	13 %	12 %	Årlig
30 %	9 %	10 %	9 %	17 %	11 %	10 %	13 %	11 %	Årlig
35 %	9 %	10 %	9 %	17 %	11 %	10 %	13 %	11 %	Årlig
40 %	9 %	10 %	9 %	17 %	11 %	10 %	13 %	11 %	Årlig
15 %	9 %	11 %	9 %	17 %	12 %	10 %	13 %	12 %	Gjennomsnittlig
20 %	9 %	11 %	9 %	17 %	11 %	10 %	13 %	12 %	Gjennomsnittlig
25 %	9 %	10 %	9 %	17 %	11 %	10 %	13 %	11 %	Gjennomsnittlig
30 %	9 %	10 %	9 %	17 %	11 %	10 %	13 %	11 %	Gjennomsnittlig
35 %	9 %	10 %	9 %	17 %	11 %	10 %	12 %	11 %	Gjennomsnittlig
40 %	9 %	10 %	9 %	17 %	11 %	10 %	12 %	11 %	Gjennomsnittlig

Basert på øvre grense i 95 % konfidensintervall for estimerte koeffisienter									
Avskrivningssats	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	HC/MV snitt	Vekstrate
<b>15 %</b>	16 %	18 %	16 %	32 %	20 %	18 %	23 %	<b>20 %</b>	Årlig
<b>20 %</b>	16 %	18 %	16 %	30 %	19 %	17 %	22 %	<b>20 %</b>	Årlig
<b>25 %</b>	15 %	17 %	15 %	29 %	18 %	17 %	21 %	<b>19 %</b>	Årlig
<b>30 %</b>	15 %	17 %	15 %	28 %	18 %	16 %	21 %	<b>18 %</b>	Årlig
<b>35 %</b>	14 %	16 %	14 %	27 %	17 %	16 %	20 %	<b>18 %</b>	Årlig
<b>40 %</b>	14 %	16 %	14 %	26 %	17 %	15 %	19 %	<b>17 %</b>	Årlig
<b>15 %</b>	16 %	18 %	16 %	29 %	19 %	17 %	21 %	<b>19 %</b>	Gjennomsnittlig
<b>20 %</b>	15 %	17 %	15 %	28 %	18 %	16 %	21 %	<b>19 %</b>	Gjennomsnittlig
<b>25 %</b>	15 %	17 %	15 %	27 %	18 %	16 %	20 %	<b>18 %</b>	Gjennomsnittlig
<b>30 %</b>	14 %	16 %	14 %	26 %	17 %	16 %	19 %	<b>18 %</b>	Gjennomsnittlig
<b>35 %</b>	14 %	16 %	14 %	26 %	17 %	15 %	19 %	<b>17 %</b>	Gjennomsnittlig
<b>40 %</b>	13 %	15 %	14 %	25 %	16 %	15 %	18 %	<b>17 %</b>	Gjennomsnittlig